

# ib

**INFORMACIÓN BÁSICA EN ESTADÍSTICA**

Volumen 5 Número 1

Enero 2016 - diciembre 2016 ISSN 2256-1552

## EN ESTA EDICIÓN

TAMAÑO DEL HOGAR Y CAPITAL HUMANO

IVA EN TELEFONÍA MÓVIL

COMPOSICIÓN DE LOS HOGARES

BIENESTAR Y ACCESO A CALIDAD URBANA

POBREZA MULTIDIMENSIONAL Y RELACIONES ESPACIALES

CURVA DE PHILLIPS NEOKEYNESIANA

OFERTA DE MICROCRÉDITO

DÉFICIT DE VIVIENDA

EMIGRACIÓN INTERNACIONAL

RENDIMIENTO ACADÉMICO

CICLO BANCARIO EN COLOMBIA



**DANE**  
Para tomar decisiones



**TODOS POR UN  
NUEVO PAÍS**  
PAZ EQUIDAD EDUCACIÓN





## INFORMACIÓN BÁSICA EN ESTADÍSTICA

La Revista *ib* es una publicación anual, arbitrada por pares evaluadores, orientada a difundir trabajos originales enmarcados en actividades de investigación para crear un espacio de difusión de datos y metodologías asociados a la actividad estadística, económica y demográfica.

El centro nacional de formación en estadística del DANE, CANDANE, obedeciendo a su naturaleza de ente académico, publica la Revista *ib* para ofrecer un espacio de debate, crítica y análisis de temas estadísticos, económicos y demográficos de alto nivel académico.

A través de esta publicación el DANE responde a su compromiso con la difusión y socialización de estadísticas, como un valor agregado anexo a su deber de producción y procesamiento oficial, al difundir artículos relacionados con información básica en temas demográficos, económicos, sociales, geográficos, agropecuarios y ambientales, que sirvan como instrumento de análisis de todos aquellos que utilizan la información estadística como insumo de su quehacer diario.

La Revista *ib* Información Básica en Estadística se encuentra indexada en **Publindex**, **LatAmPlus** e **International Periodicals Directory (ULRICH)**, así como en el índice electrónico de **Econlit**.

Las opiniones expresadas en los artículos son responsabilidad exclusiva del autor, su contenido no compromete al Departamento Administrativo Nacional de Estadística, ni a la Revista *ib* de la Información Básica Estadística.

Cuando un artículo es aceptado para publicación, los derechos de copia del mismo pasan a ser propiedad del DANE.

**Mauricio Perfetti del Corral**  
Director

**Carlos Felipe Prada Lombo**  
Subdirector

**Luis Humberto Molina Moreno**  
Secretario General

### DANE, 2015

Prohibida la reproducción total o parcial sin permiso o autorización del Departamento Administrativo Nacional de Estadística, Colombia.

### Ib Información Básica Estadística

ISSN 2256-1552

Vol. 5 Núm. 1

256 páginas

Enero 2016-Diciembre 2016

#### Editor

Bernardo Guerrero Lozano

#### Equipo editorial

Carolina Avendaño Pabón  
Ivonne Lisette Álvarez Mojica

#### Documentos de Trabajo

Néstor Eduardo Muñoz Rojas

#### Corrección de estilo

Adriana Paola Arcila Rodríguez  
Luis Javier Sánchez Duque

#### Diseño y Diagramación

Carolina Norato Anzola  
Diana María Jara Rivera

#### Dirección de Difusión, Mercadeo y

Cultura Estadística

Érika Mosquera Ortega

#### Comité Editorial

##### Bernardo Guerrero Lozano

(Colombia)

Departamento Administrativo Nacional de Estadística

##### Leonardo Trujillo

(Colombia)

Universidad Nacional de Colombia

##### Impresión

Imprenta Nacional de Colombia

##### Ana Paola Cortés Díaz

(Colombia)

Departamento Administrativo Nacional de Estadística

Bogotá, D.C.- Colombia

##### Francisco Azuero Zúñiga

(Colombia)

Universidad de Los Andes

##### Publicación anual

Tiraje: 1000 ejemplares

#### Revista *ib* versión digital

[http://www.dane.gov.co/candane/index.php?option=com\\_content&view=article&layout=edit&id=27](http://www.dane.gov.co/candane/index.php?option=com_content&view=article&layout=edit&id=27)







# CONTENIDO



9

**El efecto del tamaño del hogar en el capital humano de los hijos**

The effect of household size in the human capital of children

*Luz Andrea Piñeros López*

23

**Impacto social del IVA en telefonía móvil en Colombia**

Social Impact of VAT on the Colombian Mobile Telephony

*Andrés Mauricio Clavijo Abril*

48

**La composición de los hogares de las personas mayores en Bogotá a comienzos del siglo XXI. Una comparación entre las localidades de Teusaquillo y Usme**

The households' composition of seniors in Bogota at the beginning of the twenty-first century. A comparison between the localities of Teusaquillo and Usme

*Ángela María Jaramillo de M.  
Diva Marcela García G.*

77

**Construcción de un índice de bienestar y acceso equitativo a calidades urbanas. Análisis de conglomerados a partir de la encuesta multipropósito de Bogotá 2011**

Constructing an index of welfare and equitable access to urban qualities: cluster analysis through Bogota's 2011 multipurpose survey

*Jorge Alberto Torres Vallejo  
Cristian Andrés Torres Casallas  
Néstor Darío Preciado Sánchez*

94

**Hacia un índice de pobreza multidimensional con ponderaciones regionales a partir del modelado de relaciones espaciales**

Towards a multidimensional poverty index with regional weights using spatial modelling

*Laura Estrada Arbeláez  
Carlos Alberto Durán Gil*

124

**La curva de Phillips Neokeynesiana, algunos ejercicios adicionales para el caso de Colombia**

The New Keynesian Phillips Curve, additional approaches for Colombia

*Steven Zapata Álvarez*

144

**La banca de las oportunidades y la oferta de microcrédito en la banca privada tradicional**

The «opportunities bank» policy and the private banks' microcredit supply

*Julián David Rosero Navarrete*

174

**Calculando el déficit de vivienda a partir de la Gran Encuesta Integrada de Hogares**

A Calculation of the housing deficit through the Great Integrated Household Survey

*Jorge Enrique Torres Ramírez  
Elizabeth Pérez Pérez  
Jorge Alberto Torres Vallejo  
Néstor Darío Preciado Sánchez  
Cristian Andrés Torres Casallas*

193

**Estimación de flujos de emigración internacional desde Colombia en el período 2000-2010**

Estimating international migration flows from Colombia during the period 2000 - 2010

*Iván Fernando Camacho*

211

**Factores asociados al rendimiento académico: un caso en Bogotá D. C.**

Factors associated to academic performance: a case study in Bogotá

*Alba Isabel García Giraldo*

226

**Un modelo dinámico Bayesiano para el ciclo bancario en Colombia**

A Bayesian dynamic model for the banking cycle in Colombia

*Mario Gregorio Saavedra Rodríguez  
Osmar Leandro Loaiza Quintero  
Jairo Fuquene*

249/253

**Submission of articles - Instrucciones para el envío de artículos**







**EDITORIAL**

Con el compromiso permanente de añadir valor agregado a los resultados de las operaciones estadísticas, el DANE presenta la quinta edición de la Revista Información Básica Estadística. Este número está dedicado a reflexionar sobre temas del ámbito socioeconómico como son: el bienestar social, la composición familiar, el capital humano, la equidad urbana, la pobreza multidimensional, la oferta de microcrédito, la curva de Phillips Neokeynesiana, el déficit de vivienda, la migración internacional, el rendimiento escolar y el ciclo bancario colombiano.

En esta ocasión, nos complace presentar los once artículos aceptados por los árbitros evaluadores después de una cuidadosa revisión y ajuste de los mismos.

La discusión sobre capital humano es presentada por Luz Andrea Piñeros López en su artículo «El efecto del tamaño del hogar en el capital humano de los hijos». A través de su análisis, la autora explora los efectos sociales de la alta fertilidad de un país en vía de desarrollo. Específicamente, hace una revisión del efecto del tamaño del hogar en el capital humano de jóvenes entre 7 y 25 años, en Colombia; basándose en investigaciones de teóricos como Becker y Lewis (1973), Becker y Tomes (1976), King (1987), Moav (2005), entre otros. Adicionalmente, hace un análisis cuantitativo, incluyendo variables dicotómicas con las que muestra una correlación negativa entre el tamaño del hogar y el logro educativo de los niños, así como los impactos del efecto del orden de su nacimiento. El estudio menciona, además, algunas oportunidades que se generan en términos de la inversión realizada por los padres en el capital humano de sus hijos, que a mediano plazo se podrían volcar a favor de la economía nacional.

Por su parte, Andrés Clavijo hace un análisis del impacto del impuesto al

valor agregado en la telefonía móvil sobre el bienestar de los individuos, caracterizando a los hogares por estrato. Este bien de la canasta familiar, que hace poco más de una década era considerado un bien de lujo, hace parte de un sector que ha recibido altas cargas fiscales, cuyos ingresos son destinados a la financiación del deporte y la cultura colombiana. Con los aumentos impositivos se ven afectados los individuos que poseen ingresos inferiores, los cuales presentan una demanda menos elástica frente a los precios del servicio de quienes cuentan con ingresos altos. Se encuentra que otros factores determinantes para acceder al servicio de telefonía móvil, son el nivel educativo del jefe de hogar, no tener teléfono fijo y tener un activo como carro o moto.

También, Ángela Jaramillo y Diva García, presentan una comparación entre las localidades más y menos envejecidas sobre el área urbana de la capital del país. Las investigadoras realizan un análisis de la composición de las familias con presencia de adultos mayores, con el objetivo de identificar los diferentes niveles de vejez, y su relación con los procesos históricos de poblamiento. Dicha composición familiar varía según la edad, el sexo y el lugar de residencia de las personas mayores, y se encuentra que la variación respecto a la ubicación geográfica es reflejo de las condiciones sociodemográficas pasadas y presentes de cada lugar.

Por otro lado, Jorge Alberto Torres, Néstor Preciado y Cristian Torres proponen un índice para la medición del bienestar y el acceso equitativo a las calidades urbanas a partir del análisis de variables como el ingreso per cápita, el desempleo, la formalidad laboral, la educación, la seguridad en la tenencia de vivienda, la precariedad habitacional, el acceso a servicios públicos domiciliarios básicos, el acceso a equipamientos

e infraestructura, y la seguridad ciudadana. Los autores presentan a un índice, que reúne diferentes metodologías utilizadas para el análisis de la desigualdad y la segregación y que, con datos de la Encuesta Multipropósito de Bogotá 2011, les permite inferir acerca de la situación de las localidades de la capital. Este índice propuesto sirve como herramienta de seguimiento y control a las políticas públicas que afectan la dinámica social.

Asimismo, Laura Estrada y Carlos Durán presentan su análisis sobre el Índice de Pobreza Multidimensional (IPM), a la luz del modelado de relaciones espaciales. El IPM permite identificar a las personas y hogares pobres por medio de las privaciones que estos experimentan en cinco dimensiones: educación, condiciones de la niñez y juventud, salud, trabajo, y condiciones de la vivienda y del hogar. Los investigadores buscan a través del modelado de relaciones espaciales examinar si las privaciones que experimentan los hogares a nivel municipal total, cabecera y rural disperso tienen un peso diferenciado espacialmente sobre el porcentaje de personas pobres según el IPM. Entre los hallazgos se encuentran variaciones regionales que explican por qué la relación entre la incidencia de la pobreza multidimensional y las privaciones que enfrentan los hogares cambian en el espacio, teniendo como factores clave de este fenómeno la alta dependencia económica y la protección social.

Se incluye también el artículo denominado «La banca de las oportunidades y la oferta de microcrédito en la banca privada tradicional», en el que Julián Rosero analiza la incidencia del programa de gobierno sobre la oferta de microcrédito de la banca privada tradicional. A partir de una revisión teórica del microcrédito y la banca privada, procede a realizar un análisis económico de la oferta de microcrédito



en 14 entidades bancarias no oficiales y que tampoco pertenecen a la banca especializada, durante el periodo comprendido entre 2002 y 2010. En su interpretación de resultados se encuentra evidencia estadística de cambio estructural con probable correlación negativa. De igual forma, con base en el análisis, se concluye que esta dinámica responde tanto a la voluntad por parte del sector como a los mecanismos establecidos en el marco de la Banca de las Oportunidades.

El artículo de Elizabeth Pérez, Jorge Enrique Torres, Jorge Alberto Torres, Néstor Preciado y Cristian Torres da cuenta de la evolución en los conceptos y mediciones del déficit de vivienda en Colombia, haciendo énfasis en los periodos sucedidos entre 1960 y 2014. La revisión histórica permite contrastar los cambios en la visión relativa a las carencias habitacionales, así como las innovaciones metodológicas y las fuentes de información disponibles durante todo el periodo de análisis. Los autores presentan una propuesta de indicador para la medición del déficit habitacional del país utilizando la Gran Encuesta Integrada de Hogares realizada por el DANE, como medida actualizada que permita la formulación de políticas de vivienda. La propuesta responde a una medición a través de un conjunto de variables dicotómicas que miden la ausencia o presencia de una calidad determinada en el estado de las viviendas por hogar en un momento del tiempo.

Por otra parte, Mario Saavedra, Osmar Loaiza y Jairo Fúquene estiman el comportamiento del sector bancario colombiano a través de un modelo dinámico bayesiano, e identifican su

relación con los ciclos del sector real y la producción industrial. A pesar de la existencia de diversos indicadores y modelos usados por los responsables de la política económica, los autores buscan la representación de la conducta del sector, de forma que lleguen a una propuesta que refleje de manera cercana los periodos de contracción o crisis que ha presentado la banca en el pasado reciente en Colombia. Como resultado, se concluye que un comportamiento expansivo de la actividad bancaria tiene una incidencia positiva sobre la producción industrial y el ritmo de expansión de la economía.

La investigadora Alba García presenta los resultados de su análisis sobre los factores que pueden influir en el rendimiento escolar de jóvenes de Bogotá. Citando a Amartya Sen y las declaraciones de la UNESCO, la autora se pregunta sobre la educación y la relación de su calidad con la formación de capital humano. Con una muestra de estudiantes del grado 11 que respondieron a los cuestionarios de la «Prueba Saber 11», interpreta los resultados para matemáticas y lenguaje, siendo las materias que refieren mayor cercanía a competencias comunicativas, de razonamiento, argumentación, planteamiento y resolución de problemas. De los resultados se infiere que resultan significativas las variables edad, educación de la madre, estrato socioeconómico, y tipo de jornada en el rendimiento escolar de los estudiantes; hallazgos que permiten una larga discusión en temas de política pública.

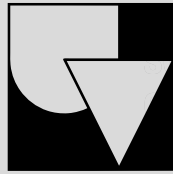
En materia demográfica, Iván Camacho hace una aproximación a una nueva propuesta de medición de la emigración

internacional desde Colombia en el periodo 2000-2010, como complemento a las nuevas propuestas de medición que se están desarrollando al interior del DANE. El cálculo de este componente de la dinámica demográfica es todo un reto para los investigadores, dado su carácter cambiante y renovable, por lo que hasta el momento se cuenta con fuentes indirectas para su estimación. El autor clarifica su postura frente a su propuesta que no pretende producir cifras definitivas, sino por el contrario, busca exponer los primeros indicios de lo que podría ser un modelo más refinado en el futuro y da unas recomendaciones para mejorar su trabajo.

En el ejercicio adelantado por Steven Zapata, se calcula la curva de Phillips Neokeynesiana para Colombia, analizando datos del periodo comprendido entre 1990 y 2006. El autor contrasta los resultados para una economía cerrada y una abierta y pequeña, encontrando algunas diferencias significativas en el impacto de los costos marginales sobre el nivel de precios. Adicionalmente, muestra que las estimaciones realizadas con el IPC son menos robustas que las realizadas con el deflactor del PIB, pero a su vez, referencia que por el primer método se logran cálculos con mayor grado de precisión que con el segundo.

En esta ocasión, ofrecemos nuestros más sinceros agradecimientos a los autores, evaluadores y lectores quienes hacen posible que continuemos publicando resultados de investigaciones, que favorezcan las discusiones académicas, alrededor de las estadísticas oficiales.

**Bernardo Guerrero Lozano**



Universidad  
del Valle

# sociedad y economía

Facultad de Ciencias Sociales y Económicas



## TEMA CENTRAL

### Los estudios demográficos a inicios del siglo XXI

Jóvenes de hoy, adolescentes de ayer en Uruguay: maternidad y desempeños  
*Carmen Varela Petito y Cecilia Lara*

Prácticas de paternidad de algunos varones gais de la Ciudad de México. Entre tabúes y nuevas apuestas para su ejercicio  
*Sebastián Giraldo Aguirre*

Participación y tiempo en actividades cotidianas de hombres y mujeres vinculados al mercado laboral en México  
*María Viridiana Sosa Márquez, Rosa Patricia Román Reyes*

El trabajo infantil rural en México y Argentina. El caso de dos complejos agroindustriales  
*Sarai Miranda Juárez, Daniel Alberto Re*

La población inmigrante calificada colombiana residente en Estados Unidos  
*Rosa Emilia Bermúdez Rico*

Los migrantes colombianos en la prensa colombiana: una lectura de género 1990 – 2006  
*Victoria Elena Bazurto Botero*

Desigualdad de oportunidades educativas en la población de 20 a 29 años de Brasil y Colombia, según autoclasificación étnico-racial  
*Carlos Augusto Viáfara López, Nini Johanna Serna Alvarado*

Política de discapacidad e inclusión de la Universidad del Valle: un proceso participativo  
*Mónica María Carvajal Osorio*

## Otros temas

Salarios de eficiencia en un contexto de agentes heterogéneos y racionalidad limitada  
*Jhon Alexander Méndez Sayago*

## Crítica de libro

*Pigmentocracies: Ethnicity, Race and Color in Latin America*  
*George Reid Andrews*

# 29

Julio - diciembre de 2015  
ISSN 1657-6357

Publicada por la Facultad  
de Ciencias Sociales y  
Económicas de la  
Universidad del Valle

Tels: 339 2399 - 321 2327  
Apartado aéreo: 25360  
Cali, Colombia

## SUSCRIPCIÓN

### Anual (2 números)

Colombia \$24.000  
Extranjero 10 US\$

### Bianual (4 números)

Colombia \$48.000  
Extranjero 20 US\$

## COMPRA

### Última edición

Colombia \$12.000  
Extranjero 5 US\$

### Ediciones anteriores

Colombia \$10.000  
Extranjero 5 US\$





# EL EFECTO DEL TAMAÑO DEL HOGAR EN EL CAPITAL HUMANO DE LOS HIJOS

THE EFFECT OF HOUSEHOLD SIZE IN THE HUMAN CAPITAL OF CHILDREN

## Luz Andrea Piñeros López

Economista y Politóloga de la Universidad de los Andes. Magíster en Economía de la misma universidad. Investigadora del equipo de pobreza en Dirección de Metodología y Producción Estadística del DANE.

Correo electrónico: [andrea\\_co\\_90210@yahoo.com](mailto:andrea_co_90210@yahoo.com)

Fecha de recepción: 13/11/2013

Fecha de aceptación: 29/04/2015

### Resumen

A partir de la Encuesta Nacional de Calidad de Vida (ENCV) de 2012, este documento explora el efecto del tamaño del hogar en el capital humano<sup>1</sup> de los jóvenes entre 7 y 25 años en Colombia. Los resultados indican que en el país se cumple el modelo de dilución de Becker y Lewis (1973), el cual establece que entre más hijos haya al interior del hogar menor es la inversión en educación de los mismos. Finalmente, se establece que existen efectos marginales significativos en el orden de nacimiento de los hijos, la evidencia sugiere que los hijos primogénitos tienen en promedio mayores niveles de educación que sus otros hermanos y mayor probabilidad de estar en el nivel educativo de acuerdo a su edad.

### Palabras claves

Estructura familiar, fertilidad, educación de los hijos.

### Abstract

Using the National Survey of Quality of Life (NSQL) of 2012, this paper explores the effects of fertility on human capital of young people between 7 and 25 years in Colombia. The results indicate that the country marks the Becker and Lewis (1973) dilution model, which states that the more children within household the investment in education is lower. Finally, it establishes that there are significant marginal effects in the order of birth of the children, the evidence suggests that firstborn children have higher average levels of education than their brothers and more likely to be in the educational level according to their age.

### Key words

Family structure, fertility, education of the descendants.

<sup>1</sup>. Medido en años de educación. No teniendo rezago escolar para los jóvenes entre 7 y 17 años, y a la asistencia a la educación superior para los jóvenes entre 18 y 25 años.



## INTRODUCCIÓN

Si la decisión de fecundidad de los hogares en las últimas décadas ha sido tener menos niños para darles mejor calidad (en términos educativos), estos hogares ¿están en lo cierto al asumir que la calidad de los niños tiene una relación inversamente proporcional al número de niños? Y si es así, ¿el tamaño del hogar es una influencia importante en la calidad del niño? Finalmente, si el tamaño del hogar es importante, ¿cuál es el mecanismo en el cual opera? Este documento intenta explicar las consecuencias no favorables para los niños (en términos de calidad<sup>2</sup>) de la alta fertilidad en un país en vías de desarrollo.

Una de las preguntas más importantes en la economía y en la política social es cómo el tamaño de las familias afecta las circunstancias económicas de los hogares. En particular, la relación negativa entre el número de hijos y su calidad. Al respecto, Becker y Lewis (1973) y más adelante, Becker y Tomes (1976) desarrollan un modelo teórico sobre la correlación existente entre el tamaño del hogar y la calidad de los hijos (ver anexo 1). Los autores señalan que un aumento en los ingresos de los padres llevaría a un gasto relativamente grande en sus hijos; por lo tanto, un gran aumento de los gastos reduciría la demanda de niños debido al costo de cada uno. Los autores demuestran cómo las tasas de natalidad podrían caer al aumentar los ingresos de los hogares a pesar de que los niños no son bienes inferiores.

En este sentido, análisis económicos recientes, en materia de transición

demográfica, proporcionan soporte adicional para ver que las familias numerosas mantienen bajos niveles de vida (Galor y Weil [2000]; Hazan y Berdugo [2002] y Moav [2005]). En Colombia, el 72,3 % de los hogares que tienen más de tres niños menores a 12 años son pobres monetariamente (DANE, 2011).

Al respecto, Moav (2005) sugiere que la teoría de la alta fertilidad ofrece una explicación para la persistencia de la pobreza dentro y entre los países, en la medida en que las personas educadas tienen ingresos más altos, tienen menos hijos y una ventaja comparativa en el tamaño de la inversión en capital humano de sus hijos.

Adicionalmente, estudios para Colombia sugieren la relación negativa entre el número de hijos y el salario de las madres. Gutiérrez y Piñeros (2012), usando la ENCV (2003), muestran que a medida que se tiene un hijo el salario de la mujer disminuirá en un 51 %, manteniendo las demás variables constantes. Olarte y Peña (2010) infieren que los resultados empíricos confirman la existencia de una penalización salarial sustancial por maternidad; ellas estiman que luego de controlar por variables observables y sesgo de selección, aún persiste una brecha salarial de 9,4 % entre madres y no madres; la brecha salarial es más alta cuando los hijos tienen menos de 5 años de edad (18,4 %).

Por su parte, López y Ribero (2005) analizan cómo las decisiones de tiempo

de la madre y las características del hogar afectan el desarrollo de los hijos. El desarrollo de los menores es visto desde dos perspectivas, la educación y el cuidado infantil. Para la educación se consideran la asistencia y la extraedad escolar de los menores, es decir, el número de años de retraso con respecto al grado en que deberían estar de acuerdo a su edad. Para cuidado infantil se examina la escogencia de los padres entre las diferentes alternativas posibles para el cuidado del hijo durante el tiempo en el cual no asiste al colegio. Las autoras muestran que la participación laboral de la madre y la presencia del padre en el hogar son determinantes y significativas en todos los modelos.

King (1987) señala que la creciente prevalencia de los hogares más pequeños debería contribuir a elevar los niveles educativos de las sucesivas generaciones de niños, un objetivo fundamental generalmente compartido por los hogares y los gobiernos. A pesar de la importancia de este tema, relativamente poca investigación empírica está disponible para documentar el efecto del tamaño del hogar en la educación de los niños, en los países en vías de desarrollo y cómo esto se relaciona con el impacto de la disminución de la fecundidad en la capacidad del hogar para escolarizar a sus hijos.

De esta manera, la evidencia directa sobre la hipótesis de esta disyuntiva es escasa, debido a la falta de datos adecuados sobre la calidad del niño, a la ignorancia considerable acerca de la «función de producción» para niños

<sup>2</sup> Entendiendo «calidad» como los años de educación promedio y el número de años de retraso con respecto al grado en que deberían estar de acuerdo a su edad.

de alta calidad, así como a una imposibilidad de separar los factores que pueden generar confusión, por ejemplo, atributos del hogar y los insumos exógenos escolares. En este trabajo, se usa la Encuesta Nacional de Calidad de Vida de Colombia (ENCV) del año 2012 para desarrollar evidencia empírica que estudie la relación negativa entre la alta fertilidad y la calidad de los hijos al interior del hogar.

Por lo tanto, esta investigación hace un avance en la literatura de la economía social para Colombia de dos maneras. En primer lugar, utilizando la metodología *probit bivariada* se estudia la relación negativa entre la cantidad de niños al interior del hogar y la inversión en capital humano de los mismos; y en el segundo, se indaga la relación existente entre el orden de nacimiento de los hijos y la inversión en capital humano.

Este artículo se divide en cuatro secciones. En la primera se presenta la motivación. Luego, se muestran los datos y la metodología utilizada. Más adelante se señalan los resultados empíricos del modelo y, finalmente, en la cuarta sección se expresan las principales conclusiones.

## Motivación

Los años de educación de un individuo pueden ser vistos como una inversión en capital humano, debido a que la educación aumenta la productividad individual en los mercados competitivos, el salario es igual a la productividad marginal del trabajo normalizada por el precio y existen costos iniciales (matrícula y oportunidad), y beneficios futuros (diferenciales de ingresos). En

**TABLA 1. INGRESO LABORAL PROMEDIO, POR HORA, SEGÚN NIVEL EDUCATIVO<sup>3</sup>. (DESVIACIÓN ESTÁNDAR EN PARÉNTESIS)**

Nivel educativo	Ingreso promedio por hora
Primaria (1.698,38)	\$2.933,74
Secundaria (2182,10)	\$3.632,03
Bachillerato (2.858,44)	\$4.324,39
Técnico o Tecnológico (4.107,32)	\$5.710,83
Universitario (9.718,42)	\$11.271,83
Posgrado (35.084,05)	\$21.877,61

Fuente: ENCV (2012). Cálculos propios.

la tabla 1 vemos la relación positiva existente entre el logro educativo y el salario por hora en Colombia.

Para la economía es de especial interés comprender los factores que determinan el capital humano<sup>4</sup>. En este documento se hace hincapié en el entorno del hogar como un componente principal de la función de producción de capital humano en la medida en que los padres deciden los niveles de inversión asociados a sus hijos. En la tabla 2 podemos ver que a medida que se incrementa el número de hermanos al interior del hogar el porcentaje de niños con rezago escolar aumenta.

Para el caso de Noruega, Black et al. (2005) encuentran una correlación negativa entre el tamaño del hogar y la educación de los niños. Cuando se

incluye el indicador para el nacimiento de gemelos (como variable instrumental), los efectos económicos del tamaño del hogar se reducen. Sin embargo, el orden de nacimiento tiene un efecto negativo significativo y grande en la educación infantil. En este sentido, el aumento en el tamaño del hogar puede afectar negativamente los resultados del niño a través de la dilución de recursos o porque el nivel medio de madurez en el hogar es más bajo.

Por su parte, Cáceres (2006) usa los nacimientos múltiples como un cambio exógeno en el tamaño del hogar, investigando cómo afecta el número de hijos, la inversión en capital humano y su bienestar en Estados Unidos utilizando las cifras del Censo de 1980. Los resultados demuestran que los padres, frente a un aumento en el número de

<sup>3</sup> El ingreso promedio por hora se determina por la pregunta de la ENCV (2012) «Antes de descuentos, ¿cuánto ganó el mes pasado en este empleo?», y se divide por 160 horas para sacar el ingreso promedio por hora. El nivel educativo se determinó teniendo en cuenta que la gente clasificada en primaria son todas aquellas que hicieron hasta quinto de primaria o menos. En secundaria es quienes hicieron entre sexto de bachillerato hasta noveno y así sucesivamente.

<sup>4</sup> Estudiar los factores que determinan el capital humano es fundamental ya que los años de educación determinan el salario de las personas. Si la mayor parte de los ingresos de los hogares provienen del salario, este ingreso determinaría la distribución del ingreso de los hogares y por lo tanto, los niveles de pobreza.



**TABLA 2. PORCENTAJE DE NIÑOS ENTRE 7 Y 17 AÑOS CON REZAGO ESCOLAR DE ACUERDO AL NÚMERO DE HIJOS POR HOGAR<sup>5</sup>. (DESVIACIÓN ESTÁNDAR EN PARÉNTESIS)**

Número de hijos	Porcentaje
1 hijo	22,32 (0,4164)
2 hijos	22,97 (0,4231)
Entre 3 y 4 hijos	35,02 (0,6043)
Más de 5	87,39 (0,1243)

Fuente: ENCV (2012). Cálculos propios.

hijos, reasignan los recursos de una manera consistente con el modelo de Becker y Lewis (1973), un hogar grande producto de un parto doble reduce la probabilidad de que los hijos mayores asistan a escuela privada, reduce la participación de la madre en la fuerza laboral y aumenta la probabilidad de que los padres se divorcien.

Es así que en la literatura empírica la influencia negativa del tamaño de la familia sobre los resultados educativos se estudia frecuentemente. Al estudiar el desarrollo cognitivo (Belmont y Marolla, 1973; Wolfe, 1982) y los resultados académicos (Rosenzweig y Wolpin, 1980; Blake, 1981; Hauser y Sewell, 1986; Hanushek, 1992; Hill y O. Neill, 1994; Black et al., 2005; Conley y Glauber, 2005) se muestra que los niños de los hogares más grandes tienen un menor rendimiento escolar que los niños de hogares más pequeños.

La evidencia para Estados Unidos, planteada por Hanushek (1992), sostiene que movimientos en el tamaño del

hogar podrían explicar más de la mitad de la varianza en algunos resultados de exámenes, y que la elasticidad de los logros con respecto al número de niños en el hogar es -0,03, lo que implica que el aumento del rendimiento anual de cada niño en un hogar caerá alrededor del 2 % cuando un segundo niño se añade y alrededor de 0,5 % cuando un sexto niño es añadido.

Como los años de educación son un determinante para el retorno salarial, una segunda aproximación en esta línea es revisar los retornos laborales que tienen las personas que vienen de hogares grandes. Al respecto, diversos estudios (Duncan, 1968; Wachtel, 1975; Brittain, 1977; Olneck y Bills, 1979; Kessler, 1991) muestran que las personas que tienen muchos hermanos son más propensas a tener menores ingresos y menor participación en el mercado laboral.

Finalmente, estudiar la relación entre el tamaño del hogar y la inversión en capital humano es esencial para un país

emergente como Colombia en cuanto a su dependencia en la transmisión de la pobreza entre generaciones. Para el caso de Brasil, Lam y Duryea (1999) sostienen que las mujeres brasileñas con cero años de escolaridad dan a luz a 6,5 hijos vivos, mientras que esta cifra disminuye a 3 para las mujeres con 8 años de escolaridad. Adicionalmente, sugieren que las madres con mayores niveles de educación, a pesar de tener mayores salarios, no aumentan significativamente su oferta de trabajo a causa de su mayor productividad en la producción de los niños bien educados. En particular, mientras que el salario de las mujeres con 8 años de escolaridad es 3,3 veces mayor que la de las mujeres sin escolaridad, su participación en la fuerza laboral es del 37 %, en comparación al 32 % para las mujeres con escolaridad cero.

## Datos y metodología

En esta sección se presentan los datos utilizados y la metodología para determinar la importancia relativa de los factores al interior del hogar en el capital humano de los hijos. De esta manera, en la primera parte se muestra la Encuesta Nacional de Calidad de Vida (ENCV) de 2012. Más adelante, se presentan los datos utilizados y la selección de muestra para luego presentar las metodologías de aproximación cuantitativa de la investigación.

En este sentido, para esta investigación se usó la ENCV del año 2012, que tiene como objetivo obtener información sobre las condiciones de vida de los colombianos, la cual tiene un cubrimiento nacional y tiene nueve

<sup>5</sup> El rezago escolar es medido de acuerdo a la edad del niño y el año escolar al que pertenece. Si tiene 7 años debe estar en primero de primaria, si está en un curso menor tiene rezago escolar y así sucesivamente.

<sup>6</sup> Bogotá D.C., Antioquia, Valle, Región Atlántica, Región Oriental, Región Central, Región Pacífica, San Andrés y Región Orinoquía-Amazónica. Adicionalmente, se estableció representatividad para los departamentos de La Guajira, Córdoba, Boyacá, Cauca, Chocó y Nariño (tomado de la metodología ENCV (2012) del DANE).

dominios<sup>6</sup>. Esta investigación abarca varios aspectos de los individuos, entre ellos características de su capital humano y variables sociodemográficas. Se utilizaron cuatro módulos de la ENCV (2012). El módulo A contiene la identificación y control del hogar; el

módulo D las características y composición del hogar; el módulo G de educación; y el módulo H de fuerza de trabajo. La unidad de análisis que se utilizará son los miembros del hogar y la selección de muestra es la siguiente:

## SELECCIÓN DE MUESTRA

Encuesta	ENCV 2012
Periodo	2012
Temporalidad de los datos	Anual
Unidad de análisis	Hogares con hijos entre 7 y 25 años
Años de educación	Todos
Nivel de ingreso	Todos

Para explicar la relación causal que tiene el tamaño del hogar en el capital humano de los hijos se utilizan datos de corte transversal provistos por la ENCV (2012) y se presentan dos ejercicios de medición. El primero de ellos, es un modelo *probit bivariado* que toma como variable dependiente limitada el rezago escolar en la población de 7 a 17 años, donde se usará parcialmente la metodología propuesta por Angrist, Levy, et al. (2010). Esta ecuación expresa el rezago escolar de los hijos en función de características observables, tomando la siguiente forma<sup>7</sup>:

$$R_i = \vec{\beta}_i(\vec{x}_i) + U_i \quad (1)$$

Donde  $R_i$  es 1 cuando en el hogar hay al menos un niño con rezago escolar;  $\vec{x}_i$  es un vector de variables independientes que incluye el género del jefe del hogar, variable dicotómica si la mamá trabaja, los años de educación alcanzados por los padres, el logaritmo del número de hijos y el

logaritmo del ingreso monetario promedio del hogar<sup>8</sup>.

El segundo modelo *probit bivariado* presenta las mismas características que el anterior pero este utiliza como variable dependiente limitada la asistencia a institución técnica, tecnológica o universitaria ( $A_i$ ), de la población de 18 a 25 años (ver ecuación 2).

$$A_i = \vec{\beta}_i(\vec{x}_i) + U_i \quad (2)$$

Es importante señalar que debido a que el rezago escolar y la asistencia a la educación superior están relacionadas con las circunstancias familiares. Esto podría llevar a exagerar sistemáticamente la importancia de los factores del hogar en las variables dependientes. Al respecto, para estudiar empíricamente la relación entre el tamaño del hogar y el capital humano de sus hijos, resulta fundamental tener en cuenta que el porcentaje de jóvenes con rezago escolar y el porcentaje

de jóvenes entre 18 y 25 años que no asisten a la educación superior y el tamaño del hogar puede deberse a que las características del hogar pequeño son diferentes a las características del hogar grande. Esto es lo que se conoce como «sesgo de selección». Dichas características pueden ser observadas como el promedio de años de educación de los padres, el orden de nacimiento de los hijos, el ingreso promedio del hogar, si participan en el mercado laboral de los padres, entre otras. Sin embargo, muchas de ellas son características que no se pueden observar como el nivel de compromiso de los padres en la educación de sus hijos, el apego, entre otras. Éstas últimas, pueden influir simultáneamente en la decisión del tamaño del hogar y el capital humano de los hijos.

En este sentido, los modelos presentados con anterioridad no satisfacen el supuesto de correlación igual a cero entre el error y la variable tamaño del hogar ( $X_i$ ):

$$E(X_i, U_i) \neq 0 \quad (3)$$

De esta manera, se propone un vector de variables instrumentales ( $\vec{z}_i$ ), donde  $\vec{z}_i$  sea exógeno o no correlacionado con el error  $U_i$ . Por lo tanto, se hace necesario el uso de la metodología de *probit bivalente* y la metodología *Heckprob*; la regresión con variables instrumentales permite estimar coeficientes consistentes ( $\beta_i$ ). Al respecto, en la primera etapa se hará una regresión ( $X_i$ ) sobre  $\vec{z}_i$ , obteniendo así un  $\hat{X}_i$ :

$$\hat{X}_i = \hat{\pi}_0 + \hat{\pi}_i \vec{z}_i, i = 1, \dots, n \quad (4)$$

<sup>7</sup> En el anexo 4 se explican las características de las variables de los modelos.

<sup>8</sup> Las variables son: una variable dicotómica siendo 1 si el jefe del hogar es hombre; 1 si la mamá trabaja, cero si no; promedio de años de educación alcanzados por los padres; el logaritmo de ingreso monetario promedio del hogar; Considero 1 como el hogar es grande y es más de 5 personas por hogar; 1 para el primogénito; 1 si el primer hijo es hombre y 1 para el hermano menor cero otros.



En la segunda etapa, se utilizará el  $\hat{X}_i$  en la regresión de  $Q_i$ :

$$Q_i = \beta_0 + \beta_1 \hat{X}_i + \bar{\beta}_i(\bar{w}_i) + U_i, i=1, \dots, n \quad (5)$$

En este modelo, las variables instrumentales serán variables dicotómicas de composición de género de los hijos y el orden de nacimiento. De acuerdo con Blake (1989) hay una serie de teorías que predicen los efectos de orden de nacimiento. Entre ellas están los modelos óptimos de parada, las diferencias fisiológicas y la dilución de recursos (tanto financieros como de tiempo). Es así que el orden de nacimiento es una variable instrumental relevante en esta investigación.

De esta manera, para solucionar el problema de sesgo de selección se propone un enfoque de tratamiento (Aakvik et al [2005]) mediante el cual el tamaño del hogar (variable tratamiento) sobre el rezago escolar o la no asistencia a la educación superior se estudiará mediante los modelos elección discreta *Heckprob* y *probit bivariado* (*Biprobit*). Ambos métodos econométricos permiten estimar dos procesos de decisión binarios interrelacionados y se basan en el supuesto de normalidad para los errores.

Por lo tanto, si  $X_{TFi}$  representa el tamaño del hogar (si es grande es mayor o igual a 4 hijos) y,  $R_{0i}$  y  $R_{1i}$  representan indicadores binarios del rezago escolar dado que el tamaño del hogar es grande o pequeño, respectivamente. La variable latente del modelo es:

$$X_{iTF} = 1(\beta'_{X_{iTF}} X_{iTF} + u_{X_{iTF}} > 0) \quad (6)$$

$$R_{0i} = 1(\beta'_0 X_i + u_{0i} > 0) \quad (7)$$

$$R_{1i} = 1(\beta'_1 X_i + u_{1i} > 0) \quad (8)$$

Donde el subíndice  $i$  representa la unidad de análisis, el vector de  $X_{iTF}$ ,  $X_i$  son las características observadas y el vector de  $\beta_{X_{iTF}}$ ,  $\beta_0$ ,  $\beta_1$  representan los parámetros, y el vector de  $u$  el término de error que incluye las características no observadas que afectan tanto al tamaño del hogar como al rezago escolar (o similarmente, a la no asistencia a la educación superior).

En este sentido, el objeto de utilizar la metodología *Heckprob* y *Biprobit* mediante la variable de tratamiento es para conocer si efectivamente se presenta un sesgo de selección, ya que en la mayoría de modelos que involucren elecciones individuales (en este caso, el número de hijos) se presentan problemas de autoselección y características no observables de los individuos que podrían llevar a un sesgo en los resultados.

Al respecto, el modelo *Biprobit* y *Heckprob* vendrán expresados formalmente en términos de la variable latente como:

$$variableLatente(T) = 1(\beta'_T X_{Ti} + u_{Ti} > 0) \quad (9)$$

$$R_i = 1(\beta' X_i + u_i > 0) \quad (10)$$

Siendo  $R_i$  la variable dicotómica de rezago escolar o la no asistencia a la educación superior. El vector de  $\hat{\beta}$  son los parámetros y el vector de  $X$  son las variables observadas. Finalmente, el vector de  $u$  son los términos de error.

En este documento se realizarán dos metodologías de estimación (la metodología *Heckprob* y la *Biprobit*). Para decidir si es posible contrastar la existencia o no de diferencias entre el rezago escolar de los hijos o la no asistencia a la educación superior y los hogares grandes y pequeños, utilizando las mismas variables explicativas y la misma muestra. La prueba de razón de verosimilitud establece:

$$H_0 : \bar{\rho}_{T0} = \rho_{11} \bar{y} \beta_0 = \beta_1 (Biprobit, BP) \quad (11)$$

$$H_1 : \bar{\rho}_{T0} \neq \rho_{11} \bar{y} \beta_0 \neq \beta_1 (Heckprob, BP) \quad (12)$$

Donde, los valores máximos del logaritmo de la verosimilitud estimados son  $\hat{L}_{BP}$  y  $\hat{L}_{HP}$  y bajo la hipótesis nula serían:

$$-2(\hat{L}_{BP} - \hat{L}_{HP}) : \chi^2(k+1) \quad (13)$$

Siendo  $K$  el número de variables en  $X$ . En tal sentido, existirán diferencias significativas en el rezago escolar o la no asistencia a educación superior en los hogares grandes y pequeños si se rechaza la hipótesis nula frente al *Heckprob*<sup>9</sup>. El test de razón de verosimilitud se muestra en el anexo 3.

## Resultados

Al aplicar la prueba de razón de verosimilitud entre el modelo *Heckprob* y el *probit bivariado* se deduce que existe evidencia suficiente que soporte la hipótesis de que los hijos de hogares grandes y hogares pequeños presentan diferencias en términos de rezago escolar y la no asistencia a la educación superior. De esta manera, se puede concluir que

<sup>9</sup> Esto es, si el estadístico  $-2(\hat{L}_{BP} - \hat{L}_{HP})$  supera el valor crítico.

el modelo *Heckprob* es el más adecuado para explicar la relación entre el tamaño del hogar y el rezago escolar y la no asistencia a la educación superior (ver anexo 3).

Por lo tanto, a continuación se presentan los principales resultados de los modelos utilizando la metodología *Heckprob*<sup>10</sup>. Los resultados presentan inferencias similares tanto para la variable limitada dependiente del rezago escolar de niños entre 7 y 17 años y la no asistencia a la educación superior de los jóvenes entre 18 y 25 años. Esto implica que el tamaño del hogar explica de manera positiva el rezago escolar y la no asistencia a la educación superior.

Los resultados indican que a medida que aumenta el número de hijos al interior del hogar la probabilidad de tener rezago escolar aumenta y la probabilidad de no asistir a educación superior se hace más alta (ver tabla 3 y tabla 4). Esto indica que podría existir una persistencia de la pobreza dentro de Colombia, en consonancia con la relación negativa entre el tamaño del hogar y la inversión en capital humano de los hijos.

En este sentido, los resultados de los efectos marginales de los modelos son consistentes con la teoría de Becker y Lewis (1973), mediante la cual se establece que a medida que aumenta el número de hijos al interior del hogar menor es la inversión en capital humano debido a que los recursos económicos se deben repartir en un mayor número de hijos (efecto dilución).

Por su parte, si el primer hijo es hombre, los resultados sugieren que tiene

**TABLA 3. EFECTOS MARGINALES DEL MODELO HECKPROB PARA LOS JÓVENES ENTRE 7 Y 17 AÑOS. (ERROR ESTÁNDAR EN PARÉNTESIS)**

Variable dependiente: Rezago escolar Variables independientes	Modelo Heckprob
Género del jefe del hogar	-0,507*** (0,025)
Dummy si la mamá trabaja	0,220* (0,097)
Promedio de años de educación de los padres	-0,376*** (0,007)
Logaritmo del ingreso monetario promedio del hogar	-0,309*** (0,020)
Hogar grande	0,608*** (0,026)
Dummy primogénito	0,365*** (0,012)
Dummy si el primer hijo es hombre	-0,127* (0,079)
Dummy si es el hermano menor	0,376*** (0,0216)
Constante	4,425*** (0,251)
Log likelihood = -3.025,716	

Fuente: ENCV (2012). Cálculos propios.

\*Significativo al 10 %, \*\* significativo al 5 %, \*\*\*significativo al 1 %.

mayor probabilidad de tener rezago escolar. Una explicación a esto puede ser las dificultades que enfrentan las mujeres en la vinculación al mercado laboral (mayor tasa de desempleo que los hombres<sup>11</sup> y menores salarios en promedio<sup>12</sup>) que genera que las mujeres incrementen su esfuerzo y dedicación para la consecución de mejores niveles de educación (ver tablas 3 y 4).

Estos resultados son consistentes con los presentados por Piñeros (2009) por medio de los cuales se establece que la brecha educativa, definida

como la diferencia promedio en los años de educación entre hombres y mujeres, se ha ido cerrando a través del tiempo y se reversionó a partir de la cohorte de edad de 1980. Mostrando que las mujeres jóvenes colombianas tienen más años de educación que los hombres, con lo que se ha invertido el sentido de la brecha educativa.

Cuando se estudia la probabilidad de tener rezago escolar o asistencia a la educación superior el orden de nacimiento de los hijos adquiere relevancia. Para Colombia, el análisis econométrico indica que el primogénito tiene menor

<sup>10</sup> Los resultados de los modelos Biprobit se presentan en el anexo 2.

<sup>11</sup> La tasa de desempleo de las mujeres (12,4 %) fue superior a la de los hombres (8,9 %). DANE, Comportamiento del mercado laboral por sexo. Trimestre móvil mayo-julio (2013).

<sup>12</sup> El ingreso salarial promedio mensual en pesos corrientes para el año 2012 para los hombres fue de \$828.614 y para las mujeres fue de \$629.391, con una diferencia salarial de 24,04 % mayor para los hombres. Fuente: DANE-GEIH (2012): Cálculos propios.



probabilidad de tener rezago escolar y mayor probabilidad de asistir a educación superior; mientras que el menor tiene mayor probabilidad de tener rezago escolar y de no asistir a la educación superior. Los resultados son consistentes con los presentados internacionalmente (Rosenzweig y Wolpin, 1980; Blake, 1981;

Hauser y Sewell, 1986; Hanushek, 1992; Hill y O. Neill, 1994; Black et al., 2005; Conley y Glauber, 2005). El hecho de esta ventaja para el primogénito puede deberse a que el hermano mayor cuenta inicialmente con un hogar más pequeño.

Los efectos marginales indican una relación negativa entre los ingresos de los hogares, el rezago escolar y la no asistencia a la educación superior. Esto indica que los hogares de ingresos altos eligen menores tasas de fecundidad con una alta inversión en educación y por lo tanto, esas inversiones importantes en capital humano generan ingresos altos para los hijos reforzando las dinastías.

Esto sugiere que la variable «ingreso promedio de los hogares» es uno de los determinantes del rezago escolar y de la no asistencia a la educación superior. Esta relación puede deberse a que, para los hogares en los que el nivel de renta es superior, el coste de oportunidad de que los hijos completen estudios superiores a la enseñanza bachiller es menor, ya que la incorporación al mercado de trabajo, para obtener una renta adicional, disminuye cuando aumenta el nivel de renta.

De esta manera, los resultados son acordes a los presentados por Moav (2005) en su teoría de la fertilidad, que ofrece una explicación para la

**TABLA 4. EFECTOS MARGINALES DEL MODELO HECKPROB PARA LOS JÓVENES ENTRE 18 Y 25 AÑOS. (ERROR ESTÁNDAR EN PARÉNTESIS)**

Variable dependiente: No asistencia a la educación superior Variables independientes	Modelo Heckprob
Género del jefe del hogar	-0,273*** (0,062)
Dummy si la mamá trabaja	0,103** (0,052)
Promedio de años de educación de los padres	-0,813*** (0,025)
Logaritmo del ingreso monetario promedio del hogar	-0,657*** (0,013)
Hogar grande	0,763*** (0,021)
Dummy primogénito	-0,524*** (0,015)
Dummy si el primer hijo es hombre	0,343* (0,012)
Dummy si es el hermano menor	0,453*** (0,028)
Constante	-32,527*** (0,934)
Log likelihood = -4.837,7656	

Fuente: ENCV (2012). Cálculos propios

\*Significativo al 10 %, \*\* significativo al 5 %, \*\*\*significativo al 1 %.

persistencia de la pobreza dentro y entre los países. Si las personas educadas tienen una ventaja comparativa en la formación de niños instruidos entonces la opción de fertilidad parental se muestra para dar lugar a una trampa de la pobreza, en el que elegir los pobres con altas tasas de fecundidad, baja inversión en niños de calidad. Además, el impacto de elección infantil de calidad en el rendimiento económico es amplificado por el efecto de dilución de mayor fertilidad en la acumulación de capital físico.

Por su parte, los resultados indican que si el jefe del hogar es hombre los jóvenes tienen menos probabilidad

de tener rezago escolar y más posibilidades de asistir a la educación superior. Esto puede ser un indicio de que en los hogares en donde haya un jefe de hogar hombre tiene más probabilidad de tener mayores ingresos<sup>13</sup> y por lo tanto, los hogares pueden decidir invertir en mayores niveles de capital humano para sus hijos.

Si la mamá trabaja existe una probabilidad pequeña pero positiva de que los niños presenten rezago escolar. Esto puede deberse al tiempo que puede dedicar la madre en la atención y apoyo en la educación de sus hijos cuando trabaja. Finalmente, el análisis econométrico sugiere que a medida en que el promedio de años

<sup>13</sup>. Debido a que los hombres ganan en promedio más que las mujeres.

de educación de los padres aumenta, disminuye la probabilidad de que los hijos presenten rezago escolar o que no asistan a educación superior. Esto

indica que como los salarios tienen una relación positiva con los años de educación a medida que los padres sean más educados mayores ingresos

tendrán en conjunto al interior del hogar para invertir en la educación de sus hijos.

## CONCLUSIONES

Al igual que la mayoría de estudios previos, los resultados indican la existencia de una correlación negativa entre el tamaño del hogar y el logro educativo de los niños. Sin embargo, cuando se incluyen indicadores para el orden de nacimiento, los efectos del tamaño del hogar se reducen. Estos resultados son robustos frente a un número de especificaciones, incluyendo variables dicotómicas de composición de género y orden de nacimiento como variables instrumentales para el tamaño del hogar. La evidencia sugiere que el tamaño del hogar en sí tiene poco impacto en la calidad de cada niño y son más probables los impactos del efecto del orden de nacimiento.

La disminución de la tasa de fertilidad en Colombia, desde mediados del siglo XX hasta nuestros días, genera una disyuntiva. Por un lado, se encuentra

que en el sistema pensional una enorme población de edad avanzada debe ser sustentada económicamente por una cantidad menor de personas más jóvenes. Por otro, los resultados de esta investigación sugieren que puede ser una oportunidad de crecimiento económico en la medida en que los hogares pequeños invierten más en el capital humano de sus hijos, y por lo tanto, a mediano plazo este aumento de capital puede traducirse en una explosión de la industria tecnológica y de servicios.

De esta manera, las variaciones en las políticas que reducen el costo de la cantidad de los niños, tales como descuentos tributarios para los hogares numerosos, prestaciones monetarias por hijo, subsidio de guardería y comidas, y el trabajo infantil no regulado pueden generar un efecto negativo en los

ingresos en el largo plazo del hogar, ya que animan a los hogares a aumentar las tasas de fertilidad y reducen la calidad de la inversión en capital humano de cada niño.

En este sentido, Moav (2005) predice que la prohibición del trabajo infantil genera un impacto negativo y significativo en la participación de los niños en la fuerza laboral, generando una reducción en la tasa de fecundidad de los hogares y un aumento en la inversión en el capital humano del hijo.

Finalmente, como los años de educación son un determinante para el retorno salarial una investigación futura en esta línea sería la revisión de los retornos laborales que tienen los individuos que vienen de un hogar grande, en términos del nivel de ingresos y su participación en el mercado laboral.

## ANEXOS

### Anexo 1

En este anexo se presenta el modelo teórico sobre el cual se desarrolló la investigación. En este sentido, Blake (1981) establece el modelo de dilución donde los recursos se reparten según el número de niños al interior de un

hogar y se dividen de manera equitativa por niño. Se entiende que «calidad» es una medida objetiva de capital humano, como medidas educativas u ocupacionales. Ningún juicio se está realizando sobre el intrínseco valor de una persona sobre otra. Adicionalmente, el modelo establece que la causalidad se da de los padres a los hijos.

El modelo no asume ningún efecto de retroalimentación de los niños hacia los padres durante el proceso de crianza. Por ejemplo, no tiene en cuenta el supuesto de que los padres pueden crear subalternos como los niños mayores que cuidan de los más pequeños. Este modelo tiene como predecesor los trabajos de Becker y Lewis (1973) y

Becker y Tomes (1976), en los cuales el precio sombra de los niños con respecto a su número (es decir, el coste de un hijo adicional manteniendo la calidad constante) es mayor cuanto mayor es su calidad. De manera similar, el precio sombra de los niños con respecto a su calidad (explicando, el costo de una unidad de aumento en la calidad, manteniendo el número de hijos constante) es mayor a mayor cantidad de hijos. Para ilustrar el corolario anterior, Becker y Lewis (1973) proponen el siguiente modelo donde la función de utilidad en el hogar es:

$$U = U(n, q, y) \quad (14)$$

Donde  $n$  es el número de hijos,  $q$  es la calidad de los hijos (se asume la misma para todos) y  $y$  es la tasa de consumo de todos los demás bienes. La restricción presupuestaria es:

$$I = nq\pi + y\pi_y \quad (15)$$

Donde  $I$  es el ingreso total,  $\pi$  es el precio de  $nq$  y  $\pi_y$  es el precio de  $y$ . Las condiciones de primer orden que maximizan la función de utilidad sujeta a la restricción de presupuesto son:

$$\begin{aligned} UM_n &= \lambda q\pi = \lambda p_n; UM_q = \lambda n\pi = \lambda p_q; \\ UM_y &= \lambda \pi_y = \lambda p_y \end{aligned} \quad (16)$$

Donde las UM son las utilidades marginales, los  $p$  son los costos marginales o los precios sombras y  $\lambda$  es la utilidad marginal del ingreso monetario. En este sentido, el precio sombra de los hijos con respecto a la calidad está positivamente relacionado con el número de niños. La interpretación económica es que un incremento en la calidad es más costoso entre más niños hayan, ya que el incremento se tiene que aplicar a más unidades. Similarmente, un incremento en la cantidad es más caro si los niños tienen más altos niveles de calidad.

## Anexo 2

**TABLA 5. EFECTOS MARGINALES DEL MODELO BIPOBIT PARA LOS JÓVENES ENTRE 7 Y 17 AÑOS. (ERROR ESTÁNDAR EN PARÉNTESIS)**

Variable dependiente: Rezago escolar Variables independientes	Modelo Biprobit
Género del jefe del hogar	-0,325*** (0,014)
Dummy si la mamá trabaja	0,223*** (0,002)
Promedio de años de educación de los padres	-0,217*** (0,004)
Logaritmo del ingreso monetario promedio del hogar	-0,203*** (0,012)
Hogar grande	0,606*** (0,014)
Dummy primogénito	-0,241*** (0,012)
Dummy si el primer hijo es hombre	0,207*** (0,012)
Dummy si es el hermano menor	-0,207*** (0,012)
Constante	2,907*** (0,145)
Log likelihood = -3.966,072	

Fuente: ENCV (2012). Cálculos propios.

\*Significativo al 10 %, \*\* significativo al 5 %, \*\*\*significativo al 1 %.



**TABLA 6. EFECTOS MARGINALES DEL MODELO BIPOBIT PARA LOS JÓVENES ENTRE 18 Y 25 AÑOS. (ERROR ESTÁNDAR EN PARÉNTESIS)**

Variable dependiente: No asistencia a la educación superior Variables independientes	Modelo Biprobit
Género del jefe del hogar	-0,131*** (0,038)
Dummy si la mamá trabaja	0,323* (0,121)
Promedio de años de educación de los padres	-0,446*** (0,013)
Logaritmo del ingreso monetario promedio del hogar	-0,433*** (0,004)
Hogar grande	0,561*** (0,043)
Dummy primogénito	-0,657*** (0,064)
Dummy si el primer hijo es hombre	0,232* (0,031)
Dummy si es el hermano menor	0,432*** (0,061)
Constante	-18,192*** (0,500)
Log likelihood = -4.898,0935	

Fuente: ENCV (2012). Cálculos propios.

\*Significativo al 10 %, \*\* significativo al 5 %, \*\*\*significativo al 1 %. Anexo 3

## Anexo 3

**TABLA 7. PRUEBA DE RAZÓN DE VEROSIMILITUD.**

$$H_0 : \text{Probit bivariante}, H_1 : \text{Heckprob}$$

Razón de verosimilitud		
Variables dependientes	$-2 \left( \hat{L}_{BP} - \hat{L}_{HP} \right)$	Valor de la probabilidad
Rezago escolar	19,234	0,000
No asistencia a la educación superior	24,987	0,000
$\chi^2(k+1)$		

Fuente: ENCV (2012). Cálculos propios.

## Anexo 4

TABLA 8. DESCRIPCIÓN DE LAS VARIABLES DEL MODELO

Nombre de la variable	Descripción
Género del jefe del hogar	Variable dicotómica, donde 1 es si el jefe del hogar es hombre, 0 mujer.
Dummy si la mamá trabaja	Variable dicotómica, donde 1 es si la mamá trabaja, 0 si no.
Promedio de años de educación de los padres	Es una variable continua, que mide el promedio de años de educación del jefe y cónyuge del hogar.
Logaritmo del ingreso monetario promedio del hogar	Es el logaritmo en base 10 de los ingresos monetarios de los hogares. Para esta variable se usó la metodología de imputación de ingresos propuesta por la MESEP <sup>14</sup>
Hogar grande	Variable dicotómica, donde 1 es si el hogar tiene más de cinco miembros, 0 si no.
Dummy primogénito	Variable dicotómica, donde 1 es si el hijo es el mayor, 0 si no.
Dummy si el primer hijo es hombre	Variable dicotómica, donde 1 es si el hijo mayor es hombre, 0 si no.
Dummy si es el hermano menor	Variable dicotómica, donde 1 es si el hijo es el menor, 0 si no.
Rezago escolar	Variable dicotómica, donde 1 es si al menos algún miembro del hogar entre 7 y 17 años tiene rezago escolar, 0 si no. Se considera alguien en rezago escolar si: – Tiene 7 años y no tiene al menos 1 año de educación – Tiene 8 años y no tiene al menos 2 años de educación – Tiene 9 años y no tiene al menos 3 años de educación – Tiene 17 años y no tiene al menos 11 años de educación
No asistencia a la educación superior	Variable dicotómica, donde 1 es si el hijo entre 18 y 25 años no asiste a la educación superior, 0 si no.

## REFERENCIAS

- Aakvik, A., Heckman, J. J. & Vytlacil, E. J. (2005). Estimating treatment effects for discrete outcomes when responses to treatment vary: an application to Norwegian vocational rehabilitation programs. *Journal of Econometrics*, (125), 15-51.
- Angrist, J., Lavy, V. & Schlosser, A. (October, 2010). Multiple Experiments for the Causal Link between the Quantity and Quality of Children. *Journal of Labor Economics*, 28(4), 773-824.
- Becker, G. S. & Lewis, H. Gregg. (1973). On the Interaction between the Quantity and Quality of Children. *The Journal of Political Economy*, 81(2), Part 2: New Economic Approaches to Fertility (Mar.-Apr., 1973), pp. S279-S288.
- Becker, G. S. & Tomes, N. (August, 1976). Child Endowments and the Quantity and Quality of Children. *Journal of Political Economy*, 84(4), Part 2: Essays in Labor Economics in Honor of H. Gregg Lewis, pp. S143-S162.
- Belmont, L. & Marolla, F. (December, 1973). Birth Order, Family Size, and Intelligence a study of a total population of 19-year-old men born in the Netherlands is presented. *Science* 14, 182(4117), 1096-1101. DOI: 10.1126/science.182.4117.1096
- Black, S., Paul J. Devereux & Kjell G. Salvanes. (2005). The more the merrier? The effect of family composition on children's education. *Quarterly Journal of Economics*, 120, 669-700.

<sup>14</sup> La Misión para el Empalme de las Series de Empleo, Pobreza y Desigualdad (MESEP) hace una propuesta metodológica de imputación de ingresos en las personas y hogares que reportan ingreso cero. Donde se busca detectar si los ingresos declarados como cero realmente lo son a través de un análisis discriminante no paramétrico por estrato y luego se hace una imputación de ingresos a través de la metodología Hot-Deck. El documento donde se encuentra toda la metodología está en la siguiente página: [www.dane.gov.co](http://www.dane.gov.co)

- Blake, Judith. (November, 1981). Family Size and the Quality of Children. *Demography*, 18(4), 421-442
- (1989). *Family Size and Achievement*. Berkeley and Los Angeles, CA: University of California Press.
- Brittain, J. A. (1977). *The inheritance of economics status*. The Brookings Institution, Washington D. C.
- Cáceres, J. (2006). The impacts of family size on investment in child quality. *Journal of Human Resources*, 41, 722-737.
- Conley, D. & S. Glauber. (2005). Estimates of the Impact of Sibship Size and Birth Order from Exogenous Variations in Fertility. National Bureau of Economic Research (NBER). *Working paper*, 11302.
- Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE). (Trimestre móvil mayo-julio 2013). Boletín de prensa. *Comportamiento del mercado laboral por sexo*.
- (2013). *Metodología de la Encuesta Nacional de Calidad de Vida*.
- (2011). Boletín de prensa. *Pobreza monetaria y multidimensional en Colombia*.
- Duncan, O. D. (1968). Ability and Achievements. *Eugenics Quarterly*, 15, 1-11.
- Galor, O. & David N. Weil. (2000). Population, technology, and growth: From Malthusian stagnation to the demographic transition and beyond. *American Economic Review*, 90, 806-28.
- Gutiérrez, D. & Piñeros, Luz A. (2012). El efecto de la fecundidad en el ingreso laboral femenino. Documento de trabajo. Bogotá, Colombia. Consultarlo en: <https://sites.google.com/a/uniandes.edu.co/luzandreapineroslopez/mis-documentos-de-trabajo>
- Hanushek, Eric A. (February, 1992). The Trade-off between Child Quantity and Quality. *Journal of Political Economy*, 100(1), 84-117.
- Haurin, D. R., Parcel, T. L. & Haurin, R. J. (2002). Does homeownership affect child outcomes. *Real Estate Economics*, 30 (4), 635-666.
- Hauser, R. M. & W. Sewell. (1986). Family Effects in a Simple Model of Education, Occupation Status, and Earnings: Findings from Wisconsin and Kalamazoo Studies. *Journal of Labor Economics*, 4, S83-S120.
- Hazan, M. & Binyamin B. (2002). Child labor, fertility and economic growth. *Economic Journal*, 112, 810-28.
- Hill M. A. & J. O'Neill (1997). The Family and Intergenerational Relations. *Spec. issue of Journal of Human Resources*, 29(4), 1064-1100.
- Kessler, D. (1991). Birth Order, Family Size, and Achievement: Family Structure and Wage Determination. *Journal of Labor Economics*, 9(4), 413-426.
- King, E. (1987). The effect of family size on family welfare. In D. Gale Johnson and Ronald Lee (eds.), *Population Growth and Economic Development: Issues and Evidence*. Madison: University of Wisconsin Press.
- Lam, D. & Duryea, S. (1999). Effects of schooling on fertility, labor supply and investments in children, with evidence from Brazil. *Journal of Human Resources*, 34, 160-92.
- López, D. & Ribero, R. (2005). *Tiempo de la madre y calidad de los hijos*. Documento Cede, Universidad de los Andes.
- Moav, O. (2005). Cheap children and the persistence of poverty. *Economic Journal*, 115:88-110.
- Olarte, L. & Peña, X. (2010). *El efecto de la maternidad sobre los salarios femeninos*. Documento Cede, Universidad de los Andes.
- Olneck, M. & D. Bills. (1979). Family Configuration and Achievements: Effect of Birth Order and Family Size in a Sample of Brothers. *Social Psychology Quarterly*, 42, 135-148.
- Piñeros, L. (Segundo semestre de 2009). Las uniones maritales, las diferenciales salariales y la brecha educativa en Colombia. *Desarrollo y sociedad*, pp. 55-84. ISSN 0120-3584.
- Rosenzweig, M. & K. Wolpin. (1980). Testing the Quantity-Quality Fertility Model: The Use of Twins as a Natural Experiment. *Econometría*, 48(1), 227-240.
- Rostow, W. (1991). *The Stages of Economic Growth: A Non-Communist Manifesto*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Wachtel, P. (1975). The Effects of School Quality on Achievement Attainment Levels and Lifetime Earnings. Exploration. *Economic Research*, 2, 502-536.
- Wolfe, J. R. (1982). The Impact of Family Resources on Child IQ. *Journal of Human Resources*, 17, 213-235.



A photograph of a woman and a man looking at their mobile phones. The woman is in the foreground, wearing a green tank top, and the man is behind her, wearing glasses. They are both focused on their devices. The background is a plain wall and a tiled floor.

# IMPACTO SOCIAL DEL IVA EN TELEFONÍA MÓVIL EN COLOMBIA

SOCIAL IMPACT OF VAT ON THE COLOMBIAN MOBILE TELEPHONY

## Andrés Mauricio Clavijo Abril

Economista y Magíster en Economía de la Universidad de los Andes. Consultor independiente.

Correo electrónico: andres.clavijo@gmail.com

Fecha de recepción: 13/01/2015

Fecha de aceptación: 29/04/2015

### Resumen

Este estudio examina el efecto que tiene el impuesto al valor agregado en la telefonía móvil sobre el bienestar del consumidor, visto desde cambios en la variación compensada de los hogares por nivel de estrato. Se estimó de manera conjunta un modelo de demanda de elección discreto/continuo, que es controlado por un conjunto de características económicas y socio-demográficas de los hogares. Lo anterior corrige el sesgo de selección de la primera etapa del modelo. Se encontró que los hogares de estratos altos son más elásticos al precio de los minutos de telefonía móvil, llevando a que un impuesto al valor agregado del 20% en telefonía móvil tenga una incidencia negativa mayor en los estratos más bajos. La compensación monetaria debería ser de una adición del 7,2% en el gasto mensual promedio de un hogar de estrato bajo, frente a un 3,3% de un estrato alto.

### Palabras claves

Bienestar económico, industria telefónica, modelos discretos/continuos, sesgo de selección, eficiencia, IVA.

### Abstract

*This paper studies the effect that the value-added tax levied on mobile telephony has on consumer welfare, seen from the standpoint of changes in the compensated variation of the households by strata levels. A discrete/continuous choice demand model was simultaneously estimated, which is controlled by a set of economic and socio-demographic variables of the households. The above enables the correction of the selection bias of the first step of the model. It was found that the high-income households are more elastic to the prices of the mobile telephony minutes, which leads to the fact that a 20 % value-added tax on mobile telephony has a greater negative impact on low-income households. The monetary compensation should be an addition of 7,2 % in the average monthly expenditure of a low-income household, with respect to a 3,3 % of that of a high-income household.*

### Key words

*Economic welfare, mobile industry, discrete/continuous choice models, selection bias, efficiency, VAT.*

## INTRODUCCIÓN

Tres grandes motivaciones hacen interesante analizar el impacto que está teniendo el impuesto al valor agregado (en adelante IVA) en términos de regresividad o progresividad en el sector de la telefonía móvil (en adelante TM) en Colombia: presencia de altas cargas fiscales en el sector, paso de la TM como un bien de lujo a un bien de primera necesidad y una mayor proporción de los usuarios en planes prepago que pospago.

Las altas cargas fiscales del sector de TM comprenden actualmente la suma de los impuestos, contraprestaciones y contribuciones. Un comparativo a nivel internacional muestra que Colombia tiene una tasa de IVA en servicios de TM y un régimen de contraprestaciones que supera los estándares internacionales. Además, con motivo de financiar el deporte y la cultura el gobierno colombiano decidió aumentar la tarifa del IVA en los servicios de TM, pasando del 16% al 20% en el 2003.

La TM pasó de ser un bien de lujo a ser un bien de primera necesidad, al observar la evolución de la penetración que ha tenido en Colombia. De acuerdo con el Ministerio de Tecnologías de la Información y las Comunicaciones (en adelante Ministerio TIC) y la Comisión de Regulación de Comunicaciones, CRCOM (1999), tan solo los hogares de estratos 4, 5 y 6 concentraron más del 95% del nivel de penetración de la telefonía móvil en 1999. Ahora, si se compara la ECV del 2003 con la ECV del 2008, se puede observar que en el 2003 el 17,7% de los hogares poseían teléfono móvil y al 2008 la cifra subió al 83,8%. Además, la penetración de TM ha venido de la mano

con una reducción en la tenencia de líneas fijas. En el 2003 el 54,7% de los hogares poseían teléfono fijo y al 2008, el 44,3%.

En el 2008, el Departamento Administrativo Nacional de Estadística (en adelante DANE) decidió tener en cuenta a los teléfonos móviles dentro de la canasta familiar. Para pertenecer a dicha canasta algunos de los criterios que usa el DANE son: una importante participación en el gasto, la frecuencia de demanda, la evolución y las expectativas de crecimiento de la demanda de la TM.

Una mayor proporción de hogares en planes prepago que pospago se observa al analizar las cifras reportadas por el Sistema de Información Unificado del Sector de las Telecomunicaciones (en adelante SIUST), que al tercer trimestre de 2010 reportó que el 83,78% son usuarios prepago y el 16,22% pospago. Participación que se ha mantenido estable desde el 2005. Contrastando la anterior información con la Encuesta de Ingresos y Gastos 2006 y 2007 (en adelante EIG), se muestra que del total de hogares que están suscritos al plan prepago, el 62,3% son de estratos bajos, el 35,2% de estratos medios y el 2,5% de estratos altos. Lo anterior hace evidente que los hogares que se encuentran en estratos bajos no solo pagan un servicio más costoso sino un IVA del 20% que recae en una base más alta, proporcionando una mayor pérdida en el bienestar.

El objetivo de este trabajo es evaluar la incidencia del IVA en la TM sobre el excedente de los consumidores, visto sobre los hogares colombianos para el periodo comprendido entre 2006 y 2007.

El trabajo consta de seis secciones además de esta introducción. La segunda sección hace una detallada descripción del IVA en la telefonía móvil en Colombia. La tercera sección realiza una revisión de la literatura internacional y nacional relevante para el desarrollo del presente trabajo. La cuarta parte es la descripción de los datos y estadísticas descriptivas. La quinta sección es la propuesta metodológica para estimar el impacto del IVA. Esta sección se desarrolla en tres etapas: estimación de la demanda de acceso y uso conjuntamente, cálculo de las elasticidades e impacto sobre el bienestar del consumidor. Finalmente, el documento concluye con unas conclusiones y recomendaciones de política en la sexta sección y las fuentes bibliográficas presentadas.

### El IVA en la TM en Colombia

El sector de la TM en Colombia se caracteriza por tener las siguientes cargas fiscales: impuestos, contraprestaciones y contribuciones. Primero se encuentran los impuestos desagregados en IVA y renta. Con respecto al IVA, existe el interno y externo: el interno, representado por altas tasas y diferenciado entre aparatos móviles y servicios de TM, actualmente tiene tasas del 16% y el 20%, respectivamente; y como externo se encuentra un arancel del 5% a aparatos móviles. El otro impuesto es el de renta, que se encuentra establecido actualmente en una tarifa del 33% anual.

En segunda instancia se encuentran las contraprestaciones, que equivalen al pago trimestral por el uso del



espectro electromagnético y corresponden al 2,2% sobre sus ingresos brutos<sup>1</sup>. De acuerdo con la asociación GSM (2006-2007), las contraprestaciones a nivel del mundo se encuentran entre niveles del 1% y 2%, lo cual muestra que la Ley 1341 de 2009 logró bajar las excesivas cargas que existían por esta vía en el sector de la TM en Colombia.

Finalmente, las contribuciones hacen referencia al pago anual hasta del 0,1% de los ingresos brutos de cada empresa del sector de la TM con el fin de generar un beneficio común o específico a los contribuyentes<sup>2</sup>.

A pesar de los esfuerzos en materia de reducir las contraprestaciones a niveles de estándares internacionales, las cargas fiscales en este sector siguen siendo altas. De acuerdo con el Ministerio TIC, la contribución al recaudo fiscal por parte del sector de las telecomunicaciones sumó un 14,03% del total recaudado a junio de 2009 entre el impuesto de renta e IVA. Tan solo el IVA en telecomunicaciones contribuyó con un 9,92% del total del IVA recaudado. Esta cifra se ha mantenido casi constante desde el 2002, oscilando en el 9,56%.

A partir del 1 de enero de 2003, el IVA al servicio de TM se incrementó en un 4%, quedando en una tarifa del 20%<sup>3</sup>. Este aumento busca recaudar recursos para la inversión social en el deporte y la cultura del país.

Según la Dirección de Impuestos y Aduanas Nacionales (en adelante DIAN), el recaudo del 4% adicional comenzó con \$34.027 millones de pesos en el 2003<sup>4</sup>; al término de 7 años

este recaudo alcanzó un monto de \$244.913 millones de pesos, es decir, tuvo un crecimiento del 619,8% al 2010.

Es de resaltar que el sector de TM se encuentra afectado por varias cargas fiscales, en especial, con una de las tasas más altas de IVA en el mercado y que encontrándose por encima de los estándares internacionales, según la asociación GSM (2006-2007), hace que su análisis e incidencia sean un claro motivo de estudio del presente trabajo.

## Revisión de la literatura

Taylor (1998, 2002) presenta un recuento histórico de las metodologías que se han usado para la estimación de demanda de telecomunicaciones. El autor pone estas metodologías en diferentes contextos, influenciados principalmente por dos aspectos: los cambios tecnológicos y el proceso de privatización en el mercado de las telecomunicaciones. Taylor (2002) llega a la conclusión de que los modelos que pretenden estimar demanda de telecomunicaciones deben diferenciar entre acceso y uso de los servicios de TM y caracterizar la interdependencia de los servicios de telecomunicaciones. Para dar lugar a tales características la literatura recomienda la utilización de modelos discretos para estimaciones de demanda de acceso y modelos de ecuaciones de demanda simultáneas para estimar demanda de uso. Además, propone el uso de modelos anidados de elección discreta para la escogencia de diferentes alternativas tarifarias o de servicios.

De acuerdo con Taylor (1998) en la década de los setenta en Estados Unidos

era muy común que los modelos usados para estimar demandas de telefonía contemplaran como variable dependiente la actividad de usar el teléfono (número de llamadas o minutos) en función del ingreso, el precio, una medición de tamaño de mercado (número de teléfonos) y el hábito (como rezago de la variable dependiente). Hacia los ochenta, se centró la atención en la estimación de elasticidades de acceso a raíz del desmonte de los subsidios que tenían las tasas de telefonía local y que llevó a una subida de precios de este servicio. Las personas comenzaron a dejar los planes de tarifa plana para suscribirse a los de medición por el uso del servicio. Lo anterior condujo a que se sofisticaran los métodos convencionales de la época para estimar demandas. Se comenzó a especificar las demandas de acceso dentro de un marco de modelos de elección discreta como modelos probit y logit y utilizando a los hogares como un individuo para la estimación. También comenzó a ser de interés estudiar las relaciones entre las elasticidades de acceso con las características del hogar, como niveles de ingreso, raza y género. Más adelante, comenzó a verse en los mercados de telefonía la aparición de nuevos servicios como las llamadas en espera, desvío de llamadas, conferencias telefónicas y velocidad en el discado, que eran ofrecidos en distintos paquetes al público. Lo anterior llevó a que las nuevas estimaciones de demanda de estos servicios empaquetados comenzaran a ser modelos logit anidados y probit multinomiales.

Uno de los primeros autores en proponer un modelo econométrico que une

<sup>1</sup> Antes de la Ley 1341 de 2009, esta contraprestación era del 5% de los ingresos brutos. La tarifa del 2,2% sobre los ingresos brutos comenzó a aplicar desde el 31 de enero de 2010.

<sup>2</sup> Anteriormente a la Ley 1341 de 2009, la base no eran los ingresos brutos sino los gastos operacionales de los mismos operadores.

<sup>3</sup> Artículo 35 de la Ley 788 de 2002.

<sup>4</sup> El recaudo de este primer año corresponde únicamente a 5 bimestres.

la elección discreta y continua en un mismo problema de maximización de la utilidad fue Hanemann (1984). Este tipo de metodología ha aparecido en la literatura en los análisis de demanda de transporte, energía y telecomunicaciones principalmente. Dubin y McFadden (1984) son de los primeros en aplicar empíricamente este tipo de modelo, al estimar simultáneamente la demanda de aparatos de aire acondicionado con el consumo de electricidad, contemplando la heterogeneidad de los individuos.

Un estudio más reciente que utiliza un modelo discreto/continuo es el de Feng, Fullerton y Gan (2005), donde estiman un modelo logit anidado para calcular los efectos simultáneos de escoger una marca de carro y las millas a conducir. El objetivo de este estudio fue mirar los efectos de estas decisiones de demandas sobre la emisión de gases, permitiendo la escogencia de seis opciones y no solo dos como el modelo Dubin y McFadden (1984).

Referentes específicamente al mercado de TM, Ahn y Lee (1999) aparecen como una referencia bibliográfica obligada en cada estudio de estimación de demandas en el mercado de la TM. Estos autores estudian los determinantes de la demanda de telefonía móvil usando datos de 64 países. Encuentran que la probabilidad de suscribirse a una red telefónica está positivamente correlacionada con el PIB per cápita y el número de líneas fijas por persona. Adicionalmente, encuentran que factores como el sistema tarifario, la riqueza del país y los niveles de desarrollo tecnológico e industrial tienen cierta relevancia a la hora de estimar demanda de acceso a TM.

Rodini, Ward y Woroch (2003) utilizan un modelo discreto de elección de portafolio de servicios para estudiar la sustituibilidad entre fijos y móviles

en Estados Unidos. Encuentran que la elasticidad de acceso a teléfonos móviles es de -0,43 y que la elasticidad del precio cruzada muestra que una segunda línea fija es sustituta en el acceso a un teléfono móvil.

Madden, Coble-Neal y Dalzell (2004) utilizaron un modelo dinámico de demanda de acceso a TM para varios países. El modelo sugiere que el PIB y los efectos de las externalidades de las redes son importantes para explicar el crecimiento de las redes de TM. Adicionalmente, encuentran que los países con ingresos bajos tienen una elasticidad ingreso más alta y que un incremento en el ingreso generaría un efecto por suscribirse de 8,6 veces más que el equivalente a cambios en los precios.

Para América Latina, Lohmann y Saba (2006) estiman la sustituibilidad entre teléfonos fijos y móviles en Brasil, utilizando un modelo de variable dependiente limitada. Muestran tres importantes resultados: primero, que la complementariedad entre fijo y móvil se mantiene; segundo, la suscripción a fijos es fuertemente determinada por el ingreso y características demográficas y regionales; y tercero, los móviles son sustitutos en regiones rurales, pero complementarios en regiones urbanas.

En términos de las elasticidades de acceso y uso de TM, la literatura internacional muestra que la elasticidad de acceso a móvil oscila alrededor de -0,4, la elasticidad del precio entre -0,1 y -1,1, y la elasticidad del ingreso alrededor de 0,5.

Para el caso colombiano, los estudios que se han realizado sobre estimación de demanda y cálculo de elasticidades en TM son modelos discretos que no contemplan de manera simultánea las decisiones de acceso y uso de celulares. Además, la mayoría de los estudios no tienen en cuenta el tipo de plan al

que se suscribe la persona. Esto podría afectar los cálculos de elasticidades debido a que hay personas que teniendo el mismo nivel de ingresos tienen un nivel de uso mayor de celulares y están dispuestas a pagar más. Solo un estudio en el 2002 mostró que los hogares que tienen un plan pospago reaccionan más fuertemente al precio que los hogares que tienen un plan prepago.

La CRCOM ha contratado varios estudios referentes al tema desde el 2002 al 2008. Los modelos más utilizados han sido los de elección discreta tipo logit, modelos de demanda logarítmica estimados por mínimos cuadrados ordinarios y sistemas de ecuaciones de demanda de uso para capturar simultaneidad. Las principales conclusiones han sido que la demanda de acceso a móviles es elástica al precio, que la elasticidad precio es mayor en móviles que en telefonía local, la elasticidad ingreso en móviles es menor a uno y que las llamadas desde móviles se constituyen en sustitutos de las llamadas desde un teléfono fijo.

Según los estudios realizados por la CRCOM la elasticidad de acceso a móvil en Colombia oscila entre -0,2 y -0,4 y la elasticidad del ingreso móvil se encuentra oscilando alrededor del 0,6. Con respecto a la elasticidad del precio de uso de TM los estudios muestran un rango de -1,2 a -1,3. Por tipo de plan prepago (-1) y pospago (-1,4 a -1,7). Cifras que se encuentran muy cercanas a los estudios internacionales.

Gutiérrez y Gamboa (2007) realizaron un estudio descriptivo de los determinantes socioeconómicos que inciden en el acceso y uso de TM en Colombia. Se encuestaron 800 hogares, de los cuales el 90% son prepago y tienen un promedio de gasto en TM alrededor de US\$0,21 dólares diarios, mientras que para los pospago dicho promedio es de US\$1,47 dólares. Los usuarios de prepago dijeron

que las tarjetas les duraban o esperaban durarles 14 días y manifestaron hacer recargas cada 51 días.

La llegada de la telefonía móvil ha generado un cambio de estilo de vida y un aumento en el bienestar de las personas. Algunos de los métodos más usados para medir el incremento en el bienestar de los consumidores son el uso de funciones de gasto (o funciones de utilidad indirecta) o la estimación de un índice de costo de vida (Hausman, 1999). Ambos métodos permiten contestar qué tanto ingreso necesita un consumidor representativo para estar igual en el periodo 1 que en el periodo 0, ante cambios en los precios, cambios en la calidad de los bienes, y la aparición o desaparición de un nuevo producto en un mercado dado. El presente estudio se concentrará en

el primer método, contemplando los cambios en los precios originados por el IVA en TM.

### Descripción de los datos

Para estimar las diferentes decisiones a las que un hogar se enfrenta a la hora de suscribirse a TM o no, luego a la escogencia del tipo plan de TM y cuánto consumir en minutos asociado a dicho plan, se requiere de datos a nivel micro sobre los hogares. Pero ninguna base de datos contiene toda la información unificada. Es por esto que en esta sección se detallan las distintas fuentes de información utilizadas en la estimación. También se describen algunos pasos que involucran la construcción de variables previas a la estimación con la información recopilada.

de Estadística (en adelante DANE). Suministra información de ingresos, gastos y características socioeconómicas y geográficas a nivel de hogar como: ingresos laborales, gastos del hogar por diferentes rubros, género, edad, parentesco, características físicas de la vivienda, acceso a servicios públicos, etc. El periodo de recopilación de la información es del 11 de octubre de 2006 hasta el 9 de septiembre de 2007.

Se filtró el número de hogares de acuerdo con ciertos criterios específicos (Tabla 1). Como primer criterio, se toma solo los hogares que reportan un nivel de estrato de 1 a 6. El segundo criterio clasifica aquellos hogares que tienen al menos un celular (en TM) y los que no tienen (no TM). El tercer criterio clasifica a los hogares en ambos planes si tienen teléfono móvil (están en TM) y reportan gasto en prepago y pospago a la vez; en plan pospago si tienen celular y reportan un gasto en servicios de planes pospago; mientras que un hogar es prepago si está en TM y no es pospago, ni está en ambos planes<sup>5</sup>.

De tal manera que se pasa de 42.733 observaciones a 41.320 observaciones que representan, según el factor de ponderación, 11.297.247 hogares colombianos. De esas 41.320 observaciones, 31.598 están en TM y 9.722 no lo están; es decir, 8.148.050 tienen un aparato móvil y 3.144.069 aún no han accedido a esta tecnología. Si se toman las proporciones corregidas por el factor de expansión se encuentra que la penetración de TM en el 2007 fue de 72,12%, cifra que se aproxima al nivel de penetración reportado por el Ministerio TIC, utilizando fuentes directas del número de usuarios registrados en cada uno de los tres operadores del

**TABLA 1. SELECCIÓN DE MUESTRA PARA ESTIMACIÓN**

Aspectos	Número de observaciones	Número de observaciones con ponderaciones
Muestra total	42.733	11.966.504
Que reportan estrato entre 1 y 6	41.320	11.297.247
Hogares		
En TM	31.598	8.147.050
Prepago	27.896	7.251.656
Pospago	2.657	615.512
Ambos	1.045	286.010
No TM	9.722	3.144.069

Fuente: cálculos del autor.

Utilizo la EIG 2006-2007, que es una encuesta de corte transversal llevada a

cabo a 42.733 hogares por parte del Departamento Administrativo Nacional

<sup>5</sup> Adicionalmente, a los hogares que reportan tener móvil y reportan gasto en tarjetas prepago se les está sumando los hogares que tienen móvil pero que no reportan gasto en tarjetas prepago en el último mes. Estos hogares se identifican con el plan prepago porque son hogares que teniendo celular acuden a realizar llamadas a celulares en la calle y porque son hogares más propensos a tener un celular para que los llamen o entren llamadas. El hecho de que reporten cero en este rubro no los excluye de estar en hogares prepagos.



mercado de TM. Dicha cifra en el 2007 fue de 77,27%. De igual manera, las cifras entre abonados en modalidad prepago y pospago se conservan relativamente con las cifras del mercado. Hay 7.251.656 hogares en prepago, 615.512 en modalidad pospago y 286.010 en ambas modalidades.

En la Tabla 2 se presentan algunas estadísticas descriptivas entre los

hogares que están en TM, desagregando por tipo de plan, y los que no están conectados a la TM. Se puede observar que hay diferencias significativas en varias características reportadas, lo que puede estar sugiriendo que la entrada de hogares a los diferentes planes de mercado de la TM es autoseleccionada. Los hogares que están en TM tienen un mayor ingreso mensual

en promedio, están más conectados a líneas fijas, alcanzan un mayor nivel educativo, cuentan con un mayor número de personas en promedio mayores a 12 años en el hogar<sup>6</sup>, concentran mayor número de parejas, se encuentran más en zonas urbanas, tienen más empleadores en promedio dentro del hogar y tienden a tener mayor estabilidad laboral<sup>7</sup>.

**TABLA 2. ESTADÍSTICAS DESCRIPTIVAS: HOGARES EN TM Y NO TM**

Características	TM			No TM
	Prepago	Pospago	Ambos	
<b>Generales</b>				
Número de hogares	27.896	2.657	1.045	9.722
Precios minutos celular	607,6	405,8	459,1	-----
Precios minutos fijos	58,3	62,1	61,6	57,5
Ingreso disponible del hogar	872.715	2.425.688	3.167.009	442.089
Ingreso mensual del hogar	874.129	2.428.678	3.173.704	442.089
Cargos de conexión a fijo	71.347	73.258	71.301	76.277
Gastos mensuales en telefonía (a)	34.017	164.342	201.562	12.240
Gastos mensuales en telefonía (b)	47.117	164.342	201.562	12.240
Gastos mensuales TM (a)	6.959	99.364	115.069	-----
Gastos mensuales TM (b)	21.213	99.364	115.069	-----
No tiene fijo	46,8%	22,2%	12,6%	65,9%
<b>Capital humano</b>				
Ningún nivel educativo alcanzado jefe	5,2%	1,2%	0,8%	17,0%
Básica primaria alcanzada jefe	37,9%	17,6%	16,2%	53,0%
Básica secundaria alcanzada jefe	17,5%	12,4%	13,8%	14,3%
Media secundaria alcanzada jefe	21,6%	24,6%	22,6%	11,5%
Superior o universitaria alcanzada jefe	17,8%	44,1%	46,6%	4,2%
Estructura del hogar				

<sup>6</sup> Se tomó la edad de 12 años como referencia promedio en la que una persona accede o aprende a usar el celular.

<sup>7</sup> La estabilidad laboral se observa como antigüedad en el trabajo actual, el tipo de contrato si es a término indefinido o a término fijo y si se encuentra en un trabajo formal.

Características	TM			No TM
	Prepago	Postpago	Ambos	
Número de personas mayores de 12 años	3,1	2,9	3,3	2,6
Número de mujeres mayores de 12 años	55,0%	55,1%	52,6%	53,0%
Hay pareja en el hogar	65,3%	61,4%	74,2%	52,9%
Ubicación del hogar				
Región del Atlántico	17,7%	6,6%	9,4%	25,6%
Bogotá	20,7%	26,6%	32,6%	10,6%
Región del Pacífico	16,2%	24,4%	22,0%	18,8%
Región Central	26,3%	23,2%	19,0%	28,4%
Región Oriental	19,1%	19,2%	17,0%	16,6%
Urbano	83,0%	92,8%	98,2%	66,2%
Rural concentrado	4,8%	3,6%	1,0%	13,4%
Rural disperso	12,3%	3,6%	0,8%	20,4%
Características laborales				
Hay empleador en el hogar	6,3%	11,3%	10,8%	3,6%
Hay cuenta propia profesional	4,7%	12,4%	10,5%	1,0%
Número de ocupados	56,1%	61,1%	60,5%	48,2%
Antigüedad jefe en trabajo actual (meses)				
Menor a 6 meses	13,6%	8,3%	7,0%	12,3%
Entre 6 y 12 meses	7,8%	6,4%	5,2%	6,2%
Entre 12 y 24 meses	8,0%	780,0%	5,4%	6,2%
Más de 24 meses	70,6%	77,5%	82,3%	75,2%
Tipo de contrato:				
Hogar tiene contratos a término indefinido	15,6%	20,1%	25,2%	5,2%
Hogar tiene contratos a término fijo	28,8%	43,9%	52,6%	10,3%
Trabajo formal (c)	24,6%	38,7%	39,0%	9,0%
Riqueza				
Vivienda propia	44,7%	43,8%	50,6%	53,7%
Tiene cable o parabólica	53,5%	76,9%	87,4%	27,5%
Tiene internet	9,6%	30,1%	40,2%	1,6%
Tiene moto o carro	23,7%	54,3%	56,6%	6,0%

Fuente: cálculos del autor.

Notas:

(a) Incluye a los hogares que reportan gasto en cero en el último mes a la entrevista

(b) Incluye únicamente a los hogares que reportan un valor diferente a gasto en cero pesos en el último mes a la entrevista.

(c) Trabajadores formales sobre ocupados. Se asumen formales si aportan a pensión y salud al tiempo.

En cuanto a la variable precios se contó con el histórico de circulares que cada operador del mercado de TM

está obligado a presentar a la CRCOM. En estas circulares se consignan las características de los distintos planes

de celulares, como el valor de la activación, cargo básico, minutos incluidos en el cargo básico, valor del minuto

normal y especial y detalles específicos de cada plan. La información se tiene en formato de texto desde 1994 para el operador Comcel, desde 2005 para Movistar y para TIGO desde finales de 2003 hasta 2009 a nivel mensual.

Para completar la base de precios anterior, se recurrió a una revisión de periódicos y revistas que reportan los tipos de planes ofrecidos en el periodo 2006 y 2007, años que coinciden con la EIG y que permiten la construcción de una serie de precios a nivel mensual. Se promediaron los precios según el tipo de contrato y operador, y se ponderó por las participaciones de mercado de cada empresa por región. Lo ideal hubiera sido conocer cuántos hogares consumen de los diferentes planes para ponderar el precio por el número de suscriptores de acuerdo con el plan y el contrato suscrito, pero esta información no está disponible.

Del Ministerio TIC se obtuvo una base anual desde 1995 que contiene datos por operador del número de usuarios, penetración, tráfico de minutos y consumo por usuario por mes. Adicional a esta base se utilizó información del SUIST para completar el número de abonados por modalidad y los ingresos promedio por abonado.

De la DIAN se obtuvieron los montos recaudados del 4% adicional de IVA desde el 2003 a nivel mensual.

## Metodología

La estrategia de estimación se desarrolla en tres etapas. La primera es la modelación y estimación de la demanda de acceso a TM, la segunda estima la demanda de uso (minutos) de TM y la tercera toma las elasticidades estimadas de la segunda etapa para luego calcular la variación

compensada y hacer análisis de bienestar ante cambios en los precios. La primera y la segunda etapa siguen las metodologías de Reize (2001) sobre la estimación de modelos probit bivariados con selección de muestra y Chern, Ishibashi, Taniguchi y Tokoyama (2003) para la estimación de demandas y elasticidades AIDS de alimentos en Japón. En la tercera etapa se sigue a Hausman (1981, 1999) para estimar la medición del excedente del consumidor teniendo en cuenta las elasticidades encontradas en la primera etapa.

## Modelo de demanda

La estimación de la demanda de acceso y uso depende considerablemente del nivel de penetración que ha tenido esta tecnología en Colombia. El Gráfico 1 muestra tres etapas relevantes a la hora de estimar demanda de TM de acuerdo con el nivel de penetración y que se sustenta con la revisión de la literatura.

Desde la llegada de la telefonía móvil al país y contando los ocho años siguientes, las decisiones de los consumidores estaban más dadas a decidir si accedían a este mercado o no, con la compra de un celular. Esto se pudo observar con los niveles de penetración que para el año 2002 apenas alcanzaban el 11% (Gráfico 1).

Durante los seis años siguientes al 2002 el nivel de penetración se multiplicó por nueve. Este hecho repercutió sobre las decisiones de los consumidores, ya que no solo era una decisión de comprar un teléfono móvil sino de qué tanto se espera utilizarlo en llamadas de salida como de entrada. Los efectos de redes se volvieron desde entonces importantes a la hora de tomar una decisión de acceso.

La tercera etapa es la más reciente y corresponde al nivel máximo presentado

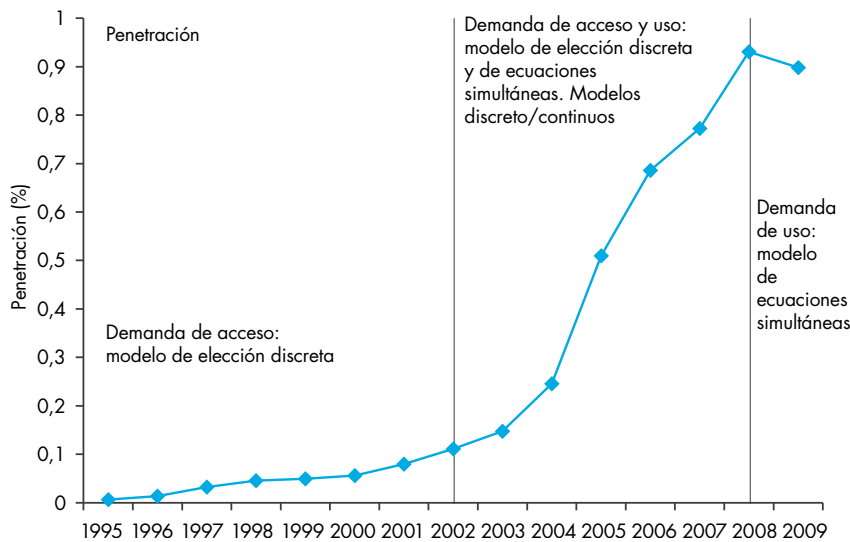
en la curva de penetración del Gráfico 1. Este es un escenario donde la mayoría de la población cuenta con un teléfono móvil a la mano. En esta etapa dejan de ser tan relevantes las estimaciones de demanda de acceso y se vuelven más importantes las demandas de uso (minutos). Sin embargo, los servicios de internet y transmisión de datos son un aspecto importante debido a la relación que tienen con celulares de gamas más altas y que ofrecen un sinnúmero de nuevos servicios.

Este trabajo analiza la etapa comprendida entre los años 2006 y 2007 por varias razones. La primera es que en estos años se realizó la Encuesta de Ingresos y Gastos de 2006 y 2007, que recoge información relevante sobre el número de hogares que cuentan con teléfono móvil, según contrato, y que están asociados a distintas características socioeconómicas y geográficas. La segunda razón es que ya comprende la entrada de la tercera empresa a este mercado, dándole un mayor dinamismo y más datos que favorecen la estimación. La tercera es porque a partir de 2003 el IVA de TM pasó del 16% al 20% y finalmente porque en esta etapa de auge en la tasa de penetración se hace relevante modelar las decisiones de suscribirse a un operador dependiendo de la concentración de la red de contactos de cada individuo en el mismo u otro operador. Sin embargo, esto último no es posible debido a que no se tiene la identificación del hogar o individuo según operador.

En telecomunicaciones es importante relacionar las decisiones de acceso (demanda de acceso) y uso (demanda de uso) de un servicio por medio de decisiones secuenciales o simultáneas, porque permiten estimar elasticidades finales consistentes de todo un proceso de decisión conjunto y no de manera independiente, como lo han venido haciendo los estudios aplicados al caso colombiano.



### GRÁFICO 1. PENETRACIÓN EN COLOMBIA



Fuente: Ministerio TIC y elaboración propia.

Para la primera parte, se estima un modelo probit bivariado con selección de muestra, que toma dos probits separados y los anida. Esto es equivalente a un modelo de selección de Heckman (1979), pero en lugar de tener una variable dependiente continua, se tiene una variable dependiente dicótoma<sup>8</sup>. La decisión de no modelar un NL se debe a que a pesar de que los modelos NL permitan relajar el supuesto de la independencia de alternativas irrelevantes<sup>9</sup> (siglas en inglés y en adelante IIA) entre las anidaciones pero no en el interior de ellas, no es tan claro que este supuesto se pueda asumir, dado que el hecho de que un hogar decida usar TM no lo excluye del uso de otro medio de comunicación como el teléfono fijo o correo.

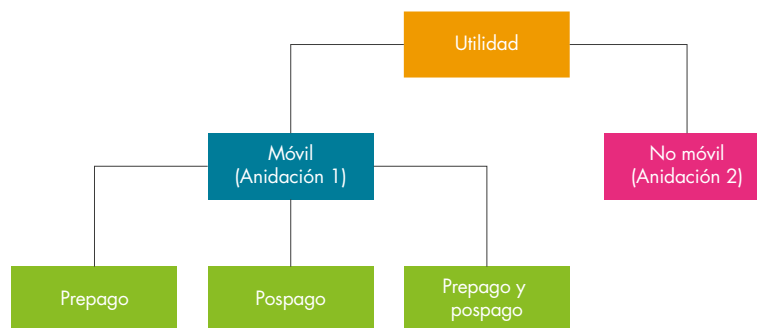
En este modelo un individuo representativo de un hogar se enfrenta primero

a una elección discreta entre suscribirse o no a TM. El esquema de decisiones se detalla en el Gráfico . La otra parte del modelo es la demanda de uso que viene dada por los minutos o tráfico a

consumir por cada individuo representativo de cada hogar. En el presente estudio se trabaja como el gasto asumido por el hogar en telefonía móvil. Tanto las decisiones discretas como continuas se modelan secuencialmente y simultáneamente. Existen características no observadas que afectan las decisiones de escogencia de los individuos. Por ejemplo una persona de negocios que necesita estar llamando y recibiendo llamadas frecuentemente podría preferir cierto tipo de operador, plan y celular especial para jornadas largas de trabajo. Además, la buena señal y calidad del servicio podría hacer que este individuo consuma y reciba más llamadas.

Los servicios de transmisión de datos no se modelan en este estudio debido a dos aspectos importantes: primero, su auge en el mercado colombiano arrancó a finales del 2007 y el marco temporal de este estudio no alcanza a capturarlos, y segundo, la EIG 2006-2007 no detalla con exactitud el gasto en este tipo de rubros.

### FIGURA 1. ESTRUCTURA DE ANIDACIÓN EMPÍRICA



Fuente: elaboración propia.

<sup>8</sup> Este tipo de modelos se conoce con varios nombres en la literatura: doble probit, probit bivariado con selección de muestra, probit censurado, probit bivariado con observabilidad parcial.

<sup>9</sup> El supuesto de IIA surge de los modelos logit multinomiales que asumen que los errores en la especificación de utilidad aleatoria no están correlacionados entre sí; es decir, la probabilidad relativa de escoger dos alternativas existentes no está afectada por la presencia de una alternativa adicional.

## Estrategia de estimación de demanda de acceso a TM

En la primera etapa se identifican los determinantes que inciden en el hecho de acceder a TM. Se describe cómo las características económicas y socio-demográficas de los hogares inciden en la probabilidad de suscribirse a un plan prepago, pospago o ambas modalidades a la vez. Dichas decisiones se deben estimar de manera conjunta, dado que no son independientes entre sí, haciendo que el supuesto de independencia de alternativas irrelevantes no se cumpla y, por tanto, se debe mantener la correlación entre dichas decisiones.

El modelo probit bivariado permite modelar de forma conjunta las decisiones de acceder a algún tipo de plan manteniendo la correlación de los errores de cada decisión, de tal manera que:

$$(1) \text{PRE}_i^* = X_{1i}'\beta_1 + u_{1i}$$

$$(2) \text{POS}_i^* = X_{2i}'\beta_2 + v_{2i}$$

$$(3) G_{3i} = X_{3i}'\beta_3 + \sigma_3 z_{3i}$$

Donde  $\text{PRE}_i^*$  y  $\text{POS}_i^*$  son las variables latentes o variables subjetivas de utilidad. Estas variables representan la diferencia entre la utilidad de consumir un bien y la de no consumirlo de un hogar  $i$ ; es decir, entre el consumo y no consumo de TM prepago y TM pospago, respectivamente. La variable  $X_1$  representa la matriz de variables exógenas que explican la diferencia entre la utilidad de consumo y no consumo de TM prepago,  $\beta_1$  es la matriz de coeficientes respectivos y  $u_1$  los errores. De igual manera se interpretan las variables  $X_2, \beta_2, v_1$  para TM pospago.

La parte continua viene representada por la ecuación (3), donde  $G_{3i}$  es el gasto en TM prepago sobre el gasto total en TM por parte del hogar  $i$ . Solo es observada esta ecuación cuando se toma

la decisión de acceder a TM prepago. Las variables explicativas están representadas en la matriz  $X_3$ , los coeficientes asociados con  $\beta_3$  y los errores con el vector  $z_{3i}$ . El término  $\sigma_3$  representa un parámetro desconocido asociado a factores que no son observados a priori a un proceso de decisión.

Las ecuaciones que no son observadas desde un comienzo se encuentran relacionadas con las siguientes dos variables binarias dependientes:

$$(4) \text{PRE}_i = \begin{cases} 1 & \text{si } \text{PRE}_i^* > 0 \\ 0 & \text{si } \text{PRE}_i^* \leq 0 \end{cases}$$

$$(5) \text{POS}_i = \begin{cases} 1 & \text{si } \text{POS}_i^* > 0 \\ 0 & \text{si } \text{POS}_i^* \leq 0 \end{cases}$$

Por ejemplo, la ecuación (4) implica que la variable  $\text{PRE}_i$  tomará el valor de 1 solo si la utilidad de consumir TM prepago es mayor a la utilidad de no consumirla. Lo anterior significa que el hogar accederá a suscribirse a un plan prepago. De manera similar, si un hogar tiene al menos un teléfono móvil en modalidad pospago es porque la variable  $\text{POS}_i$  tomó el valor de 1; es decir, este hogar observa una mayor utilidad de tener un teléfono móvil pospago a no tenerlo.

Se asume que los términos de los errores de la ecuación (1) a la (3) tienen una distribución normal con matriz de varianzas y covarianzas de la siguiente manera:

$$\Sigma = \text{Var} \begin{pmatrix} u_i \\ v_i \\ z_i \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 & \rho & \rho_{13} \\ \rho & 1 & \rho_{23} \\ \rho_{13} & \rho_{23} & 1 \end{pmatrix}$$

El coeficiente de correlación entre los errores de las ecuaciones estimadas en el modelo probit bivariado está representado con la letra griega  $\rho$ . Si los

errores entre los dos modelos probit son independientes el uno del otro, tendríamos que  $\rho = \text{Cov}[u_i, v_i] = 0$ , y por tanto, se podría estimar separadamente los dos modelos probit. Si  $\rho \neq 0$  entonces los errores están correlacionados; específicamente si sucede que  $\rho$  toma el valor de 1 es porque las variables son la misma y si  $\rho$  toma el valor de -1 es porque están inversamente correlacionadas. Por tanto, un ejercicio preliminar es estimar el coeficiente de correlación  $\rho$  entre el acceso a ambos tipos de TM, prepago y pospago.

Las cuatro posibles diferentes opciones que pueden elegir los hogares son:

- Hogares que no tienen ni teléfono móvil prepago, ni teléfono móvil pospago. Son los hogares de la muestra que no tienen acceso a la TM. Se representan como:

$$\text{PRE}_i = 0, \text{POS}_i = 0$$

- Hogares que no tienen un teléfono móvil prepago, pero sí al menos un teléfono móvil pospago. Se representan como:

$$\text{PRE}_i = 0, \text{POS}_i = 1$$

- Hogares que tienen al menos un teléfono móvil prepago y ningún teléfono móvil pospago. Se representan como:

$$\text{PRE}_i = 1, \text{POS}_i = 0$$

- Hogares que tienen al menos un teléfono móvil prepago y al menos un teléfono móvil pospago a la vez. Se representan como:

$$\text{PRE}_i = 1, \text{POS}_i = 1$$

Teniendo en cuenta las diferentes opciones que tienen los hogares para acceder a TM o no, se establecen a continuación las probabilidades asociadas a que un hogar esté en alguna de ellas:

$$\begin{aligned}
 (6) S_1 &= \Pr(PRE_i = 0, POS_i = 0) = \Pr(PRE_i^* \leq 0, POS_i^* \leq 0) \\
 &= \Pr(u_{1i} \leq -X_{1i}\beta_1, v_{2i} \leq -X_{2i}\beta_2) \\
 &= \Phi_2(-X_{1i}\beta_1, -X_{2i}\beta_2, \rho)
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 (7) S_2 &= \Pr(PRE_i = 0, POS_i = 1) = \Pr(PRE_i^* \leq 0, POS_i^* > 0) \\
 &= \Pr(u_{1i} \leq -X_{1i}\beta_1, v_{2i} > -X_{2i}\beta_2) \\
 &= \Phi_2(-X_{1i}\beta_1, X_{2i}\beta_2, \rho)
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 (8) S_3 &= \Pr(PRE_i = 1, POS_i = 0) = \Pr(PRE_i^* > 0, POS_i^* \leq 0) \\
 &= \Pr(u_{1i} > -X_{1i}\beta_1, v_{2i} \leq -X_{2i}\beta_2) \\
 &= \Phi_2(X_{1i}\beta_1, -X_{2i}\beta_2, \rho)
 \end{aligned}$$

Donde  $\Phi_2$  es la distribución normal estándar bivariada y  $\varnothing_2$  es la función de densidad normal conjunta que proviene de las ecuaciones (10) y (11):

$$(10) \varnothing_2 = \varnothing(u_1, v_2) = \frac{1}{2\pi\sigma_{u_1}\sigma_{v_2}\sqrt{1-\rho^2}} \exp\left[-\frac{1}{2}\left(\frac{u_1^2 + v_2^2 - 2\rho u_1 v_2}{1-\rho^2}\right)\right]$$

$$(11) \Phi_2 = \Phi(u_1, v_2) = \int \int_{u_1 v_2} \varnothing_2(u_1, v_2, \rho) du_1 dv_2$$

Con observaciones completas tendríamos que la esperanza de la ecuación (3) sería:

$$(12) E(G_{3i} | X_{3i}\beta_3, \varepsilon) = X_{3i}\beta_3 + \sigma_3 E(z_{3i} | X_{3i}, \varepsilon)$$

Donde  $\varepsilon$  refleja el proceso conjunto ddoble elección. Si  $E(z_{3i} | X_{3i}, \varepsilon)$ : existe sesgo de selección, de lo contrario el proceso puede ser estimado normalmente.

Para estimar correctamente este proceso de decisión conjunto se utiliza la función de máxima verosimilitud de un modelo probit bivariado. Esta función recoge la suma de las cuatro diferentes opciones de escogencia y las multiplica por sus probabilidades asociadas a cada decisión:

$$\begin{aligned}
 (13) \ln L &= \sum_{i=1}^N y_{i1}y_{i2} \ln \Phi_2(X_{1i}\beta_1, X_{2i}\beta_2; \rho) + y_{i1}(1 - y_{i2}) \ln[\Phi(X_{1i}\beta_1) - \Phi_2(X_{1i}\beta_1, X_{2i}\beta_2; \rho)] \\
 &\quad + (1 - y_{i1})y_{i2} \ln[\Phi(X_{2i}\beta_2) - \Phi_2(X_{1i}\beta_1, X_{2i}\beta_2; \rho)] \\
 &\quad + (1 - y_{i1})(1 - y_{i2}) \ln[1 - \Phi(X_{1i}\beta_1) - \Phi(X_{2i}\beta_2) - \Phi_2(X_{1i}\beta_1, X_{2i}\beta_2; \rho)]
 \end{aligned}$$



Para corregir el problema de sesgo de selección, se sigue el método propuesto por Heckman (1979). Este método consiste en calcular una función monótona decreciente de la probabilidad de que una observación sea censurada. Dicha función se conoce comúnmente en la literatura como la Inversa del Ratio de Mills (en adelante IRM). Al ser estimada e incluida en la ecuación de demanda continua del modelo se corrige el potencial sesgo de selección.

(14) Si  $PRE_i = 0, POS_i = 0$ , entonces

$$E(z_{3i} | PRE_i^* \leq 0, POS_i^* \leq 0) = E(z_{3i} | u_{1i} \leq -X_1\beta_1, v_{2i} \leq -X_2\beta_2) = \rho_{13}\lambda_{11} + \rho_{23}\lambda_{12}$$

$$\lambda_{11} = - \left[ \frac{\phi(X_1\beta_1) \Phi\left(-\frac{X_2\beta_2 + \rho X_1\beta_1}{\sqrt{1-\rho^2}}\right)}{S_1} \right] \quad \lambda_{12} = - \left[ \frac{\phi(X_2\beta_2) \Phi\left(-\frac{X_1\beta_1 + \rho X_2\beta_2}{\sqrt{1-\rho^2}}\right)}{S_1} \right]$$

(15) Si  $PRE_i = 1, POS_i = 0$

$$E(z_{3i} | PRE_i^* \leq 0, POS_i^* > 0) = E(z_{3i} | u_{1i} \leq -X_1\beta_1, v_{2i} > -X_2\beta_2) = \rho_{13}\lambda_{21} + \rho_{23}\lambda_{22}$$

$$\lambda_{21} = - \left[ \frac{\phi(X_1\beta_1) \Phi\left(\frac{X_2\beta_2 - \rho X_1\beta_1}{\sqrt{1-\rho^2}}\right)}{S_2} \right] \quad \lambda_{22} = - \left[ \frac{\phi(X_2\beta_2) \Phi\left(-\frac{X_2\beta_2 + \rho X_1\beta_1}{\sqrt{1-\rho^2}}\right)}{S_2} \right]$$

(16) Si  $PRE_i = 1, POS_i = 1$

$$E(z_{3i} | PRE_i^* > 0, POS_i^* \leq 0) = E(z_{3i} | u_{1i} > -X_1\beta_1, v_{2i} \leq -X_2\beta_2) = \rho_{13}\lambda_{31} + \rho_{23}\lambda_{32}$$

$$\lambda_{31} = \left[ \frac{\phi(X_1\beta_1) \Phi\left(-\frac{X_2\beta_2 + \rho X_1\beta_1}{\sqrt{1-\rho^2}}\right)}{S_3} \right] \quad \lambda_{32} = \left[ \frac{\phi(X_2\beta_2) \Phi\left(\frac{X_1\beta_1 - \rho X_2\beta_2}{\sqrt{1-\rho^2}}\right)}{S_3} \right]$$

$$(17) \text{ Si } PRE_i = 0, POS_i = 1$$

$$E(z_{3i} | PRE_i^* > 0, POS_i^* > 0) = E(z_{3i} | u_{1i} > -X_1\beta_1, v_{2i} > -X_2\beta_2) = \rho_{13}\lambda_{41} + \rho_{23}\lambda_{42}$$

$$\lambda_{41} = \left[ \frac{\Phi(X_1\beta_1) \Phi\left(\frac{X_2\beta_2 - \rho X_1\beta_1}{\sqrt{1-\rho^2}}\right)}{S_4} \right] \quad \lambda_{42} = \left[ \frac{\Phi(X_2\beta_2) \Phi\left(\frac{X_1\beta_1 - \rho X_2\beta_2}{\sqrt{1-\rho^2}}\right)}{S_4} \right]$$

### Modelo empírico de la demanda de uso a TM

En esta sección se sigue la metodología propuesta por Chern, Ishibashi, Taniguchi y Tokoyama (2003), que toman la metodología de «linear approximate almost ideal demand system» (LA/AIDS) para estimar demanda de alimentos en el Japón<sup>10</sup>. El uso de este tipo de metodología es muy común en estudios empíricos. Deaton y Muellbauer (1980) fueron los pioneros en el desarrollo de este tipo de sistemas de demandas flexibles, que se derivan a partir de una función de gasto que determina el gasto mínimo necesario para alcanzar un nivel de utilidad específico, dados los precios.

Las ecuaciones de demanda contienen la participación de cada bien consumido en el gasto total de bienes realizado por el hogar. De tal manera que se procede a plantear el sistema de ecuaciones que detallan la participación del gasto en telefonía móvil prepago y pospago de un hogar i:

$$(18) G_{3i} = \alpha_3 + \beta_3 \ln\left(\frac{GTM}{P}\right) + \sum_{j=1}^n \gamma_{3j} \ln(p_j) + z_{3i}$$

$$(19) G_{4i} = \alpha_4 + \beta_4 \ln\left(\frac{GTM}{P}\right) + \sum_{j=1}^n \gamma_{4j} \ln(p_j) + z_{4i}$$

Donde  $G_{3i}$  es la participación del gasto en telefonía prepago en el gasto total en TM,  $G_{4i}$  es la participación del gasto en telefonía pospago en el total de TM,  $GTM$  es el gasto total en TM,  $P$  es el índice de precios de Laspeyres, ampliamente usado en la estimación de este tipo de demandas:

$$(20) \ln(P) = \sum_j \bar{G}_j \ln(p_j) \text{ donde } j = 3, 4$$

$P_j$  representa el precio respectivo a cada tipo de plan;  $I^d$ , el ingreso disponible para minutos de TM, y  $Z_{ji}$ , los errores.

Adicionalmente, los modelos LA/AIDS cumplen con el supuesto de adición:  $\sum_j G_j = 1$  haciendo que:

$$\bullet \sum_j \alpha_j = 1 \quad \bullet \sum_j \beta_j = 0 \quad \bullet \sum_j \gamma_{ij} = 0$$

De la primera etapa de estimación (demanda de uso) se obtuvieron los IMR; para proceder a incluirlos en las demandas de uso y corregir el problema de sesgo de selección, se deben tener en cuenta primero las esperanzas condicionadas de la participación del gasto en telefonía móvil prepago:

<sup>10</sup> Malvasio y Seijas (2009) utilizan la misma metodología para estimar la demanda de telefonía en el Uruguay. A diferencia de ellos, el presente documento modela únicamente la demanda de TM de un hogar, con el fin de encontrar las elasticidades propias y cruzadas de un plan prepago y pospago de TM.

$$(21) E(G_{3i}|X_{3i}) = E(G_{3i}|X_{3i}, S_1)Pr(S_1) + E(G_{3i}|X_{3i}, S_2)Pr(S_2) + E(G_{3i}|X_{3i}, S_3)Pr(S_3) + E(G_{3i}|X_{3i}, S_4)Pr(S_4)$$

Donde las esperanzas condicionadas de pertenecer a cada grupo son:

$$(22)$$

$$E(G_{3i}|X_{3i}, S_1) = 0$$

$$E(G_{3i}|X_{3i}, S_2) = 0$$

$$E(G_{3i}|X_{3i}, S_3) = 1$$

$$E(G_{3i}|X_{3i}, S_4) = E(X_{3i}\beta_3 + u_{3i}|X_{3i}, S_4)$$

Como se observa, el gasto de la telefonía móvil prepago en el gasto total en TM es cero en aquellos hogares que no poseen teléfono móvil prepago y uno en los hogares que poseen telefonía móvil prepago y no pospago. En el caso en el que los hogares tengan ambos tipos de planes de teléfonos móviles, es donde el sesgo aparece. Se redefine entonces las ecuaciones (18) y (19) de tal manera que:

$$(23) G_{3i} = \alpha_3 + \beta_3 \ln\left(\frac{GTM}{P}\right) + \sum_{j=1}^n \gamma_{3j} \ln(p_j) + \alpha_{41}\lambda_{41} + \alpha_{42}\lambda_{42} + \varepsilon_{3i}$$

$$(24) G_{4i} = \alpha_4 + \beta_4 \ln\left(\frac{GTM}{P}\right) + \sum_{j=1}^n \gamma_{4j} \ln(p_j) + \alpha_{41}\lambda_{41} + \alpha_{42}\lambda_{42} + \varepsilon_{4i}$$

Como la suma de dos participaciones que tienen un mismo denominador debe ser 1, se sabe entonces que  $G_{3i} = 1 - G_{4i}$ . Lo anterior permite que solo se estime por MCO la ecuación (23). Con respecto al vector de características económicas y socio-demográficas, se toman las mismas variables para controlar la decisión de suscripción y uso a un plan prepago y pospago.

### Cálculo de las elasticidades y excedente del consumidor

Las derivaciones de las elasticidades de un modelo LA/AIDS son tomadas a partir de los análisis de Green y Alston (1990). Las elasticidades precio no compensadas de la demanda se definen como:

$$(25) \eta_{ij} = -\delta_{ij} + \frac{\gamma_{ij}}{G_i} - \frac{\beta_i \bar{w}_j}{G_i}$$

Donde  $\delta_{ij}$  adopta el valor 1 cuando  $i = j$  y el valor de cero cuando  $i \neq j$ .

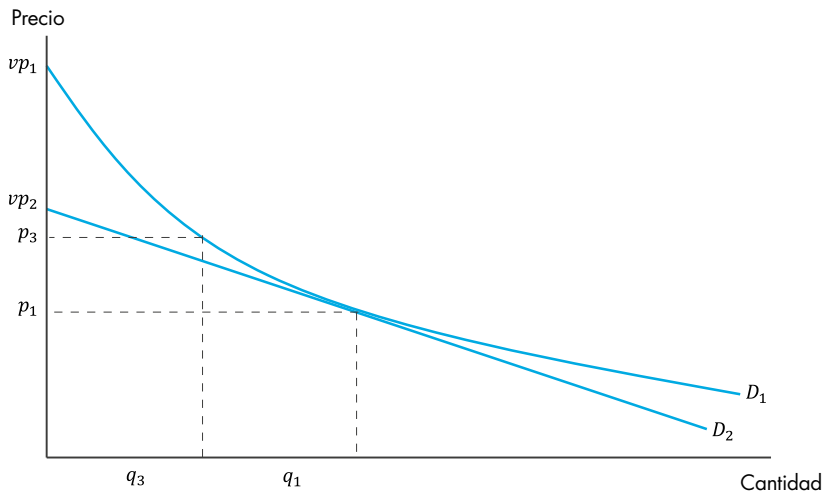
Paso siguiente es utilizar la metodología de Hausman (1999) para estimar el excedente del consumidor como una aproximación de la variación compensada. Como las demandas Hicksianas dependen de un nivel de utilidad que no es medible directamente, se recurre a una aproximación lineal de la demanda Marshalliana, que depende del ingreso y que sí es observable (Figura 2).

Para el cálculo de la variación compensada Hausman propuso la siguiente aproximación:

$$(26) VC = \left[ \frac{(1-\varepsilon_y)}{(1-\varepsilon_p)} y^{-\varepsilon_y} (p_1 m_1 - p_0 m_0) + y^{(1-\varepsilon_y)} \right]^{1/(1-\varepsilon_y)} - y$$

Para corroborar la hipótesis de que la incidencia del IVA en la telefonía celular tiene un mayor efecto sobre los hogares de más bajos ingresos se calcula la siguiente expresión:

**FIGURA 2. MÉTODO DE HAUSMAN 1999**



Fuente: Hausman (1999)

$$(27) VC_{Ajustada} = \frac{VC_e}{y_e}$$

La ecuación (15) se acomoda por nivel de estrato agrupado, de tal manera que la nueva VC ajustada dependa del ingreso promedio mensual de cada hogar por estrato agrupado o del nivel de gasto de TM mensual que destina un hogar en promedio. Se agrupan los estratos 1 y 2 como estratos bajos, estratos 3 y 4 como estratos medios y estratos 5 y 6 como estratos altos. Si la variación compensada ajustada de los estratos bajos es mayor a las variaciones compensadas ajustadas de los estratos altos, se estaría observando una mayor incidencia negativa del IVA en TM para los hogares de menores ingresos.

## Estimaciones y resultados

En este capítulo se presentan los resultados de la estimación del modelo econométrico, los cálculos de las elasticidades y de las variaciones

compensadas descritos en el capítulo anterior. La estimación del modelo se realiza en dos etapas: en la primera se estima la decisión de acceder al servicio de TM, mientras que en la segunda se estima la demanda de uso de los servicios de TM conjuntamente con los resultados de la primera etapa. Este documento resalta la importancia de estimar la demanda de uso de TM de manera conjunta con la demanda de acceso, metodología que no se ha realizado en la estimación de demandas de TM en Colombia.

### Estimación de la demanda de acceso a TM

Esta sección estima el efecto que tienen un conjunto de variables socioeconómicas y geográficas sobre la decisión de suscribirse al servicio de TM en Colombia (2006-2007). Se utilizan cinco grupos de controles que se incorporan de manera acumulativa: capital humano (columna 1), características del hogar (columna 2), ubicación geográfica (columna 3), características laborales (columna 4) y riqueza (columna 5).

La Tabla 3 presenta los resultados de la estimación de la demanda de acceso a TM de un modelo probit previo a la estimación del modelo probit bivariado. Esta primera estimación busca identificar las variables que explican en mayor medida el aumento de la probabilidad de un hogar de acceder a TM. En este ejercicio no se contemplan los tipos de planes a los cuales se puede suscribir el hogar, solo se modela si compra o no un teléfono móvil para acceder a la red de TM.

Las primeras conclusiones que se pueden extraer son: primero, la estimación del modelo que utiliza los cinco controles (columna 5) tiene una tasa de predicción del 78,66%; sin embargo, se aclara que este alcanza a predecir satisfactoriamente el 95,08% de los hogares que acceden a TM y solo el 27,06% de los hogares que no acceden a TM. Segundo, a medida que el jefe de hogar alcanza mayores niveles de escolaridad, la probabilidad de acceso aumenta y es estadísticamente significativa. Tercero, si los hogares se encuentran en zonas rurales la probabilidad de conectarse a TM cae frente a las zonas urbanas; sin embargo, la probabilidad de conectarse a TM en zonas rurales dispersas tienen una menor probabilidad de no querer acceder que las zonas rurales concentradas. Lo anterior puede estar sugiriendo que los aparatos móviles son percibidos como un bien costoso en esos lugares y el hecho de encontrarse en zonas rurales puede estar correlacionado con niveles bajos de redes sociales y por tanto no es tan indispensable tener un teléfono móvil. Sin embargo, se asocia rural disperso a condiciones de alta movilidad. Cuarto, no tener un teléfono fijo aumenta la probabilidad de acceder a TM. Lo anterior está mostrando que hay un cierto grado de sustituibilidad entre las líneas fijas y los teléfonos móviles. Finalmente, como quinta conclusión, que un hogar tenga



un activo como un carro o una moto (medida de riqueza) aumenta la probabilidad de acceso a TM.

Este último grupo de variables (columna 5) se añadieron en el modelo para ver los efectos de las restricciones al acceso al crédito, usando los activos de un hogar como soporte para solicitar un crédito y el historial crediticio en el pago de suscripciones a televisión por cable o internet. Estas variables ayudan a capturar efectos sobre los hogares que teniendo la capacidad de acceder a TM pospago y queriendo hacerlo, no logran hacerlo.

Los operadores de TM en Colombia exigen altos requisitos para acceder a un plan pospago, como es la permanencia mínima de un año y no estar reportado en las principales centrales de riesgo. Como se detalló en la Tabla 2, los hogares que logran acceder a un teléfono móvil en plan pospago son los que tienen una mayor estabilidad laboral, un mayor nivel de activos y unos historiales crediticios que les permiten gozar de unos menores precios en el servicio de TM.

La Tabla 4 presenta la estimación de un modelo probit bivariado de la demanda de acceso a TM según el plan que se escoja. Si un hogar colombiano desea acceder al mercado de la TM, y se enfrenta a la decisión entre adquirir un teléfono móvil prepago y uno pospago, existe un 68,25% de probabilidad de que escoja un teléfono móvil prepago, un 3,15% pospago,

un 0,12% ambos y un 28,48% ninguno de los dos, controlando por diferentes características de los hogares.

Se encontró significancia estadística de que el precio del aparato móvil reduce la probabilidad de acceder a un plan prepago pero no a un plan pospago, reforzando la idea de que el ingreso de los hogares es un determinante importante para acceder a TM. También se encontró fuerte significancia estadística de que a más años de educación del jefe del hogar mayor es la probabilidad de acceder a la TM, e incluso una vez superado este obstáculo, tiene más significancia irse por un plan prepago que pospago. Sin embargo, a pesar de que los efectos marginales de la probabilidad conjunta de optar por los dos tipos de planes sean bajos, hay significancia estadística. Lo anterior sucede (véase columna 3 de la Tabla 4) por el menor número de hogares, sobre el total de la muestra, que optan por tener ambos tipos de planes. Estos hogares se concentran principalmente en los estratos medios y altos, volviendo a recaer sobre la variable ingreso como principal determinante de fuerte penetración en este mercado.

A nivel de estructura del hogar, se encontró que a mayor número de personas mayores de 12 años en el hogar, la probabilidad de acceder a un plan prepago aumenta y disminuye si es a un plan pospago. Este hecho recoge a las familias que ya tienen un plan pospago, especialmente las cabezas del hogar, y deciden darles a sus hijos

teléfonos móviles en planes prepago para mantenerse conectados. La probabilidad condicional en este caso resultó estadísticamente significativa (columna 5, Tabla 4).

Se encontró también que cuando hay mayor presencia de mujeres dentro del hogar, la probabilidad de acceder a telefonía móvil prepago aumenta y disminuye la de tener pospago. Hay que mencionar que este efecto se observa fuertemente en los hogares de estratos bajos mientras que en los estratos altos se refleja un aumento en la probabilidad de acceder primero a un pospago en lugar de un plan prepago; sin embargo, este último no es significativo en dichos estratos.

Si la estructura de pareja dentro de un hogar de estrato alto prevalece, la decisión de tener ambos planes cae, que es lo mismo decir que un hogar prefiere estar conectado en un mismo plan, dado que los costos y los paquetes de minutos que ofrecen las compañías actualmente buscan vender combos y paquetes completos a todo un núcleo familiar.

A nivel geográfico, se encontró particularmente que los hogares de estratos bajos que se encuentren en zonas rurales concentradas disminuyen la probabilidad de acceder a un prepago en lugar de un pospago frente a estar en zonas urbanas. Esto podría estar asociado a que dichas zonas tienden a tener menores costos de vida y que las restricciones al crédito que sufren este tipo de zonas no son tan fuertes como la literatura lo sugiere.

**TABLA 3. ESTIMACIÓN DE LA DEMANDA DE ACCESO A TM-EFECTOS MARGINALES. MODELO PROBIT.**

	1	2	3	4	5
	b/se	b/se	b/se	b/se	b/se
Variable dependiente: Acceso a TM					
Precio celular	-0,070**	-0,073***	-0,100***	-0,101***	-0,091***
	[0,0283]	[0,0281]	[0,0284]	[0,0276]	[0,0269]

	1	2	3	4	5
	b/se	b/se	b/se	b/se	b/se
Variable dependiente: Acceso a TM					
Ingreso del hogar	0,118*** [0,0051]	0,098*** [0,0052]	0,097*** [0,0050]	0,068*** [0,0053]	0,059*** [0,0051]
Básica primaria alcanzada (d)	0,136*** [0,0133]	0,138*** [0,0132]	0,124*** [0,0134]	0,114*** [0,0130]	0,108*** [0,0128]
Básica secundaria alcanzada (d)	0,192*** [0,0105]	0,199*** [0,0102]	0,189*** [0,0106]	0,174*** [0,0106]	0,160*** [0,0107]
Media secundaria avanzada(d)	0,231*** [0,0097]	0,243*** [0,0094]	0,233*** [0,0098]	0,214*** [0,0100]	0,195*** [0,0103]
Superior o universidad alcanzada (d)	0,274*** [0,0081]	0,284*** [0,0077]	0,276*** [0,0080]	0,256*** [0,0092]	0,225*** [0,0101]
Personas con más de 12 años		0,039*** [0,0031]	0,045*** [0,0032]	0,038*** [0,0033]	0,037*** [0,0032]
¿No tiene hijo? (d)		-0,032** [0,0155]	0,024 [0,0162]	0,079*** [0,0163]	0,102*** [0,0161]
Tarifa de conexión fijo (d)		-0,003 [0,0072]	-0,012* [0,0074]	-0,013* [0,0071]	-0,01 [0,0070]
Bogotá (d)			0,120*** [0,0131]	0,106*** [0,0135]	0,103*** [0,0132]
Región del Pacífico (d)			0,046*** [0,0125]	0,041*** [0,0124]	0,014 [0,0132]
Región Central (d)			0,083*** [0,0087]	0,075*** [0,0087]	0,051*** [0,0092]
Región Oriental (d)			0,121*** [0,0095]	0,112*** [0,0095]	0,096*** [0,0097]
Población rural concentrada (d)			-0,133*** [0,0191]	-0,149*** [0,0194]	-0,133*** [0,0191]
Población rural dispersa (d)			-0,024 [0,0145]	-0,043*** [0,0150]	-0,016 [0,0143]
Número de mujeres mayores de 12 años				0,068*** [0,0159]	0,076*** [0,0154]
¿En el hogar hay una pareja? (d)				0,071*** [,0093]	0,054*** [0,0090]
¿Hay un empleador? (d)				0,054*** [0,0190]	0,033* [0,0195]

	1	2	3	4	5
	b/se	b/se	b/se	b/se	b/se
Variable dependiente: Acceso a TM					
¿Hay un cuenta propia profesional? (d)				-0,009	-0,006
				[0,0348]	[0,0346]
Gastos en telefonía				0,073***	0,061***
				[0,0056]	[0,0056]
Tiene cable o parabólica (d)					0,085***
					[0,0096]
Tiene internet (d)					0,054***
					[0,0212]
Tiene carro o moto (d)					0,138***
					[0,0094]
Observaciones	41320	41320	41320	41320	41320
Pseudo R2	0,12	0,14	0,15	0,16	0,17
Chi2	5474	6066	6488	6931	7772
(Prob>chi2)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
Criterio de Akaike	39058	38472	38062	37629	36794
Log-Likelihood Value	-19500	-19200	-19000	-18800	-18400
Porcentaje correcto de predicción					
Sensibilidad (TM=1)	96,32%	95,91%	95,52%	95,26%	95,08%
Especificidad (TM=0)	16,31%	20,63%	23,10%	24,50%	27,06%
Tasa total correcta de predicción	77,01%	77,74%	78,04%	78,18%	78,66%

Fuente: Encuesta de Ingresos y Gastos 2006-2007, SUIST, cálculos propios

Nota: Las columnas (b/se) hacen referencia a los coeficientes estimados y a los errores estándar en corchetes \*p<0,1 \*\*p<0,05 \*\*\*p<0,01

En cuanto a estabilidad laboral, los hogares que cuentan con al menos un empleador aumentan la probabilidad de estar en TM. Si se analiza por estrato, son los estratos medios los que reflejan este comportamiento significativamente. No se encontró evidencia estadística de si estar o no en el sector formal incide sobre la decisión de acceso a algún tipo de plan de TM. Por el contrario, si se mira el número de contratos a términos indefinidos y fijos que hay en un hogar, ambos aumentan la probabilidad de acceder a TM. Sin embargo, no solo la probabilidad de suscribirse a cualquier tipo de plan aumenta, sino

que la probabilidad de acceder a un plan dado que ya se tiene otro aumenta también, efecto que se ve fuertemente reflejado en los estratos altos y medios con contratos indefinidos. En el caso del número de contratos a término fijo que tiene el hogar, los estratos bajos y medios son los que aumentan la probabilidad de acceder a un plan prepago, ya que se tiene un plan pospago. Si el jefe de hogar lleva menos de un año en el trabajo actual, la probabilidad de que tome la decisión de acceder a TM es relativamente rápida.

Al considerar factores de riqueza del hogar, se esperaba que la variable

de tenencia de vivienda propia fuera una variable explicativa entre hogares en planes prepago y pospago; sin embargo, el hecho de que un hogar tenga vivienda propia aumenta la probabilidad de no tener un teléfono móvil y sí tener una línea fija. Esta variable es estadísticamente significativa en los hogares de estratos bajos. Pero si se detalla la variable de tenencia de teléfono fijo, esta variable es sustituta de tener un móvil en plan prepago y complemento de un móvil en plan pospago. La tenencia de carro o moto aumenta la probabilidad de acceder a TM y es estadísticamente significativa. La suscripción a televisión

por cable e internet es una buena variable para explicar las diferencias entre hogares del mismo estrato con planes prepago y pospago. Además, que el hogar tenga estos servicios aumenta la probabilidad de que tenga al mismo tiempo un plan prepago y pospago. Finalmente, es interesante mencionar

que un hogar de estrato bajo en Colombia tiene una probabilidad apenas del 1,31% de acceder a TM en plan pospago. Si se le da la opción de escoger entre un plan prepago y uno pospago, con una probabilidad del 64,44% va escoger el plan prepago y no el pospago.

También se puede observar que los estratos bajos tienen una mayor probabilidad de no escoger ninguno de los dos planes, mientras que los estratos altos tienen una mayor probabilidad de escoger ambos servicios a la vez.

**TABLA 4. ESTIMACIÓN DE LA DEMANDA DE ACCESO A TM SEGÚN PLAN-MODELO PROBIT BIVARIADO. EFECTOS MARGINALES**

	1	2	3	4	5	6
	Solo prepago	Solo pospago	Ambos servicios	Ninguno	Pre/Pos	Pos/Pre
	$y=Pr(\text{PREPAGO}=1, \text{POSTPAGO}=0)$	$y=Pr(\text{PREPAGO}=0, \text{POSTPAGO}=1)$	$y=Pr(\text{PREPAGO}=1, \text{POSTPAGO}=1)$	$y=Pr(\text{PREPAGO}=0, \text{POSTPAGO}=0)$	$y=Pr(\text{PREPAGO}=1, \text{POSTPAGO}=1)$	$y=Pr(\text{PREPAGO}=1, \text{POSTPAGO}=1)$
Precio aparato móvil	-0,085*** [0,0290]	0,018** [0,0080]	0 [0,0006]	0,067** [0,0271]	-0,007 [0,014]	0,001 [0,0009]
Tarifa conexión a fijo	-0,007 [0,0051]	0,004*** [0,0015]	0,000** [0,0001]	0,003 [0,0050]	0,003 [0,0023]	0,000*** [0,0002]
Precio minutos fijo	-0,003 [0,0119]	0,004 [0,0036]	0 [0,0003]	-0,001 [0,0111]	0,004 [0,0050]	0 [0,0004]
Ingreso del hogar	0,024** [0,0051]	0,045*** [0,0021]	0,004*** [0,0006]	-0,073*** [0,0050]	0,066*** [0,0079]	0,006*** [0,0009]
Básica primaria alcanzada (d)	0,129*** [0,0144]	0,009 [0,0078]	0,003*** [0,0011]	-0,140*** [0,0158]	0,069*** [0,0163]	0,004** [0,0015]
Básica secundaria alcanzada (d)	0,169*** [0,0136]	0,012 [0,0085]	0,009*** [0,0034]	-0,190*** [0,0145]	0,165*** [0,0324]	0,010** [0,0041]
Media secundaria alcanzada (d)	0,193*** [0,0137]	0,012 [0,0081]	0,010*** [0,0037]	-0,215*** [0,0142]	0,192*** [0,0336]	0,012*** [0,0043]
Superior o universitaria alcanzada	0,182*** [0,0162]	0,014 [0,0088]	0,011*** [0,0042]	-0,208*** [0,0158]	0,196*** [0,0366]	0,013*** [0,0050]
Personas con más de 12 años	0,041*** [0,0035]	-0,003*** [0,0009]	0,000*** [0,0001]	-0,038*** [0,0033]	0,011*** [0,0021]	0,000** [0,0001]



	1	2	3	4	5	6
	Solo prepago	Solo postpago	Ambos servicios	Ninguno	Pre/Pos	Pos/Pre
	$y=Pr(\text{PREPAGO}=1   \text{POSTPAGO}=0)$	$y=Pr(\text{PREPAGO}=0   \text{POSTPAGO}=1)$	$y=Pr(\text{PREPAGO}=1   \text{POSTPAGO}=1)$	$y=Pr(\text{PREPAGO}=0   \text{POSTPAGO}=0)$	$y=Pr(\text{PREPAGO}=1   \text{POSTPAGO}=1)$	$y=Pr(\text{PREPAGO}=1   \text{POSTPAGO}=1)$
Número de mujeres mayores de 12 años	0,078*** [0,0165]	-0,010** [0,0049]	0 [0,0004]	-0,068*** [0,0155]	0,015** [0,0073]	0 [0,0005]
¿En el hogar hay una pareja? (d)	0,051*** [0,0098]	-0,008*** 0,0030	0 [0,0002]	-0,042*** [0,0091]	0,007* [0,0039]	0 [0,0003]
Bogotá	0,064*** [0,0160]	0,006 [0,0051]	0,002** [0,0007]	-0,071*** [0,0148]	0,039*** [0,0114]	0,002** [0,0010]
Región del Pacífico	-0,039*** [0,0150]	0,041*** [0,0067]	0,004*** [0,0011]	-0,006 [0,0145]	0,033*** [0,0094]	0,006*** [0,0017]
Región Central	0,016 [0,0103]	0,011*** [0,0036]	0,001*** [0,0004]	-0,029*** [0,0100]	0,022*** [0,0061]	0,002*** [0,0006]
Región Oriental	0,054*** [0,0116]	0,018*** [0,0045]	0,003*** [0,0009]	-0,075*** [0,0109]	0,055*** [0,0106]	0,005*** [0,0012]
Población rural concentrada (d)	-0,149*** [0,0200]	0,018* [0,0098]	0 [0,0004]	0,132*** [0,0204]	-0,023*** [0,0063]	0 [0,0007]
Población rural dispersa (d)	-0,011 [0,0157]	-0,008 [0,0054]	-0,001* [0,0003]	0,019 [0,0156]	-0,013* [0,0071]	-0,001 [0,0005]
¿Hay un empleador? (d)	0,037* [0,0194]	0,003 [0,0052]	0,001 [0,0006]	-0,040** [0,0176]	0,020** [0,0099]	0,001 [0,0008]
¿Hay un cuenta propia profesional? (d)	-0,017 [0,0285]	-0,003 [0,0052]	0 [0,0003]	0,02 [0,0257]	-0,009 [0,0066]	-0,001 [0,0004]
Trabajo formal (d)	0,003 [0,0144]	0 [0,0037]	0 [0,0003]	-0,003 [0,0130]	0,001 [0,0050]	0 [0,0004]
Contratos a término indefinido (d)	0,076*** [0,0139]	0,006 [0,0042]	0,002*** [0,0007]	0,084*** [0,0121]	0,048*** [0,0102]	0,003*** [0,0009]
Contratos a término fijo (d)	0,056*** [0,0124]	0,002 [0,0036]	0,001** [0,0004]	-0,059*** [0,0111]	0,026*** [0,0069]	0,001** [0,0005]
Antigüedad < 6 meses (d)	0,062*** [0,0124]	-0,006 [0,0038]	0 [0,0004]	-0,056*** [0,0114]	0,016** [0,0075]	0 [0,0005]

	1	2	3	4	5	6
	Solo prepago	Solo pospago	Ambos servicios	Ninguno	Pre/Pos	Pos/Pre
	$y=Pr(\text{PREPAGO}=1)$ $\text{POSPAGO}=0$	$y=Pr(\text{PREPAGO}=0)$ $\text{POSPAGO}=1$	$y=Pr(\text{PREPAGO}=1)$ $\text{POSPAGO}=1$	$y=Pr(\text{PREPAGO}=0)$ $\text{POSPAGO}=0$	$y=Pr(\text{PREPAGO}=1)$ $\text{POSPAGO}=1$	$y=Pr(\text{PREPAGO}=1)$ $\text{POSPAGO}=1$
Antigüedad entre 6 y 12 meses (d)	0,055*** [0,0160]	-0,004 [0,0046]	0 [0,0005]	-0,051*** [,0153]	0,017* [,0097]	0 [0,0007]
Antigüedad entre 1 y 2 años (d)	0,027 [0,0163]	-0,004 [0,0042]	0 [,0003]	-0,023 [,0148]	0,005 [0,0066]	0 [0,0005]
Vivienda propia (d)	-0,036*** [,0093]	-0,004 [0,0027]	-0,001*** [,0002]	0,040*** [0,0088]	-0,018*** [0,0046]	0,001*** [0,0005]
Tiene_fijo (d)	-0,031*** [0,0105]	0,007** [0,0032]	0 [,0002]	0,025** [0,0100]	-0,003 [0,0045]	0 [0,0004]
Tiene cable o parabólica (d)	0,088*** [0,0106]	0,006* [0,0032]	0,002*** [,0004]	-0,096*** [0,0099]	0,041*** [0,0068]	0,002*** [0,0005]
Tiene internet (d)	-0,056*** [0,0190]	0,020*** [0,0059]	0,001* [0,0005]	0,036** [0,0171]	0,002 [0,0062]	0,001* [0,0008]
Tiene carro o moto (d)	0,057*** [0,0113]	0,012** [0,0037]	0,002*** [0,0006]	-0,071*** [0,0099]	0,045*** [0,0081]	0,003*** [0,0008]
Chi2	8362					
(Prob>chi2)	0					
Log- Likelihood value	-29800					
Criterio de Akaike	59773,6					
Observaciones	41320					

Fuente: Encuesta de Ingresos y Gastos 2006-2007, SUIST, cálculos propios  
Errores estándar en corchetes \*p<0,1 \*\*p<0,05 \*\*\*p<0,01

## Estimación de la demanda de uso de TM

De las estimaciones de las demandas de acceso, tanto para toda la muestra como para los grupos estratificados, se calcularon los IRM y se añadieron a las demandas de uso tipo AIDS para eliminar el sesgo de selección y tener estimaciones consistentes en la segunda etapa. La Tabla 5 presenta la

estimación de la demanda de uso por MCO corregida por sesgo de selección. Dado que en la segunda etapa se está contemplando variables que son estimadas y no observadas (IRM), según Reize (2001), los MCO producen estimadores consistentes; sin embargo, la estimación de los errores estándar es inconsistente. El autor sugiere un estimador estilo Full Information Maximum Likelihood (FIML), que

estima simultáneamente el modelo probit bivariado con la ecuación de demanda continua. Para propósitos de este trabajo se realizó la técnica de *bootstrapping*, que permite aproximar la distribución en el muestreo de un estadístico. Efron (1987) sugiere 200 iteraciones para la estimación de sesgo y varianza. Se corrigió solo la columna (4) de la Tabla 5 debido a la reducción de las observaciones del

subgrupo. Se toman los coeficientes estimados de la Tabla 5 y se construyen las elasticidades para usarlas en

el modelo de Hausman para estimar los cambios en las variaciones compensadas que sufren los hogares.

Los resultados se detallan en la siguiente tabla:

**TABLA 5. ESTIMACIÓN DE LA DEMANDA DE USO POR MCO**

Variable dependiente: Gasto en prepago (proporción)	1	2	3	4	5	
	(Total)	(Bajo)	(Medio)	(Alto)	(Alto bootstrapping)	
	b/se	b/se	b/se	b/se	b/se	se
Precio prepago	-0,116 [0,0895]	0,049 [0,0899]	-0,211 [0,1897]	-1,347** [0,6863]	-0,655 [0,4041]	0,395*** [0,0093]
Precio pospago	-0,123*** [0,0417]	-0,074* [0,0432]	-0,153 [0,0954]	-0,617** [0,2769]	-0,371** [0,01869]	0,175*** [0,0043]
Gasto TM real	0,078*** [0,0008]	0,086*** [0,0009]	0,071*** [0,0012]	0,040*** [0,0034]	0,037*** [0,0019]	0,002*** [0,0000]
Ratio Mills 1	0,096*** [0,0127]	0,048*** [0,0121]	0,073** [0,0372]	0,024 [0,1183]	-0,041 [0,0853]	0,084*** [0,0022]
Ratio Mills 2	-0,863*** [0,0371]	-0,862*** [0,0832]	-0,711*** [0,0486]	-0,545 [0,0804]	-0,436*** [0,0558]	0,052*** [0,0013]
Constante	1,617** [0,7397]	0,912 [0,7596]	2,43 [1,5867]	12,571** [5,5835]	6,655* [3,4085]	3,244*** [0,0782]
R2	0,66	0,44	0,56	0,26		
Observaciones	41320	25997	13996	1327	1327	

Fuente: Encuesta de Ingresos y Gastos 2006-2007, SUIST, cálculos propios  
Errores estándar en corchetes \* $p < 0,1$  \*\* $p < 0,05$  \*\*\* $p < 0,01$

**TABLA 6. RESULTADOS DE ELASTICIDADES Y VARIACIÓN COMPENSADA DE TM EN COLOMBIA 2006-2007**

Variables	Hogares con plan prepago				Hogares con plan pospago			
	Estratos bajos	Estratos medios	Estratos altos	Total	Estratos bajos	Estratos medios	Estratos altos	Total
Elasticidad precio	-1,33	-1,8	-4,03	-1,58	-2,19	-2,64	-2,87	-2,58
Elasticidad ingreso	1,43	1,24	1,17	1,34	1,43	1,24	1,17	1,34
Gasto mensual TM con IVA (16%)	5210,1	9125,6	11487,0	6727,5	74741,7	90241,5	171481,2	96051,9
Gasto mensual TM con IVA (20%)	5389,7	9440,3	11883,1	6959,5	77319	93352,2	177394,3	99364,1
Gasto mensual TM sin IVA	4491,4	7866,9	9902,6	5799,6	64432,5	77794,4	147828,6	82803,4
Ingreso: $y$	674950,9	1142098,0	2168334,0	874128,8	1329775	2375691	5411241	2428678
VC (20%)	385,5	562,6	393,9	449	4044,7	4282,5	7653,9	4637

Variables	Hogares con plan prepago				Hogares con plan pospago			
	Estratos bajos	Estratos medios	Estratos altos	Total	Estratos bajos	Estratos medios	Estratos altos	Total
VC ajustada al ingreso (20%)	0,057%	0,049%	0,018%	0,051%	0,304%	0,180%	0,141%	0,191%
VC ajustada al gasto en TM (20%)	7,2%	6,0%	3,3%	6,5%	5,2%	4,6%	4,3%	4,7%
VC (4% adicional)	77,1	112,5	78,8	89,8	807,5	855,7	1529,8	926,5
VC ajustada (4% adicional)	0,011%	0,010%	0,004%	0,010%	0,061%	0,036%	0,028%	0,038%
VC ajustada al gasto en TM (4%)	1,4%	1,2%	0,7%	1,3%	1,0%	0,9%	0,9%	0,9%
Número de observaciones	17380	9809	707	27896	884	1409	364	2657

Fuente: Encuesta de Ingresos y Gastos 2006-2007, SIUST, cálculos propios.

## CONCLUSIONES

Se encontró que el nivel de ingresos de los hogares, el nivel educativo del jefe de hogar, no tener teléfono fijo y tener un activo como carro o moto son claros determinantes para medir el acceso a TM.

Nuevamente la variable ingreso, los activos de un hogar y haber tenido acceso a servicios en suscripción a televisión por cable o internet aumentan la probabilidad de que el hogar se encuentre suscrito a un plan pospago.

Si un hogar colombiano desea acceder al mercado de la TM, y se enfrenta a la decisión entre adquirir un teléfono móvil prepago y uno pospago, existe un 68,25% de probabilidad de que escoja un teléfono móvil prepago, un 3,15% pospago, un 0,12% ambos servicios y un 28,48% ninguno de los dos.

Lo anterior resalta que tener una buena estabilidad laboral y un nivel de ingresos relativamente bueno no asegura la suscripción a un plan más económico como

el pospago. De hecho, si se pertenece a un hogar de estrato bajo persiste una probabilidad de 34,26% de no acceder a TM y si se accede, de estar prácticamente en planes prepago. Los teléfonos fijos son sustitutos de los planes prepago, especialmente de un hogar de estrato bajo que logra acceder a TM.

A pesar de que los planes prepago permitieron el acceso de más hogares a la TM, dichos hogares están asumiendo un mayor costo del servicio por dos vías: mayores tarifas y un IVA del 20% que recae sobre las mayores tarifas.

Se encontró que los hogares que acceden y usan planes pospago son más elásticos al precio que los hogares que acceden y usan planes prepago. La elasticidad respectiva es de -1,58 para prepago y -2,58 para pospago. La elasticidad cruzada es de -0,56 y la elasticidad del gasto 1,34. Las elasticidades prepago y pospago resultan estar por encima de las elasticidades de estudios empíricos para Colombia.

Esto puede estar sugiriendo la relevancia de estimar conjuntamente las decisiones de un hogar de acceso y uso de la TM. También podría estar sugiriendo la corrección de un sesgo hacia abajo. En particular, la elasticidad pospago resulta ser bastante alta. Esto también sucede en los estudios para Colombia pero con menor magnitud. Lo anterior sucede por dos grandes razones: la primera es que los hogares que están suscritos a planes pospago tienen los teléfonos fijos como bienes complementarios y, además, hay mayor gama de planes pospago.

Se requiere una compensación monetaria para estar en el mismo nivel de utilidad inicial, ante una variación de los precios del 20%, de 7,2% del gasto mensual promedio de TM de un hogar de estrato bajo en plan prepago. Ante la regresividad tan marcada de este impuesto en la TM, se sugiere que se desmonte el 4% de impuesto adicional aplicado en el 2003 en los planes prepago de TM y se conserve una tarifa del 20% en planes pospago.



## REFERENCIAS

- Ahan, H., & Lee, M. H. (1999). An econometric analysis of the demand for access to cell telephone networks. *Information Economics and Policy*, 11, 297-305.
- Ahan, H., Lee, M. H., & Kim, Y. (2004). *Estimation of a Fixed-Mobile Substitution Model in Korean Voice Telephony Markets*. Korea Council of Economic and Social Research Institute.
- Comisión de Regulación de Comunicaciones (CRCOM). (2005). *Estudios de Elasticidades en Servicios de Telecomunicaciones*. Centro de Conocimiento del Negocio.
- [http://www.crt.gov.co/crt\\_2001-2004/documentos/biblioteca/Elasticidades/SintesisEstudiosElasticidades.PDF](http://www.crt.gov.co/crt_2001-2004/documentos/biblioteca/Elasticidades/SintesisEstudiosElasticidades.PDF)
- Chern, W. S., Ishibashi, K., Taniguchi, K., & Tokoyama, Y. (2003). Analysis of the food consumption of Japanese households. *FAO Economic and Social Development Paper* No. 152, FAO, Rome. <http://www.fao.org/docrep/005/Y4475E/Y4475E00.HTM>
- Deaton, A. & Muellbauer, J. (1980). An almost ideal demand system. *American Economics Review*, 70.
- Dubin, J., & McFadden, D. (1984). An Econometric Analysis of Residential Electric Appliance Holdings and Consumption. *Econometrica, Econometric Society*, 52(2), 345-62, March.
- Efron, B. (1987). Better Bootstrap Confidence Intervals. *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 82, No. 397, pp. 171-185
- Feng, Y., Fullerton, D., & Gan, L. (2005). Vehicle choices, miles driven and pollution policies. *NBER Working Paper* 11553.
- Gómez, A., Rau, T., & Krell, R. (2008). Estimación de la demanda por telefonía móvil y una proyección para el período 2009-2013. Universidad de Chile, Departamento de Economía. Working Paper.
- Green, R., & Alston, J. M. (1990). Elasticities in AIDS models. *American Journal of Agricultural Economics*, 72, 442-445.
- Gutierrez Luis H., Gamboa L.F (2007). Oportunidades Móviles. Pobreza y Acceso a la telefonía en América Latina y el Caribe: El caso de Colombia.
- Hanemann W. M. (1984). Discrete/Continuous Models of Consumer Demand. *Econometrica*, 52, 541-561.
- Hausman, J. (1981). Exact Consumer's Surplus and Deadweight Loss. *American Economic Review, American Economic Association*, vol. 71(4), pages. 662-76, septiembre.
- Hausman, J. (1999). Celular telephone, new products and the CPI. *Journal of Business and Economics Statistics*, 17, 188-194.
- Hausman, J. (2000). Efficiency Effects On The U.S. Economy From Wireless Taxation. *National Tax Journal*, 2000, 53(3, Sep), Part 2, 733-942.
- Hausman, J., (2002). *Mobile Telephone. Handbook of Telecommunications Economics*. Vol. 1, Structure, regulation and competition. Chapter 13, pp. 564-603.
- Heckman, J., (1979) Sample Selection Bias as a Specification Error. *Econometrica, Econometric Society*, vol. 47(1), pages. 153-61, Enero.
- Jaramillo, C., & Tovar, J. (2007b). *Reflexiones sobre la Teoría y la Práctica del IVA en Colombia*. Documentos CEDE 2007-07, Universidad de los Andes. Abril.
- Lohmann, C., & Saba, Jorge. (2006). Are fixed and cell phones substitutes or complements? The case of Brazil. World Bank. Working Paper.
- Madden, G., Coble-Neal, G. y Dalzell, Brian. (2004). A dynamic model of mobile telephony subscription incorporating a network effect. *Telecommunication policy*, 28(2004), 133-144.
- Malvasio, L., Seijas, M. (2009). Sustitución entre telefonía móvil y fija: el caso uruguayo. Tesis de grado, Universidad de la República (Uruguay). Facultad de Ciencias Económicas y de Administración.
- Reize, F. (2001). FIML estimation of a bivariate probit selection rule: an application on firm growth and subsidisation. ZEW Discussion Papers 01-13, ZEW - Zentrum für Europäische Wirtschaftsforschung / enter for European Economic Research. <http://www.econstor.eu/bitstream/10419/24432/1/dp0113.pdf>
- Rodini M., Ward M. R., & Woroch G. A. (2003). Substitutability between fixed and mobile access. *Telecommunications Policy*, 27(5, June 2003), 457-476
- Taylor, L. D. (1998). Telecommunications Demand Analysis in Transition *hicss*, 5, 409, Thirty-First Annual Hawaii International Conference on System Sciences-Volume 5, 1998.
- Taylor, L. D. (2002). *An Overview of Telecommunications Demand Modeling*. University of Arizona.



**LA COMPOSICIÓN DE  
LOS HOGARES DE LAS  
PERSONAS MAYORES EN BOGOTÁ  
A COMIENZOS DEL SIGLO XXI. UNA  
COMPARACIÓN ENTRE LAS LOCALIDADES  
DE TEUSAQUILLO Y USME**

THE HOUSEHOLDS' COMPOSITION OF SENIORS IN BOGOTÁ AT THE BEGINNING OF THE TWENTY-FIRST CENTURY. A COMPARISON BETWEEN THE LOCALITIES OF TEUSAQUILLO AND USME

### Ángela María Jaramillo de M.

Socióloga de la Universidad Nacional de Colombia. Magíster en Estudios de Población, y Doctoranda en Estudios Sociales de la Universidad Externado de Colombia. Docente investigadora de la Pontificia Universidad Javeriana, Bogotá.

Correo electrónico: [jaramillo-angela@javeriana.edu.co](mailto:jaramillo-angela@javeriana.edu.co)

### Diva Marcela García G.

Socióloga y Magíster en Urbanismo de la Universidad Nacional de Colombia. Máster en Estudios Territoriales y de la Población con especialidad en Demografía, y Doctoranda en Demografía de la Universidad Autónoma de Barcelona y el Centro de Estudios Demográficos. Consultora en Desarrollo Urbano y Población. Docente investigadora Pontificia Universidad Javeriana y Universidad Jorge Tadeo Lozano, Bogotá.

Correo electrónico: [marcela.garcia033@gmail.com](mailto:marcela.garcia033@gmail.com)

Fecha de recepción: 07/04/2015

Fecha de aceptación: 02/06/2015

### Resumen

La composición de los hogares de las personas mayores de 60 años varía según la edad, el sexo y el lugar de residencia. Su variación respecto a la ubicación geográfica hace evidente que ella es reflejo de las condiciones sociodemográficas pasadas y presentes de cada lugar. En este documento se realiza una comparación entre las composiciones de los hogares de las personas mayores en dos localidades de Bogotá, que presentan características altamente diferenciadas. Para ello se utilizan fuentes historiográficas y entrevistas que permitan describir de manera general el contexto histórico de las localidades, y el Censo 2005 para caracterizar la composición de los hogares de las personas mayores. El propósito del estudio es identificar las distintas formas de vejez que existen en la ciudad, y su relación con los procesos históricos de poblamiento. La diversidad de la vejez en Bogotá revela la necesidad de pensar en políticas locales que respondan tanto a dinámicas de envejecimiento relativamente avanzado como incipiente.

### Palabras clave

Hogares de personas mayores, Censo 2005, Bogotá, envejecimiento.

### Abstract

The households' composition of people over 60 years varies according to age, sex and place of residence. Its variation with respect to geographic location makes it evident that it reflects socio-demographic conditions in the past and present of each place. This paper compares the compositions of the households of the elderly in two localities of Bogotá, with characteristics highly differentiated. For this effect, historiographical and interview sources are used that describe in general terms the historical context of the localities, and the 2005 Census to characterize the households' composition of the elderly. The purpose of the study is to identify the different forms of old age existing in the city, and their relationship with the historical process of settlement. The diversity of aging in Bogotá reveals the need to think of local policies that address aging dynamics, which are both relatively advanced and emerging.

### Key words

Households of people over 60 years, Census 2005, Bogotá, aging.



## INTRODUCCIÓN

Uno de los impactos más relevantes del envejecimiento<sup>1</sup> de las poblaciones es el cambio en las relaciones familiares e intergeneracionales. Cada vez son más frecuentes los hogares compuestos por tres o más generaciones que expresan la sobrevivencia de las cohortes que nacieron a comienzos del siglo XX. Estas personas componen un grupo social que se fue configurando a lo largo del siglo gracias a los adelantos socio-sanitarios y médicos que favorecieron la disminución de la mortalidad infantil y el aumento de la esperanza de vida de la población.

A este grupo se le clasifica socialmente como personas mayores, viejos o ancianos, y se determina por su llegada a los 60 años<sup>2</sup>. La edad cronológica no es un absoluto, está relacionada con las representaciones que los grupos humanos construyen acerca de las etapas de la vida, y en este caso, de lo que han denominado como vejez. Esta categoría social se establece gracias a los significados y sentidos que colectiva e históricamente se le han asignado, por eso es variable según el lugar y momento de su interpretación.

Es muy común asociar el significado de la vejez, esencialmente con asuntos de valoración negativa como la enfermedad, la inactividad y las dependencias. Las principales preocupaciones que existen frente al significativo aumento de la población mayor tienen que ver con las cargas sociales y económicas

que representa la vejez para la sociedad, y que tienden a mostrar esta etapa de la vida como un asunto deficitario e indeseable.

Sin embargo, gracias a los avances sanitarios, médicos, educativos, alimenticios y habitacionales del siglo XX, se han creado unas condiciones de vida que hoy nos permiten vivir más y en mejores condiciones físicas, económicas y sociales. La distribución de estos progresos ha sido desigual, lo que se refleja en situaciones de vejez distintas y algunas veces opuestas. Encontramos circunstancias en las que la vejez puede representar una carga para los demás o que por el contrario se constituye como un soporte para sus familias, y su aporte a la sociedad es tan o más importante que los observados en las edades productivas<sup>3</sup>, ya que esta población compone la memoria de los colectivos y su conocimiento acumulado puede contribuir en muchas oportunidades al avance social, en tanto contribuyen en la disminución de la repetición de errores pasados, y la transmisión de un conocimiento acumulado (Jaramillo, 2012).

En Colombia este proceso ha tenido características particulares. Según el Censo de Población de 1918, las personas mayores de 65 años difícilmente alcanzaban el 3,5 % del total de la población del país. Dos décadas después, los resultados censales caracterizaban a la población así: «se

puede apreciar en los diferentes cuadros de edades de las intendencias y comisarías, una buena riqueza de población infantil y de edad escolar, como también de población activa, o sea la comprendida entre los 15 y los 49 años» (Rueda, 2012). Para ese momento, la participación de los mayores no registraba todavía una relevancia estadística, que iría ganando con el aumento de la esperanza de vida (39,5 años en 1905; 70,9 años en el 2000), y la reducción en el número de hijos (7 hijos por mujer entre 1950 y 1965; 3 hijos entre 1990 y 1995) (Flórez, 2000).

Un siglo después, esta población alcanzó el 9 % del total nacional con más de 3,5 millones de personas, y una tasa de crecimiento del 3 % intercensal (DANE, 2005). Lo anterior ubicó a Colombia en un envejecimiento moderado en relación con otros países de la región como Bolivia y Paraguay, con proporciones de vejez bajas (6 %) cada uno, y otros como Argentina y Uruguay en etapas de envejecimiento avanzado (14 % y 17 %), respectivamente (Celade, 2007). Para este momento, el 46 % de la población mayor de 60 años se encuentra en las capitales de los 32 departamentos del país. La mayoría de ellos (67 %) vive en cinco de las principales ciudades (Bogotá, Medellín, Cali, Barranquilla y Bucaramanga). Esto se debe en parte a que la oferta de bienes y servicios que mejoran las condiciones de vida

<sup>1</sup> El envejecimiento de la población se entiende como un proceso en el que la participación de la población mayor de 60 años va aumentando. Se refiere al cambio en la estructura por edades de la población.

<sup>2</sup> Según el Celade, la vejez se define a partir de los 60 o 65 años. Para este estudio se establece desde los 60 años, considerando las diferencias de esperanza de vida que tenemos con países como España, Italia o Japón.

<sup>3</sup> Entre los 15 y 59 años, según los análisis económicos y demográficos de la población.



de la población se han concentrado en estas ciudades, sin una distribución equitativa hacia las otras capitales de departamento, ni a las áreas rurales.

A comienzos del siglo XXI, Bogotá tuvo el mayor número absoluto de personas mayores, por ser la ciudad de mayor tamaño con 6.778.691 habitantes. Entre 1950 y 2005, la ciudad duplicó la proporción de personas mayores, que pasó del 4 % (28.935) al 8,2 % (564.211). Para el año 2020 se espera que en la capital del país este grupo represente el 13,8 % de la población total con más de 1 millón de personas, y un ritmo de crecimiento acelerado (5,03 %) en comparación con el proyectado para los menores de 15 años (0,24 %)<sup>4</sup>. Tal aumento es el resultado de un proceso poblacional más amplio que se experimentó en la mayoría de los países de América Latina durante el siglo XX, como las transiciones demográficas, epidemiológicas y nutricionales; los procesos de modernización y urbanización; y los cambios educativos. Transformaciones que fueron parte de un proceso general que se expresa en unas características poblacionales y de condiciones de vida muy distintas al inicio y al final del siglo, a escala nacional, departamental y municipal (Flórez, 2000).

Los cambios mencionados no fueron homogéneos en el país. Su diversidad regional se expresó en la oferta diferencial de oportunidades en educación, salud, y empleo, así como una

mayor provisión de servicios públicos y culturales (Flórez, 2000). Lo que se manifestó en diferencias regionales en los niveles de mortalidad y sobrevivencia de las poblaciones, y en consecuencia en la cantidad de personas que alcanzaban los 60 años y más. Además de la regulación de la mortalidad, la reducción de la fecundidad y el aumento de la migración existen otros factores que han contribuido al envejecimiento diferencial del país, ya que las dinámicas sociales responden a las costumbres, avances sociales y formas de organización espacial, también diferenciadas en el territorio.

En el país hay departamentos<sup>5</sup> como Amazonas con niveles bajos de vejez (5 %) y como Boyacá que tiene el más alto porcentaje de mayores en el país (14 %) (DANE, 2005). Los departamentos más envejecidos (Boyacá, Caldas y Tolima) presentan un envejecimiento prematuro que se debe principalmente a la migración de población joven a las ciudades en busca de oportunidades laborales y educativas o por asuntos de desplazamiento forzado (Huenchuan, 2007). Lo que a su vez ha desacelerado el envejecimiento de las grandes ciudades y las ubica en envejecimientos moderados que no superan el 9 %. Esto es relevante, ya que el envejecimiento de las poblaciones se caracteriza por el aumento de la esperanza de vida y su relación con el descenso de la fecundidad, y ello se traduce en una composición poblacional con mayor participación de la

población adulta y mayor, en relación con la infantil. Sin embargo, en el caso colombiano las zonas más envejecidas, no tienen los niveles más bajos de fecundidad, por lo que se presentan altas proporciones de población infantil y mayor, lo que plantea, no solo problemas de envejecimiento particulares sino además condiciones de alta dependencia demográfica.

Al igual que el país, Bogotá tiene unos niveles de vejez diferenciales según sus distintas localidades<sup>6</sup>. En la capital se encuentran localidades como Usme, Ciudad Bolívar y Bosa con bajos niveles de vejez menores al 7 %, en comparación con localidades como La Candelaria, Chapinero, Teusaquillo y Barrios Unidos con porcentajes superiores al 10 %<sup>7</sup> (mapa 1). Se observa que las localidades más envejecidas corresponden a las zonas más tradicionales de la ciudad que se consolidaron en la primera mitad del siglo XX, y albergan actualmente al 7,2 % de los habitantes de la ciudad. Mientras que las localidades menos envejecidas hacen parte del crecimiento urbano de la segunda mitad del siglo XX, y tienen tres veces más población que las primeras.

Esta distribución espacial no es una casualidad. Las zonas más antiguas de la ciudad son las que tienen más participación de las personas mayores, lo que refleja la estrecha relación que existe entre las trayectorias personales y las características históricas de sus entornos<sup>8</sup>. La formación de la vejez del

4. Elaboración propia con base en las proyecciones del DANE.

5. Unidades político-administrativas de organización territorial que agrupan municipios.

6. División administrativa de la ciudad a partir de parámetros de proximidad geográfica. Bogotá se divide en 19 localidades urbanas y 1 rural, que funcionan bajo un esquema de desconcentración administrativa.

7. Esta clasificación de niveles de vejez se propone en relación al envejecimiento general de la ciudad, con el ánimo de mostrar las diferencias internas relativas. Si se fuera a realizar una comparación con otros países, la ciudad se ubicaría en un nivel intermedio, con variaciones entre niveles bajos y medios. Es decir, que ninguna localidad de la ciudad tiene un nivel de vejez alto en relación con los países más envejecidos del mundo que tienen el 20 % o más de la población mayor. El beneficio de comenzar a estudiar las formas en las que estamos envejeciendo, es que podemos identificar los aspectos más problemáticos y reflexionar acerca de las alternativas que pueden contribuir a la planeación de la etapa avanzada de envejecimiento en la ciudad.

8. Para más información, ver Jaramillo, Angela. Distribución espacial de la vejez. Censo General 2005. En: Revista Ib del DANE. Bogotá, 2014.

siglo XXI en Bogotá está condicionada por las características del proceso de urbanización de la ciudad, el cual está asociado a las dinámicas propias del fenómeno de la transición urbana en el país, que generó procesos migratorios focalizados en ciertas zonas de la ciudad. El grupo de personas que hoy tienen 60 años y más son los sobrevivientes de las generaciones que experimentaron las transformaciones sociales y económicas que fueron formando y organizando las condiciones de vida en la ciudad. Esta relación entre las formas de ocupación y consolidación de las diversas zonas de la ciudad y las estructuras demográficas resultantes, ofrece una interesante ventana de aproximación al estudio de las distintas formas de envejecimiento que enfrenta la capital del país. ¿Será lo mismo ser viejo en una localidad como Teusaquillo que en Usme?, ¿cómo se organiza la población vieja en cada una de ellas?

En este artículo se compara la composición de la localidad más envejecida de la ciudad (Teusaquillo), con la menos envejecida (Usme) (mapa 1). Entendiendo que los niveles de vejez son indicadores de procesos poblacionales amplios que involucran las condiciones históricas, sociales y económicas en la que se desenvuelven los seres humanos. Por este motivo, se presentan algunos referentes de la historia del poblamiento de ambas localidades, con el fin de relacionar las trayectorias de formación de estos territorios con sus características de vejez pasada y actual (Bartiaux, 1991). La comparación de los dos territorios puede contribuir al estudio de la vejez en Bogotá, en dos sentidos: de una parte, en la identificación y análisis de elementos comunes que favorezcan la comprensión general de la vejez en

la ciudad, y de otra, en el reconocimiento de los aspectos particulares que pueden influir en las distintas formas de vejez de la ciudad.

Para desarrollar dicho objetivo, la vejez será abordada desde los hogares y no desde las personas. Por lo general, los análisis de la población por edad fragmentan a la población en niños, jóvenes, adultos y personas mayores, limitando la comprensión de las relaciones que se dan entre los sujetos de todas las edades. Esta división no solo se encuentra en los análisis demográficos, sino también en las políticas de población, que orientan las acciones para mejorar la calidad de vida de las poblaciones.

El enfoque por edad puede resultar problemático porque en la vida cotidiana las personas que componen los grupos familiares, de estudio y de trabajo son intergeneracionales, y su calidad de vida tiene que ver con el tipo de interacciones que estructuran sus grupos. El estudio de las relaciones entre grupos de edad, realizable al estudiar la composición de los hogares que contienen personas mayores, es relevante en la medida que nos acerca mejor a la dinámica de los grupos etarios, y a su dimensión social que supera el peso que cada uno representa frente al total de la población.

Para el caso de la vejez, según el Censo de 2005 se encontró que los 3,7 millones de personas de 60 años y más que representan el 9 % de la sociedad colombiana viven con cerca de 7,3 millones de niños, jóvenes y adultos. Lo que significa que los hogares en los que hay uno o más viejos representan el 26,3 % del total de hogares colombianos, es decir, una cuarta parte de la población del país cohabita con dos o

más generaciones. Esto hace más visible el potencial de la fuerza social del grupo de personas viejas, ya que su participación relacional en el conjunto de la sociedad tiene un peso que casi triplica al de su propia población (Jaramillo, 2012)<sup>9</sup>.

## Resultados

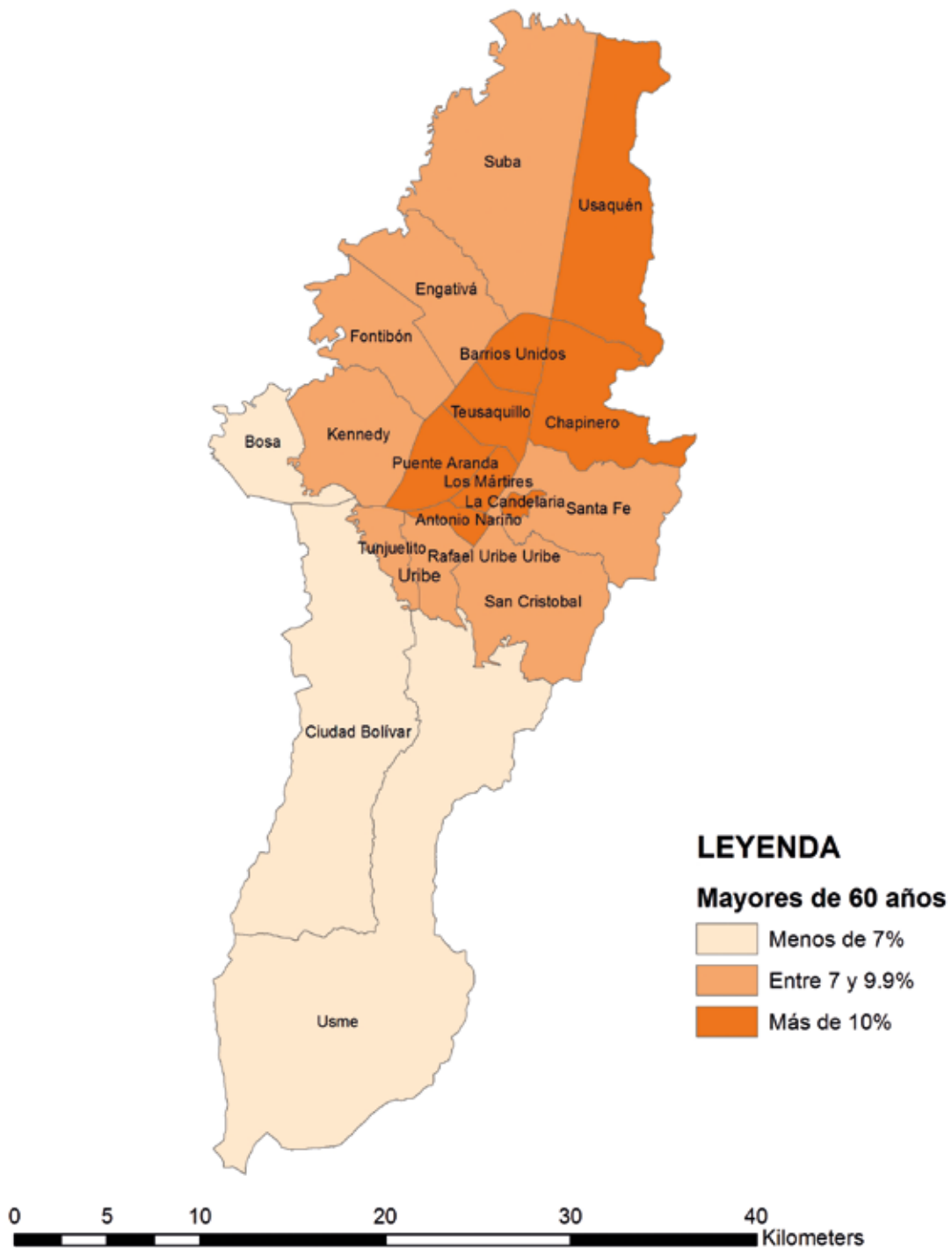
### Algunos referentes históricos de Teusaquillo y Usme

Entre 1907 y 1912 Bogotá registró un importante crecimiento demográfico en el que pasó de una población de 86.328 a 116.951 habitantes, con una tasa de crecimiento del 2,5 %, superior a las observadas durante el siglo XIX, producto especialmente de los procesos migratorios frente a los cuales la ciudad era un destino final o un lugar de paso. Para ese momento, Bogotá no aumentaba su población por crecimiento vegetativo sino gracias a la población rural que recibía. Hacia 1910 los nacimientos y las defunciones presentaban niveles similares (3.416 y 3.288), respectivamente. La intensidad de la mortalidad reflejaba el deterioro de las condiciones de vida en la ciudad desde mediados del siglo XIX, debido al hacinamiento y las precarias condiciones higiénicas, que se fueron transformando hacia el primer decenio del siglo XX con los avances médicos y sanitarios que favorecieron la sobrevivencia de las personas (Mejía, 1998).

Estos avances eran parte del proceso de urbanización que se inició en las primeras décadas del siglo XX, con múltiples cambios en la infraestructura y costumbres locales. Hacia los años veinte Bogotá comenzó a ampliar y a

<sup>9</sup> La revisión de literatura se puede consultar en Jaramillo, Ángela. Hogares de las personas mayores. Censo General 2005. En: Revista Ib del DANE. Bogotá, 2012.

**MAPA 1. BOGOTÁ (LOCALIDADES). PORCENTAJE DE PERSONAS DE 60 AÑOS Y MÁS SEGÚN LOCALIDADES**



Fuente: Censo General 2005 (Colombia).

diferenciar los usos del suelo con nuevas formas sociales como los bancos, las casas de comercio, los restaurantes, las universidades y las agencias de negocios, que se convirtieron en factores de atracción para habitantes de otros lugares del país, que buscaban nuevas actividades productivas, oportunidades educativas para sus hijos y el acceso a las novedades técnicas que ofrecía la ciudad:

«Los cambios y los descubrimientos técnicos de una época se tornan en imagen cotidiana para sus sucesores; sin embargo, lo que nos parece hoy común y silvestre, en todos los órdenes de la vida, tuvo un comienzo y esa primera vez o primeras veces, ese comienzo asombraba a la gente, la impactaba. ¿A quién podría deslumbrar hoy ver un bombillo colgado de un poste? Ciertamente a nadie pero en los años veinte, cuando se empezaron a instalar faroles en las esquinas de Bogotá, la gente se arremolinaba por la noche para ver el espectáculo, aunque la luz eléctrica en otros lugares del mundo estuviera iluminando hacía más de 30 o 40 años. ¿Y qué decir de una emisión de radio como la que se estrenó en 1925? ¿O de esa especie de vagón movido con electricidad llamado tranvía? Y así fue con el avión, el primero de los cuales llegó en 1921, el automóvil, que se “popularizó” dejando atrás los románticos coches de caballo o las primeras pavimentaciones, que reemplazaban las calles empedradas» (Uribe, 2010).

Otro cambio de gran relevancia e impacto sería el que vivirían las mujeres en los años veinte con su inicial participación en la vida laboral y educativa de la ciudad, lo que significó para ellas y sus familias una nueva forma de vida (Mejía, 1998; Archila, 1995). Su tradicional función social, con especial dedicación a la reproducción y la vida doméstica, comenzaría a variar con nuevas actividades que poco a poco irían transformando su uso del tiempo

en lo doméstico y diferenciándolo de lo productivo (Arango, 1995). Esto llevaría progresivamente a una forma de organización de la pareja y la familia que después de los años 60, con la llegada de los anticonceptivos y el reconocimiento de la mujer en la vida política del país, replantea los símbolos de orientación católica que a comienzos del siglo garantizaban la cohesión de la familia hasta el fallecimiento de alguno de los padres, y la cantidad de hijos que pudieran concebir las mujeres, sin controversia alguna. Estos cuestionamientos irán aumentando las libertades individuales de hombres y mujeres a lo largo de la segunda mitad del siglo, creando condiciones de posibilidad para las separaciones, las uniones libres, la definición del número de hijos y las uniones entre personas del mismo sexo (Elías, 1998).

Las condiciones históricas mencionadas, junto con otros acontecimientos generales de la primera mitad del siglo XX, como la guerra de los mil días, los tránsitos políticos entre conservadores y liberales, las transformaciones legislativas y territoriales, en especial los procesos de industrialización, configuraron parte de los entornos en los que nacieron las cohortes de personas mayores que hoy viven en Bogotá (Palacios y Safford, 2002).

En términos territoriales, en 1912 la población de Bogotá se encontraba organizada en 9 barrios que hacían parte de la configuración tradicional establecida desde La Colonia por las parroquias. Las mayores densidades se encontraban en Las Cruces, Las Aguas, San Diego y Egipto, que en el siglo XIX no eran más que arrabales. Le seguían La Catedral, Santa Bárbara, Las Nieves, San Victorino y Chapinero que empezaba a registrar un importante proceso de crecimiento, producto de la llegada de nuevos pobladores a la ciudad, así como de los traslados

internos de los habitantes (Zambrano, 2000). A comienzos del siglo XXI, la ciudad cuenta con una población 50 veces mayor que la de comienzos del siglo anterior y con más de 5000 barrios distribuidos en 20 localidades, que se fueron conformando a lo largo del siglo, ampliando progresivamente la zona central de La Candelaria, Chapinero y Teusaquillo.

Teusaquillo, que actualmente es la localidad que tiene el más alto porcentaje de personas mayores de la ciudad, se destacó en los años treinta del siglo XX por representar el modelo de urbanización moderno de la ciudad. Su propuesta residencial incluía espacios tanto públicos como privados que expresaban nuevos usos del espacio y del tiempo en la vida social. Inicialmente fue el lugar de residencia de políticos, extranjeros y de las personas que por sus condiciones de vida podían acceder a este tipo de viviendas.

«Se trata del primer barrio burgués, conformado por casas separadas, con garaje, entrada lateral para la servidumbre, dotadas de los servicios públicos, con jardines y parques, una urbanización que empleaba nuevos materiales de construcción. Es interesante observar que la urbanización se anunció como “una nueva Bogotá”, como en efecto lo era. Además, se empleó el nombre de la aldea indígena de Teusaquillo (Chorro de Quevedo), donde se realizó la primera fundación de Bogotá.

Las diferencias con la Bogotá colonial son radicales. Se trata de casas diseñadas por arquitectos profesionales, unos extranjeros como el austriaco Karl Brunner, los chilenos Casanovas y Mannhein, además de Alberto Manrique y Hans Wisner. Surge el barrio residencial, con una propuesta urbanística novedosa, consistente en casas construidas con cemento y ladrillos, calles arborizadas, parques con dotaciones completas, hacen el contraste total con una



ciudad de casas de adobe y tapia pisada, calles sin árboles y sin espacio entre casa y casa» (Profamilia, 2011).

La urbanización de Teusaquillo, ubicada en el centro de la ciudad, surgió como una nueva forma de organización social en la que se ampliaban y diversificaban las funciones tradicionales de la vida social en Bogotá. Estas modificaciones socio-espaciales eran el resultado de los avances tecnológicos y sociales que se constituían en nuevos símbolos de la vida cotidiana, como por ejemplo el automóvil, los parques o la propiedad horizontal que poco a poco iría desplazando a la casa como la forma habitacional más común. Los barrios que fueron surgiendo, luego de la década de los treinta como Palermo, La Soledad, El Campín, San Luis o Centro Nariño, incluían el acceso a unas condiciones de vida que favorecían la salud, la educación y el esparcimiento de la población. Estos barrios contaban con servicios públicos, parques con dotaciones completas, instituciones educativas como el Colegio Champagnat y la Universidad Nacional de Colombia, instituciones de salud como la Clínica Palermo, lugares de entretenimiento y deporte como El Campín, El Hipódromo o Sears, y nuevas opciones de alimentación con la llegada del primer supermercado: Carulla.

Estas nuevas formas de vida urbanas, entran en tensión con las prácticas tradicionales de uso y distribución del tiempo y el espacio. A comienzos del siglo XX las rutinas sociales de la ciudad no se distanciaban mucho de las dinámicas rurales de las que provenían, en las que la mayoría de los hogares dedicaban gran parte de su tiempo a las tareas básicas para

la sobrevivencia y reproducción del grupo, centradas en la obtención y preparación diaria de la alimentación, y la crianza de los hijos. La preparación y cocción de los alimentos consumía gran parte del tiempo diario de las mujeres, ya que todo el trabajo era manual y en estufas de carbón. Mientras ellas preparaban los alimentos, los hombres se dedicaban a su trabajo como sastres, zapateros o tenderos, oficios muy comunes para ese momento. Tal división de las funciones entre géneros era el resultado de los procesos de adaptación y organización social, que se habían iniciado varias generaciones atrás y que habían hecho posible la sobrevivencia de las generaciones que llegaron a comienzos del siglo XX (González, 2012)<sup>10</sup>.

La centralización de la vida social en el hogar se debía también a la poca oferta de espacios y actividades colectivas que tenía la ciudad. La iglesia, la tienda y el cinematógrafo eran los espacios de encuentro y esparcimiento más comunes, eran oportunidades para salir de la casa y distraerse un poco. Sin embargo, con los avances de las técnicas energéticas, de alumbrado público y domiciliario que posibilitaron la introducción de las emisoras de radio con cubrimiento nacional y la creación de nuevos sitios de encuentro como los bolos y el radio teatro se comenzaron a ampliar y diversificar las actividades cotidianas de los capitalinos (González, 2012).

Las novedades técnicas que ofrecía la ciudad no solo reducían los tiempos invertidos en la reproducción y atención del hogar, sino que creaban la posibilidad de hacer nuevas actividades para ocupar el tiempo. El hecho de que los

niños y las niñas empezaran a estudiar como actividad principal significaba que ya no tenían todo el tiempo disponible para apoyar las labores domésticas y la atención de sus hermanos. Sus funciones en el hogar presentarían unas modificaciones en los roles intrafamiliares, que junto con la posibilidad de educación y trabajo para las mujeres llevaría a nuevas modas sociales como tener menos hijos, vivir solo con el esposo y los hijos, estudiar para trabajar, entre otros. Los nuevos significados que acompañaban esas actividades cuestionaban en parte las formas tradicionales de comportamiento y de organización familiar (Ramírez, 2013)<sup>11</sup>.

En este sentido, la localidad de Teusaquillo fue el territorio que protagonizó el primer momento de urbanización y modernización de la ciudad, por lo que la población que históricamente la habitó tuvo un mayor acceso a los servicios de educación, salud y entretenimiento. Esto tiene unos efectos relevantes, si se considera que los cambios en la mortalidad y la fecundidad están relacionados con los contextos de infraestructura, sanitarios y educativos de las personas. Es posible que tales entornos hayan creado las condiciones de posibilidad para la flexibilización de valores tradicionales que se tradujeron en cambios culturales que proponían nuevas formas de ver y vivir la vida (Ramírez, 2013).

Actualmente, Teusaquillo conserva su función residencial, mezclada con otros usos del suelo, especialmente con los comerciales, institucionales y educativos. En esta zona predomina una población con circunstancias socioeconómicas adecuadas, y bajos niveles de pobreza según los niveles

<sup>10</sup>. Comunicación personal, diciembre 5 de 2012.

<sup>11</sup>. Comunicación personal, 8 de mayo de 2013.

de Sisben<sup>12</sup>. Según la metodología de Necesidades Básicas Insatisfechas (NBI), 313 personas se califican como pobres. La localidad es la cuarta con mayor participación de activos en la ciudad. Recibe diariamente una población flotante de 83.538 personas que son casi el doble de la localidad. «De los 10.975 establecimientos económicos censados en 2005, el 6,7 % se dedican a industria, el 27,3 % a comercio, el 53,9 % a servicios, y el 10,5 % a otras actividades. Estas cifras dan una idea del peso de los servicios, que marcan la vocación económica de la localidad» (Profamilia, 2011). Desde enero de 2000 a febrero de 2003 a la localidad llegaron 58 familias desplazadas, con una participación del 0,6 % del total de desplazados que llegaron a la ciudad.

Por su parte, la localidad de Usme que es la menos envejecida de la ciudad, presenta una situación socioeconómica muy distinta. Se considera como una de las cuatro localidades con altos niveles de Necesidades Básicas Insatisfechas (22 %), cerca del 50 % de la población es estrato 1 y la otra mitad se encuentra en el 2. «El comercio prevalece como el tipo de establecimiento más difundido en 2007, más de la mitad de los establecimientos del sector, y genera 42,4 % del empleo. En segundo lugar, el sector servicios, que emplea 37,5 % de trabajadores; la industria se reduce a la explotación de minas, construcción, agricultura, ganadería y microempresas. En el comercio, los negocios de productos agropecuarios predominan, prueba de la continuidad de Usme como despensa de Bogotá. En 2005, el 44,8 % de los establecimientos censados (15.503) se dedicaban al comercio, servicios (23,8 %), industria (11,3 %) y otras actividades económicas (12,5 %)» (Profamilia, 2011).

Esta circunstancia se explica en parte por su propio proceso de urbanización que fue más acelerado y atropellado que el observado en Teusaquillo. En la década del cincuenta, la zona central de la ciudad había «consolidado» gran parte de su oferta urbana, pero su expansión no se hacía de una forma planeada y progresiva, de tal forma que permitiera ofrecer a las nuevas poblaciones las condiciones de vida de las que se gozaba en el interior de la ciudad (González, 2012).

«Al comenzar la década de los cincuenta, el censo de 1951 arrojó un total de 650.000 habitantes en la capital, década que presentó el incremento de la invasión incontenible de migrantes de la periferia y de otras regiones que venían a buscar mejor suerte a la capital. Unos atraídos por las mejoras en las condiciones de vida que mostraba la ciudad, otros por la mayor oferta de trabajo y los más expulsados por la violencia que azotaba al país desde la década anterior. De manera simultánea, la ciudad se iba haciendo más cosmopolita, y se volcaba hacia el exterior. El mejoramiento en las comunicaciones, acarrecaba un mayor incremento por el interés por los sucesos internacionales. Por otra parte, se continuaban realizando ingentes esfuerzos en la lucha contra las malas condiciones higiénicas que todavía azotaban a Bogotá» (Zambrano, 2000).

La población de Usme, ubicada en el sur de la ciudad, se vinculó en la década del cincuenta, cuando se convirtió en Distrito Especial, en calidad de alcaldía menor. La hacienda era la forma de propiedad que existía hasta ese momento en el que comenzó su proceso de urbanización con la anexión a Bogotá. Este territorio se caracterizó por su trabajo rural y el cultivo de la papa que proveía a la ciudad.

Para 1954, el casco urbano se conformaba por cuatro manzanas, una pequeña plaza y los barrios San Jorge, Tunjuelito y Santa Lucía. Su aislamiento y la baja inversión en infraestructura y equipamientos, la poca presencia de las instituciones del Estado, y los bajos costos de la tierra favorecieron el crecimiento urbano informal en condiciones precarias y desiguales respecto al proceso observado en la zona central de la ciudad. La comunidad se encargaba directamente de resolver el aprovisionamiento de los servicios y de la legalización del barrio. Aunque en los años noventa se avanzó en la construcción de vías y provisión de servicios, la localidad tiene un gran déficit en espacio público y de equipamientos, y el 90 % de su población continúa teniendo condiciones de vida precarias en términos de acceso a la vivienda, el estudio y el trabajo (Profamilia, 2011). Sin embargo, en la actualidad se considera a la localidad de Usme como la última despensa de suelo urbanizable de la ciudad, accesible tanto para los sectores urbanos de más bajos ingresos como para los migrantes que llegan de otras zonas del país.

Como se observa, las dos localidades han tenido procesos de urbanización muy distintos, que dan cuenta del proceso de segregación territorial existente en la ciudad. Esto se refleja en condiciones de vida desiguales que favorecen distintos ritmos y formas de envejecimiento de la población, los cuales se pueden observar en las dimensiones y características de los hogares de las personas mayores. A continuación se presentan las características de estos hogares en ambas localidades, con el propósito de comprender las distintas formas de vejez que enfrenta Bogotá a comienzos del siglo XXI, los cuales son

<sup>12</sup> Sistema de Selección de Beneficiarios de Programas Sociales, el cual se considera la principal herramienta de focalización de la atención de vulnerabilidad en el territorio colombiano.

el resultado de más de un siglo de los diversos procesos de poblamiento que fueron configurando la ciudad.

## Hogares de las personas mayores en Bogotá, Teusaquillo y Usme

Según el censo de 2005, solo el 1 % de las personas de 60 años y más que vive en Bogotá lo hace en instituciones geriátricas, el 99 % vive en hogares particulares. Lo que muestra una baja institucionalización de la vejez, y que las familias siguen siendo la forma común de organización en esta etapa de la vida. Los hogares con personas mayores representan el 22 % del total de la ciudad (gráfico 1), lo que significa que cerca de un millón (971.039) de personas que se encuentran entre los 0 y 59 años hacen parte de los arreglos residenciales de las 564.211 personas de 60 años y más que viven en la ciudad. La mayoría de ellos (76,4 %) se encuentran entre los 15 y 59 años, mientras que el 23,6 % son menores de 15 años. Entre los menores de 15 años se observa un mayor equilibrio entre hombres y mujeres, mientras que en los adultos la participación de los hombres disminuye a un 39 %, y el de las mujeres aumenta hasta un 61 %, y baja un poco en las edades superiores (57 %). En estos hogares por cada 100 hombres hay 122 mujeres (gráfico 2).

Este escenario varía según las localidades de la ciudad. En Teusaquillo la proporción de personas institucionalizadas alcanza el 1,8 % (353 personas) de la población mayor, mientras que en Usme es solo el 0,06 % (9 personas). Los hogares con personas mayores en Teusaquillo llegan al 28,3 %, y las UPZ<sup>13</sup> que presentan las proporciones

más altas son La Esmeralda y El Parque Simón Bolívar (gráfico 3), mientras que en Usme son el 16,3 %, con una distribución homogénea en sus UPZ (gráfico 4).

Al observar la estructura de la población general de las dos localidades, parece que la población joven y adulta fuera suficiente para compensar el apoyo potencial que requiere la población mayor, especialmente en el caso de Usme por su bajo envejecimiento (gráficos 5 y 6). Sin embargo, cuando se elaboran las pirámides de los hogares de las personas mayores, se observa la diferencia en las compensaciones de las poblaciones adultas entre 15 y 59 años respecto a las poblaciones «dependientes», que corresponden a los menores de 15 años y los mayores de 60 años (gráficos 7 y 8). En los hogares disminuye notablemente la población menor de 59 años, lo cual aumenta la presión del grupo de personas mayores sobre los adultos y menores, lo que nos acerca a las situaciones concretas de la dependencia en la vejez.

Como ya se dijo anteriormente, conviene revisar las relaciones entre grupos de edades en el núcleo de la coresidencia, ya que es allí donde se puede captar la dimensión social del envejecimiento y de las relaciones intergeneracionales. Por ejemplo, el peso de los hogares con personas mayores triplica al de su propia población, lo que muestra la importancia de este grupo en el conjunto de la sociedad y su potencial apoyo para los otros grupos de edad.

Las personas viejas no llegan a esta etapa en solitario, lo hacen colectivamente y eso se refleja en los grupos de los que han hecho parte a lo largo de

su vida y que también han ido envejeciendo en la medida que han avanzado en sus edades.

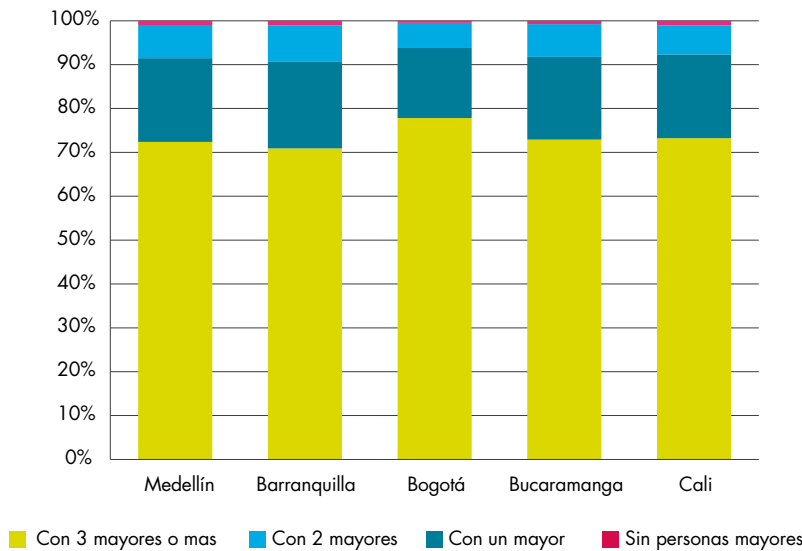
En este sentido, cuando se analizan las dependencias, es importante considerar no solo a las personas mayores sino a sus grupos de pertenencia, en este caso a sus hogares.

Cuando se calculan las dependencias totales, de vejez y de apoyo relacional, se hace considerando que la población mayor está distribuida de manera homogénea respecto a la población joven y adulta, es decir, que se supone que todos los jóvenes y adultos cohabitan con una persona mayor. Sin embargo, esto no es así, el 78 % de los hogares de la ciudad no tienen personas mayores, son hogares compuestos por niños, jóvenes y adultos. En este sentido, calcular las dependencias en relación con los hogares puede cualificar la medida y permitir una mayor aproximación a las dependencias cotidianas y domésticas de los mayores.

Un ejemplo de esto se observa con la relación de apoyo potencial, que expresa el número de personas entre 15 y 59 años, en relación con las personas de 60 años y más. Cuando se calcula para la población total, se obtiene que por cada persona mayor de 60 años hay 8 personas en edad productiva como potencial apoyo. Sin embargo, cuando se calcula para los hogares, este número disminuye a 1 o 2, según la localidad, lo que significa que por cada mayor hay entre uno y dos adultos productivos. La diferencia se debe a que los otros 6 o 7 adultos productivos se encuentran en hogares que no tienen personas mayores, es decir, en la formación de nuevos hogares. De igual forma, el índice de envejecimiento muestra las relaciones

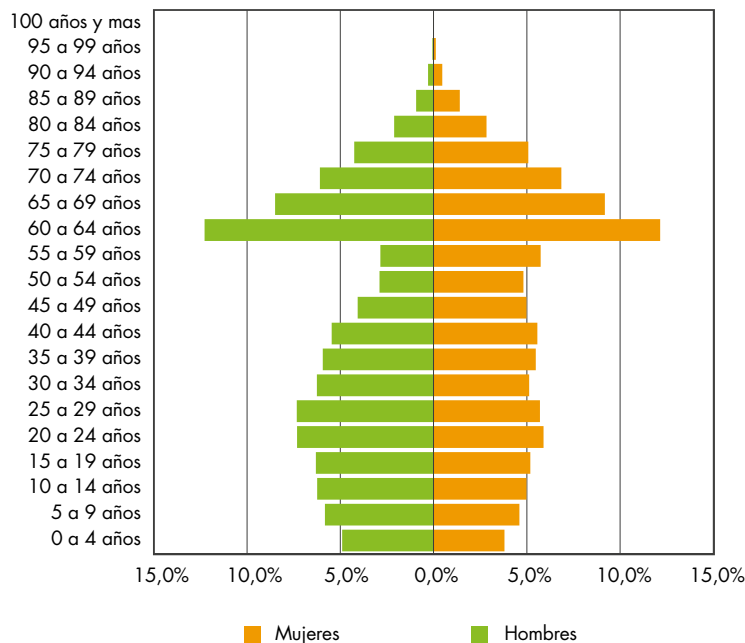
<sup>13</sup>. Unidades de Planeamiento Zonal, configuradas al interior de las localidades a partir de similitudes territoriales y sociales, para el establecimiento de norma urbana.

**GRÁFICO 1. (PRINCIPALES CIUDADES). PORCENTAJE DE HOGARES CON PERSONAS MAYORES. 2005**



Fuente: Censo General 2005 (Colombia)

**GRÁFICO 2. BOGOTÁ. PIRÁMIDE DE HOGARES CON PERSONAS MAYORES. 2005**



Fuente: Censo General 2005 (Colombia)

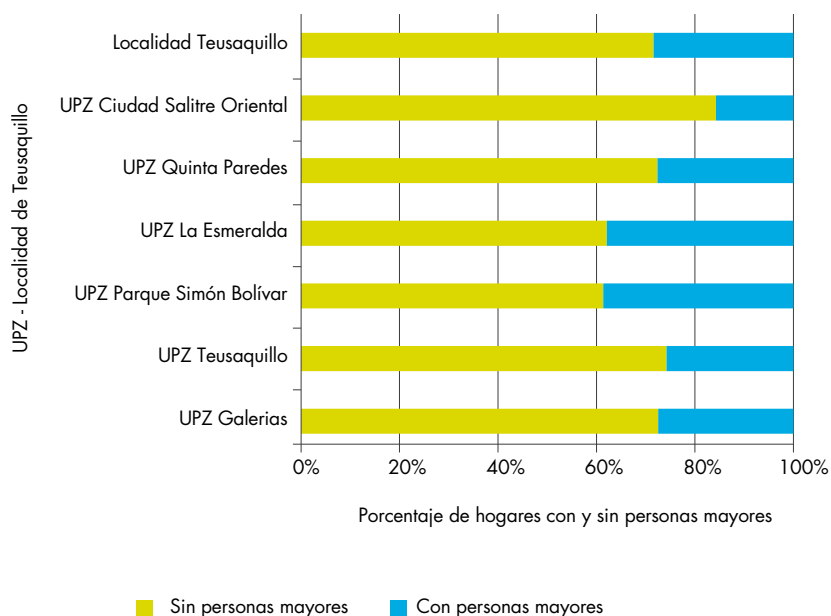
entre menores de 15 años y personas mayores, que para Teusaquillo es de 6 mayores por cada menor, mientras que para Usme es de 2 mayores por cada menor. Con estas medidas es posible ver la presión que tienen las poblaciones adultas y jóvenes en esos hogares (tabla 1).

La reducción del apoyo potencial en los hogares implica nuevas reflexiones acerca de las equidades intergeneracionales de las personas que participan en ellos porque es posible que se presenten distintas situaciones de desigualdad según las condiciones de los integrantes del hogar. Por ejemplo, un hogar en el que la persona mayor debe seguir trabajando porque el o los adultos no tienen empleo, es tan desigual como un hogar en el que el adulto o el menor de 15 años deban dejar de estudiar para atender a la persona mayor. Lo que lleva a un deterioro de la calidad de vida de todos los integrantes del hogar, así como a unas desigualdades intergeneracionales en la medida que las personas del hogar deben responder por situaciones que no corresponden con la realización de su momento etario.

Aunque Usme registra un indicador de apoyo potencial mayor que Teusaquillo (tabla 1), es necesario considerar que las condiciones económicas de Usme aumentan las posibilidades de que esos adultos no tengan trabajo, por lo que es necesario pensar en apoyos que compensen estas múltiples vulnerabilidades.

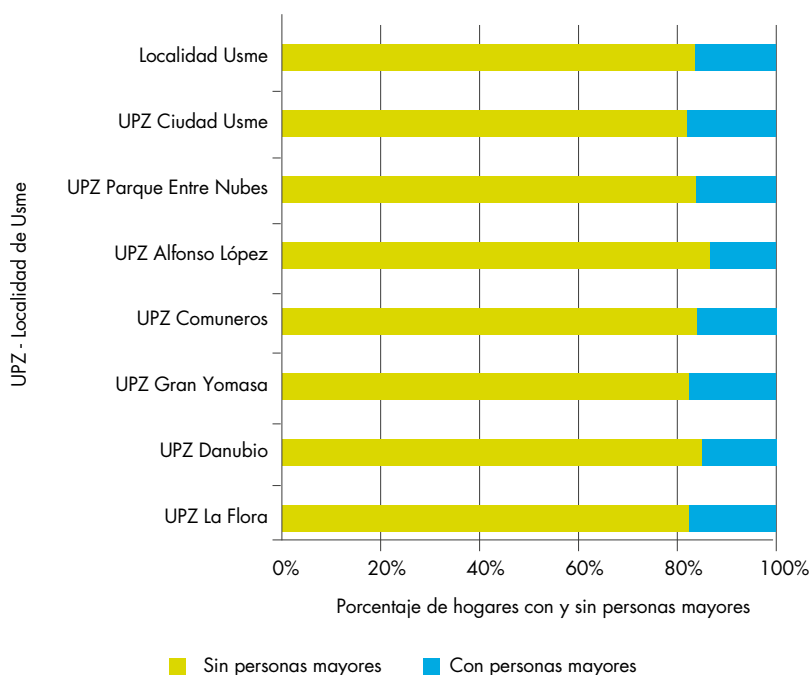
En ambas localidades se observa una mayor participación de las mujeres en estos hogares (tabla 1), lo que puede estar asociado no solo a la feminización del envejecimiento, que es resultado de la mayor sobrevivencia de las mujeres a lo largo de la vida, sino a la tradicional función de la mujer que hasta finales de los años veinte estaba orientada

**GRÁFICO 3. TEUSAQUILLO (UPZ). PORCENTAJE DE HOGARES CON PERSONAS MAYORES. 2005**



Fuente: Censo General 2005 (Colombia)

**GRÁFICO 4. USME (UPZ). PORCENTAJE DE HOGARES CON PERSONAS MAYORES. 2005**



Fuente: Censo General 2005 (Colombia)

solamente hacia las labores domésticas (cuidado, alimentación y aseo) del hogar. Esto garantizaba la reproducción y adecuado funcionamiento familiar, especialmente en lo relacionado con el cuidado de los integrantes dependientes (niños, enfermos y ancianos) que requerían atención constante debido a su baja autonomía. En Bogotá, para comienzos de siglo, se registraban por cada 100 personas en edad productiva 82 dependientes, en su mayoría niños porque en ese momento la esperanza de vida era baja (31 años), así como era baja la proporción de personas mayores de 60 años (3 %) aproximadamente (Flórez, 2007).

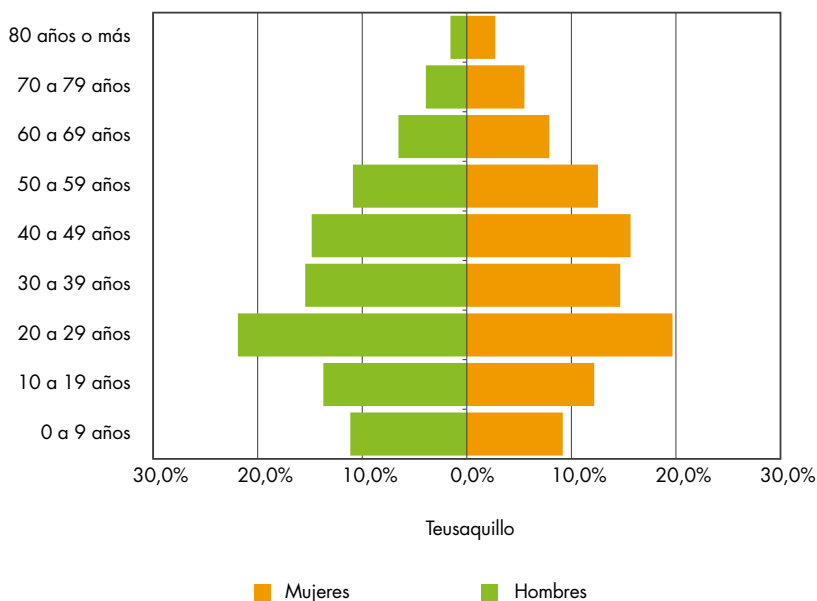
### Tamaño promedio de los hogares con personas mayores

En Bogotá las personas mayores se organizan en hogares de tamaños pequeños, en promedio 3,7 integrantes, levemente superior al observado en los hogares sin mayores (3,5 integrantes). En Teusaquillo el promedio desciende a 3,3 con un 68 % de hogares con una persona mayor, un 29 % con dos mayores y un 3 % con tres o más mayores, mientras que en Usme el promedio de los hogares es como el de la ciudad (3,7) con un 80 % de hogares en los que vive solamente un mayor, 19 % en los que viven dos mayores y 1 % en los que viven más de tres ancianos. La relación entre la disminución del tamaño del hogar y el aumento de hogares con personas mayores es superior en Teusaquillo (0,77) que en Usme (0,59) (gráficos 9 y 10).

Aunque los tamaños de los hogares son relativamente similares, se registran contrastes en su composición interna, que muestran, en el caso de Teusaquillo, una menor participación de las poblaciones adultas y jóvenes en comparación con Usme que presenta un mayor tamaño del hogar asociado

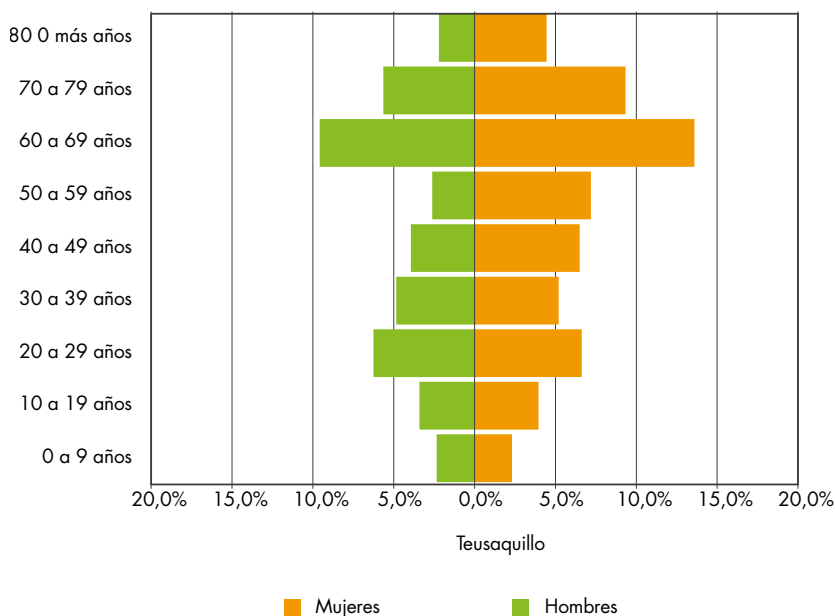


**GRÁFICO 5. TEUSAQUILLO (LOCALIDAD). ESTRUCTURA DE POBLACIÓN. 2005**



Fuente: Censo General 2005 (Colombia)

**GRÁFICO 6. TEUSAQUILLO (LOCALIDAD). ESTRUCTURA DE LOS HOGARES CON PERSONAS MAYORES. 2005**



Fuente: Censo General 2005 (Colombia)

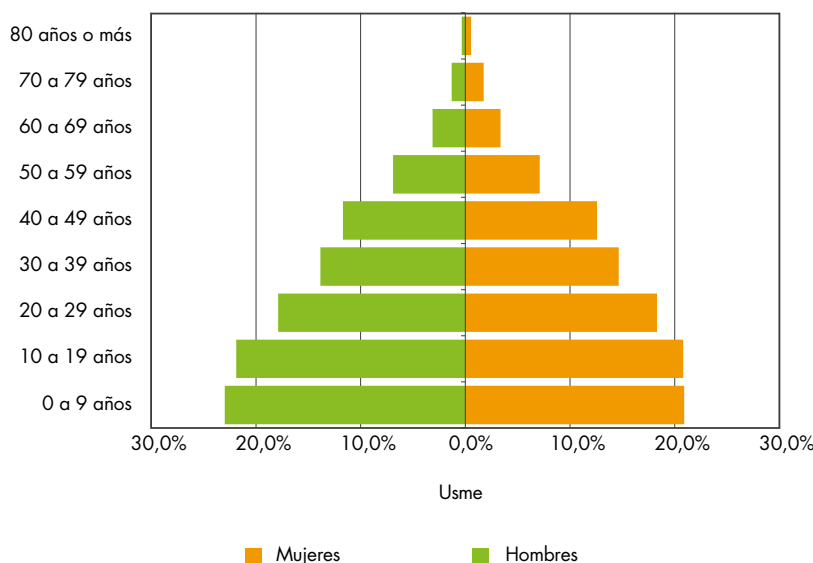
a la mayor presencia de niños, jóvenes y adultos. En Teusaquillo, los apoyos en los hogares con personas mayores los realizan con más frecuencia los mismos mayores o los adultos, a diferencia de Usme donde el intercambio con menores de 15 años es bajo. Lo cual supone la necesidad de diseñar acciones diferenciales entre los territorios, ya que los apoyos y solidaridades intergeneracionales son distintos.

### Hogares unipersonales con personas mayores

El aumento de los hogares unipersonales en el mundo occidental está ligado en parte al alto nivel de independencia económica que tienen los adultos sin pareja. Especialmente las mujeres, si se encuentran con buena salud. A diferencia del pasado, vivir solo es hoy en día una posibilidad que resulta de una decisión razonada, que no implica necesariamente un aislamiento de la persona en edad avanzada. Por lo que hay que ser prudente con los análisis del aislamiento en la vejez: no es equivalente vivir solo y estar aislado (Pilon, 2004).

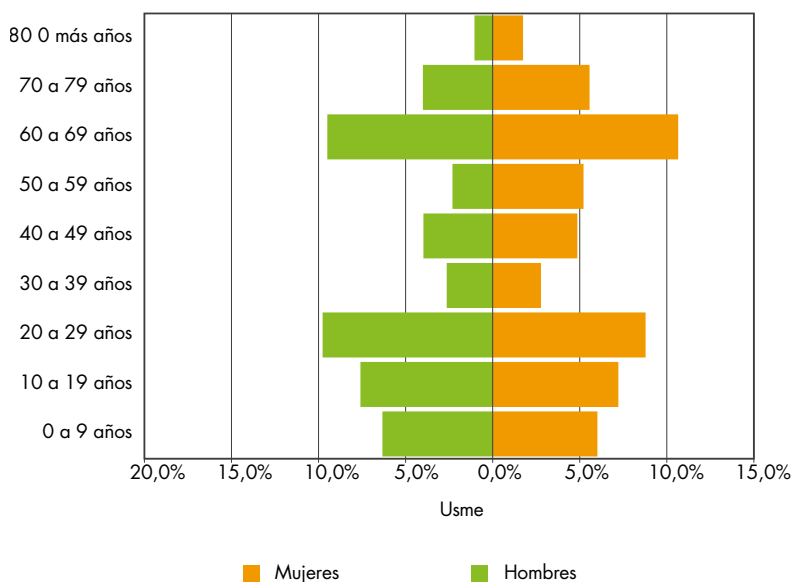
Gierveld, Dykstra and Schenk (2012) señalan la importancia que tiene analizar la soledad de los adultos en relación con sus condiciones habitacionales y apoyo intergeneracional. Sus resultados revelan que en Europa es cada vez más común que las familias respeten la independencia de sus padres y su vida en solitario. Sin embargo, se reconoce que uno de los factores de protección y bienestar para los mayores, es la coresidencia con niños o adultos pero en particular con su pareja. Respecto al apoyo intergeneracional se identificó que la dirección de los apoyos va de padres a hijos más que de hijos a padres, y esto continúa hasta en las últimas etapas de la vida (Pilon, 2004). Según la encuesta de Salud, Bienestar

**GRÁFICO 7. USME (LOCALIDAD). ESTRUCTURA DE POBLACIÓN. 2005**



Fuente: Censo General 2005 (Colombia)

**GRÁFICO 8. USME (LOCALIDAD). ESTRUCTURA DE LOS HOGARES CON PERSONAS MAYORES. 2005**



Fuente: Censo General 2005 (Colombia)

y Envejecimiento (SABE), Bogotá de 2012, el 80 % de los mayores apoyaba económicamente a sus hijos, mientras que el 50 % de los hijos apoyaba a sus padres.

«Para los países en desarrollo, las situaciones familiares y sus evoluciones no siguen un sentido lineal (McDonald, 1992; Vimard, 1993). A Nigeria (Oke, 1986). En el mundo musulmán (Behnam, 1985), como en India (Lardinois, 1986) se observa que las familias extendidas o que los valores tradicionales pueden acompañar los procesos de modernización. Un estudio realizado por Cepal (1994) sobre el panorama social de América Latina lo menciona así: «Las estructuras familiares son heterogéneas y varían según el país, según el medio de residencia urbana o rural y según el nivel de pobreza» (citados en Pilon, 2004).

El hogar unipersonal se observa en las dos localidades de estudio, con niveles superiores a los registrados en el país (9,6 %) y la capital (10 %). Sin embargo, Teusaquillo tiene una mayor participación en el total de hogares con el 18 % (2.554 personas), mientras que en Usme es el 14,4 % (1.843 personas). Según las pirámides de los hogares unipersonales, Teusaquillo tiene una población mayor más vieja y feminizada que Usme, donde se registra una mayor participación de la población masculina entre 60 y 75 años con un mayor equilibrio entre hombres y mujeres: por cada hombre que vive solo hay una mujer, mientras que en Teusaquillo por cada hombre que vive solo hay dos mujeres. En Usme, el 17 % de esta población tiene más de 75 años, mientras que en Teusaquillo es la tercera parte de los mayores que viven solos (gráfico 9).

La concentración de este tipo de hogar varía según las UPZ. Teusaquillo y Galerías son los territorios con mayor

**TABLA 1. (BOGOTÁ). INDICADORES DE ENVEJECIMIENTO. 2005**

Departamentos	Edad mediana		Porcentaje de mayores de 60		Relación de dependencia total (por cien)		Relación de dependencia en la vejez (por cien)		Índice de envejecimiento (por cien)		Relación de apoyo potencial		Porcentaje de mayores de 75 años	Relación de feminidad
	Total	Hogares con PM*	Total	Hogares con PM	Total	Hogares con PM	Total	Hogares con PM	Total	Hogares con PM	Total	Hogares con PM		
Total nacional	25	39	9,00	33,6	65,9	113	14,9	71,7	29,2	173,5	6,7	1,4	26,4	1,2
Bogotá	27	43	8,30	36,5	53,5	106,3	12,8	75,3	31,4	243,4	7,8	1,3	24,4	1,4
Teusaquillo	35	50	5,20	44,8	42,4	119,9	20,3	102,4	91,9	585,8	4,9	1	29,5	1,1
Usme	23	38	14,30	32,5	62,5	109,6	8,5	68,1	15,7	164	11,8	1,5	20	1,4

Fuente: elaboración propia con base en el Censo General 2005 (Colombia)

\*Personas mayores

participación de personas mayores que viven solas, mientras que en Usme la distribución es más regular con excepción de La Flora (gráficos 11 y 12).

Según la Encuesta Distrital de Demografía y Salud (EDDS) de 2011, en Usme el 70 % de estos hogares se encuentran en estrato 2 y el 30 % en 1, mientras que en Teusaquillo el 66,6 % está en estrato 4, el 29,4 % en 3 y el 4 % en 5. En ambas localidades, la mayoría de estas personas vive en casas o apartamentos propios, en Usme es más común la casa (63,9 %), mientras que en Teusaquillo los apartamentos representan un 73,1 % y las casas un 5,9 %, lo cual puede estar asociado a que en Usme la propiedad de la finca raíz es

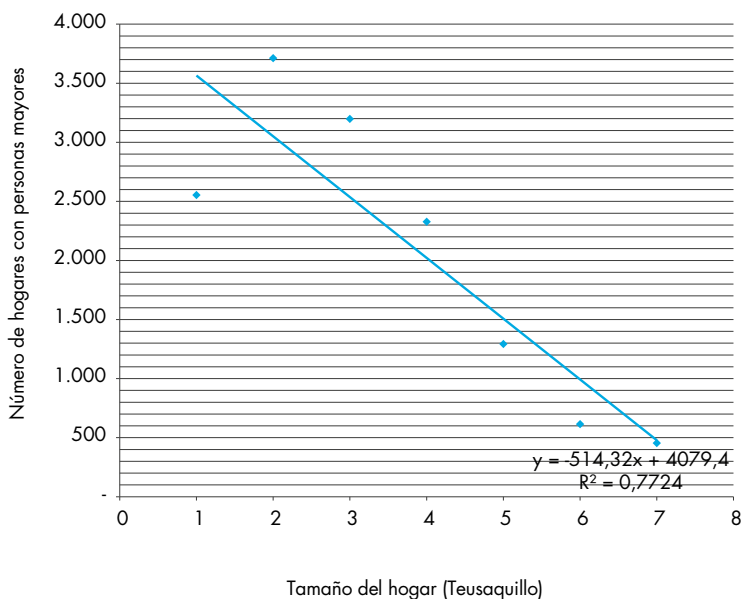
resultado, por lo general, de procesos de autoconstrucción y de un esfuerzo familiar heredado entre generaciones. Por su parte, Teusaquillo responde al proceso de urbanización y modernización de comienzos del siglo XX, en el que tanto las casas como los apartamentos eran parte de las construcciones planeadas y proyectadas para que la ciudad respondiera a la progresiva densificación urbana. A pesar de que la mayoría de personas mayores tiene un lugar propio, llama la atención que en Usme más de la tercera parte (36 %) viva en arriendo e inquilinato y en Teusaquillo el 21,1 %.

La mayoría de las personas que viven solas en ambas localidades, nacieron

en Bogotá, Cundinamarca y Boyacá. Sin embargo, en Usme esta población alcanza el 71 %, mientras que en Teusaquillo llega al 61 %, le siguen Huila y Tolima con 12 %. La principal diferencia entre ambas localidades es que la localidad de Teusaquillo registra más diversidad en el origen de su población que la de Usme, en especial las poblaciones provenientes de los departamentos de la Región Andina como Santander y Norte de Santander (gráfico 14).

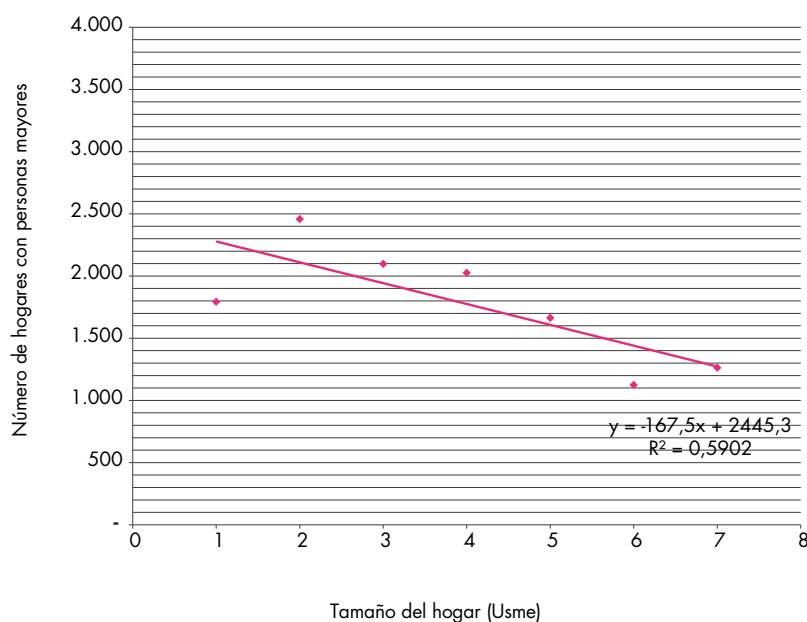
Respecto a las personas que no viven solas, no se registra gran variación del lugar de nacimiento, lo que puede indicar que los motivos por los que las personas mayores viven solas no están

**GRÁFICO 9. TEUSAQUILLO (UPZ). TAMAÑO PROMEDIO DE LOS HOGARES CON PERSONAS MAYORES. 2005**



Fuente: Censo General 2005 (Colombia)

**GRÁFICO 10. USME (UPZ). TAMAÑO PROMEDIO DE LOS HOGARES CON PERSONAS MAYORES. 2005**



Fuente: Censo General 2005 (Colombia)

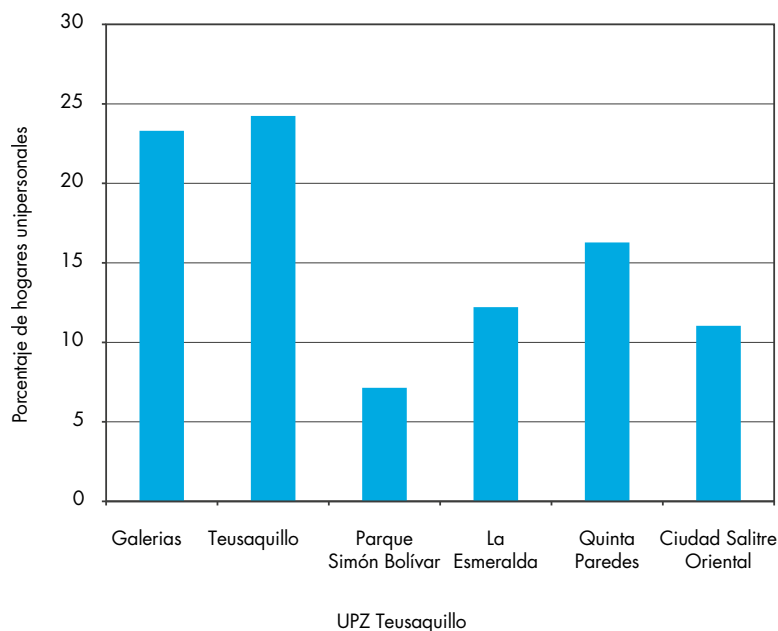
relacionados especialmente con las costumbres de sus lugares de procedencia, en tanto aprendizajes culturales, sino con otras condiciones como la viudez y la separación (60 % de las personas que viven solas), y una tercera parte de solteros. Por cada persona mayor soltera en la localidad de Usme hay 2 en Teusaquillo. Esto es interesante si se considera que la población de personas solteras va en aumento, ya que la forma tradicional de arreglo residencial asociada al matrimonio se ha ido diversificando hacia distintas composiciones familiares entre las que se destaca el hogar unipersonal como resultado de los procesos de individualización y secularización del siglo XX. Esta tendencia social puede significar que en el futuro el hogar unipersonal en la vejez se siga incrementando como una forma de vida deseable, al lado de las separaciones y la viudez, en las que la soledad puede tener otros significados y sentidos.

En ambas localidades, la mayoría de las personas que viven solas no tienen limitaciones. Sin embargo, en Usme el porcentaje es más alto con 23,9 %, mientras que en Teusaquillo es casi la mitad con 13,4 %. Esto es sugestivo si se considera que Usme tiene una población vieja más joven que Teusaquillo, lo cual puede reflejar la importancia que tienen las condiciones de vida en las que se desarrollaron las personas a lo largo de su vida y que contribuyen a la calidad de vida en la vejez. La población de Usme puede ser más joven pero es posible que sus condiciones sociales e históricas respecto al acceso a la educación, el trabajo y condiciones de vida digna hayan limitado su calidad de vida y se vean reflejadas en su experiencia de vejez.

En las dos localidades, las mujeres que viven solas tienen más limitaciones que los hombres aunque su variación no es tan alta. Para el caso de Teusaquillo es

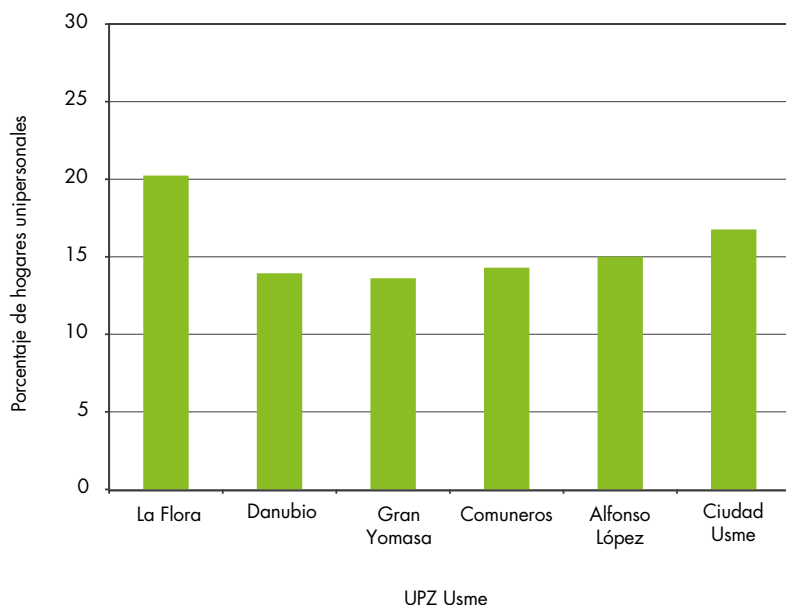


**GRÁFICO 11. TEUSAQUILLO (UPZ). HOGARES UNIPERSONALES CON PERSONAS MAYORES. 2005**



Fuente: Censo General 2005 (Colombia)

**GRÁFICO 12. USME (UPZ). HOGARES UNIPERSONALES CON PERSONAS MAYORES. 2005**



Fuente: Censo General 2005 (Colombia)

14 % en las mujeres y 12 % en los hombres, mientras que para Usme es del 25 % y 22 %, respectivamente. Esta población no se encuentra concentrada en ninguna edad en especial, aunque se observa una reducción progresiva desde el rango de 60 a 64 años, que registra un 24,3 % de las personas mayores hasta 14,3 % en los mayores de 80 años en Usme (hombres) y las mujeres van de 20 % entre las de 60 a 64 años y 10 % en las personas mayores de 80 años. En Teusaquillo sucede lo contrario, se observa un aumento que en las mujeres va de 9,4 % a 31,2 %, mientras que en los hombres va de 15,3 % a 25,5 %. Esto está relacionado con la estructura de la población que en Teusaquillo tiene una mayor participación de la población más vieja (80 años y más), mientras que en Usme es una vejez más joven (entre 60 y 75 años). Según la EDDS, en el año 2011, el 76 % de las personas mayores que vivían solas en Usme declararon que su estado de salud era regular y malo, mientras que en Teusaquillo es del 43,3 %. Por lo que se hace necesario pensar en programas sociales específicos que reconozcan estas diferencias que implican soportes afectivos y de salud diferenciales.

Uno de los aspectos que presentan mayor diferencia en las dos localidades es la educación. Cerca de la mitad de las personas que viven solas en Teusaquillo tienen estudios superiores y de postgrado, en su mayoría hombres (57 %) y la otra mitad de básica y media, en su mayoría mujeres (51 %). Mientras tanto el 70 % de los que viven en Usme tienen estudios básicos, en su mayoría hombres (78 %), el 23 % no sabe leer ni escribir y solo el 2 % hizo estudios superiores. Solo el 10 % de las personas con estudios superiores en Teusaquillo registraron alguna limitación (gráfico 15).

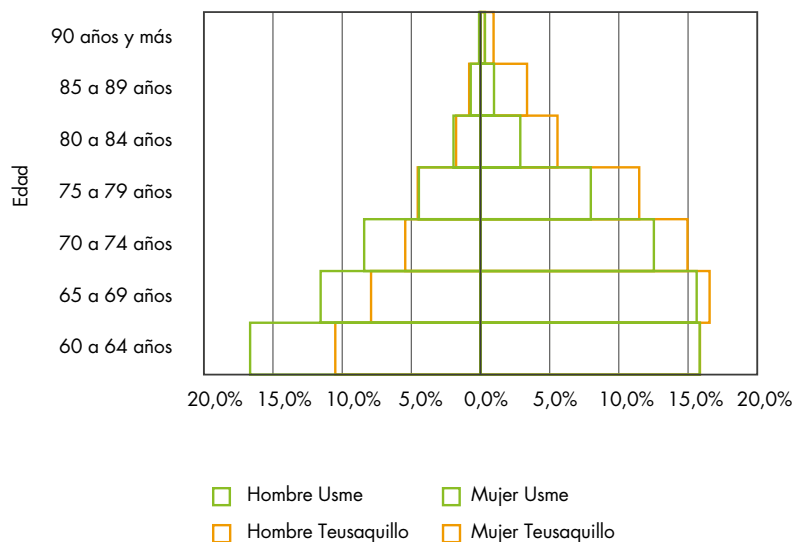
El 52 % de las personas que viven solas en Teusaquillo tiene una jubilación y

el 21 % trabaja, mientras que en Usme solo es el 17 % y el 24,4 %, respectivamente (gráfico 16). Según la EDDS de 2011, en ambas localidades, más de la mitad de las personas mayores que viven solas y trabajan no están afiliadas a una ARP. Lo que muestra la brecha que tiene la ciudad en términos de seguridad económica en la vejez y condiciones de trabajo. La tercera parte de la población que vive sola en Teusaquillo no registró una ocupación relacionada con un ingreso económico, y en Usme es más de la mitad de esta población la que se encuentra en una precariedad material evidente. Es posible que esta población reciba algún tipo de apoyo como los subsidios distritales o las transferencias de familiares. Sin embargo, la precariedad de las condiciones materiales es visible y más si se considera que son personas que viven solas, sin entornos residenciales que garanticen el apoyo que requieran (gráfico 12).

### Hogares multigeneracionales con personas mayores

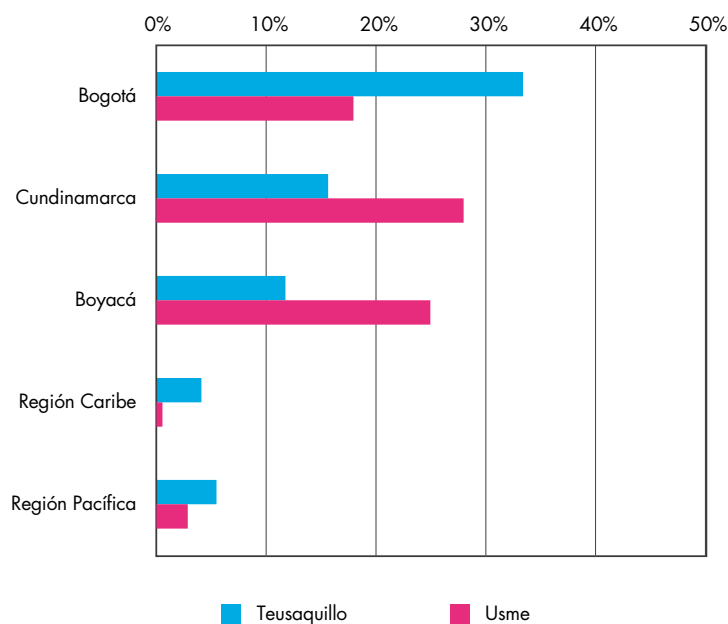
Como ya se mencionó, el 28,4 % (14.155) de los hogares de la localidad de Teusaquillo tienen una o más personas mayores. En estos hogares vive un total de 42.627 personas de las cuales el 44,8 % son personas de 60 años y más, el 47,5 % son adultos entre 15 y 59 años y el 7,6 % menores de 15 años. Mientras que en Usme estos hogares representan el 16,3 % (12.713) del total de hogares, con una población total de 47.379 personas, de las cuales el 32,5 % son personas mayores de 60 años, el 47,7 % adultos entre 15 y 59 años y 19,8 % menores de 15 años. En ambas localidades más de la mitad de estos hogares tienen una persona mayor, la relación de personas mayores por hogar es de 1,4 en Teusaquillo y de 1,2 en Usme. Sin embargo, en Teusaquillo los hogares con dos mayores son el 29 % y el 2,8 % con tres a seis mayores,

**GRÁFICO 13. LOCALIDADES (USME-TEUSAQUILLO). PIRÁMIDES DE HOGARES UNIPERSONALES CON PERSONAS MAYORES. 2005**



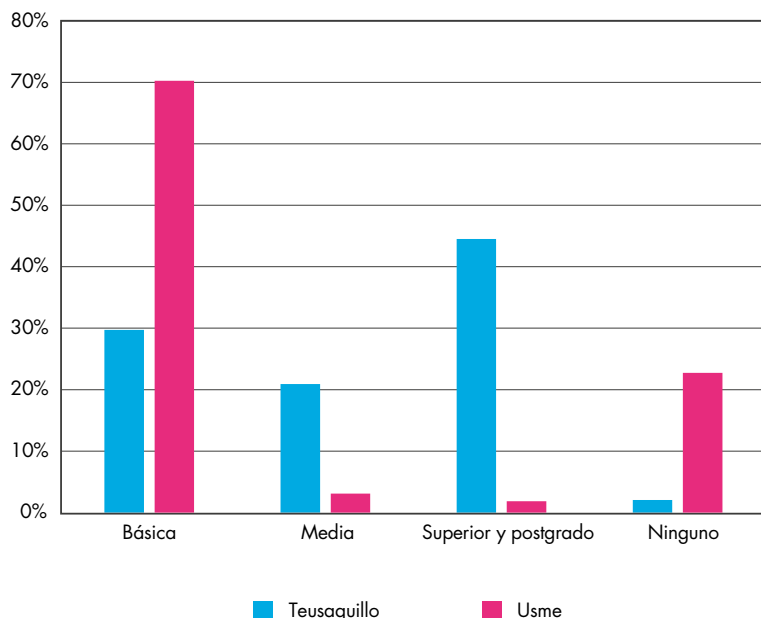
Fuente: Censo General 2005 (Colombia)

**GRÁFICO 14. LOCALIDADES (USME-TEUSAQUILLO). LUGAR DE NACIMIENTO DE LAS PERSONAS QUE VIVEN SOLAS. 2005**



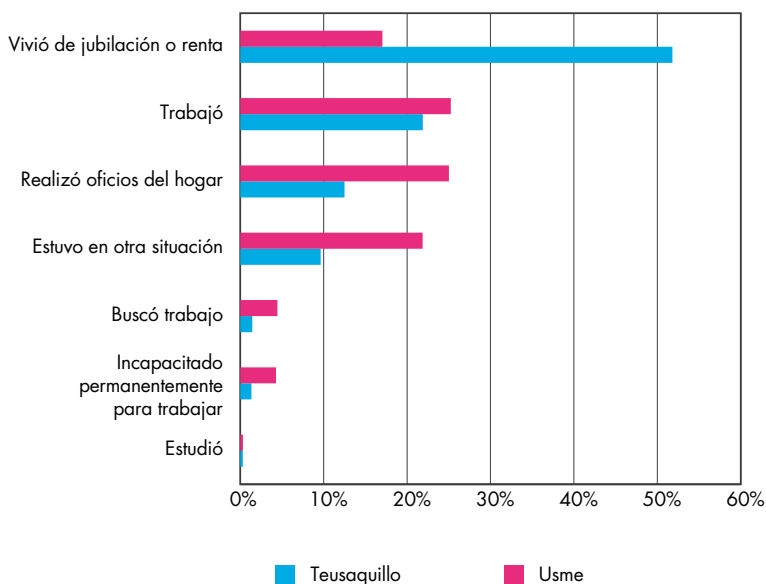
Fuente: Censo General 2005 (Colombia)

**GRÁFICO 15. LOCALIDADES (USME-TEUSAQUILLO). NIVEL EDUCATIVO DE LAS PERSONAS MAYORES QUE VIVEN SOLAS. 2005**



Fuente: Censo General 2005 (Colombia)

**GRÁFICO 16. LOCALIDADES (USME-TEUSAQUILLO). OCUPACIÓN DE LAS PERSONAS MAYORES QUE VIVEN SOLAS. 2005**



Fuente: Censo General 2005 (Colombia)

mientras que en Usme es el 19,6 % con dos mayores y el 0,7 % con tres a cuatro mayores. Por cada hogar con 3 o más personas mayores en Usme hay 4 en Teusaquillo.

Lo que implica esta circunstancia es que en la localidad de Usme hay más dependencias entre varias generaciones (jóvenes, adultos y mayores), mientras que en Teusaquillo hay más dependencias entre personas adultas y mayores, así como entre los mismos mayores. Los apoyos en Teusaquillo tienden a ser más horizontales (entre los mayores) y en Usme más verticales (entre jóvenes, adultos y mayores). Por lo que se requiere un diseño de programas y proyectos particulares que trabajen en las interacciones entre los distintos grupos de edad pero también en las formas de apoyo entre las mismas personas mayores. En la localidad de Teusaquillo es más común encontrar personas de 75 años y más acompañadas por otras que se encuentran entre sus 60 y 75 años, quienes pueden ser un soporte para sus pares generacionales y los que están una o dos generaciones por encima.

La situación de los hogares refleja las distancias sociales de las dos localidades que se expresan en distintas condiciones de dependencia, en la medida que la autonomía y la independencia en la vejez son capacidades que se pueden desarrollar a partir de contextos socioeconómicos que las faciliten a lo largo de la vida. Uno de los más importantes es la seguridad económica. Para el caso de la localidad de Teusaquillo, cerca de la mitad de los hogares (43 %) tienen una o más personas mayores que vivieron de jubilación, mientras que en Usme solo es el 15,8 %. Por su parte, Usme registró cerca de la mitad de estos hogares (40,8 %) con personas que hicieron oficios domésticos, mientras que en Teusaquillo es de 28,6 %. Asimismo, Usme registró casi

una tercera parte de hogares (25,7 %) con personas con limitaciones, mientras que Teusaquillo el 16,1 %.

Lo más similar en ambas localidades es la proporción de hogares que tienen personas mayores que trabajan (21,9 %) en Usme y (22,3 %) en Teusaquillo. En este caso, es importante profundizar con estudios cualitativos para comprender las condiciones de trabajo de estas poblaciones, ya que en Teusaquillo es posible que la población que trabaja tenga mejores condiciones debido a sus niveles educativos y sus trayectorias laborales, mientras que la de Usme puede continuar en trabajos pesados como la construcción o el servicio doméstico con muy bajas remuneraciones y precarias condiciones de seguridad social.

La situación de dependencia de las personas mayores está mediada por sus actividades cotidianas que los ubican en distintas formas de apoyo y dependencia. No es lo mismo una persona mayor que trabaja a una que vive de su pensión o que tiene limitaciones. En el censo hay una pregunta que permite clasificar las actividades de esta población según lo que hicieron la semana anterior y que puede dar pistas indirectas para identificar las situaciones de apoyo y dependencia cotidiana. Otra pregunta que nos acerca a estas situaciones es la de limitaciones, ya que indica si la persona presenta o no alguna limitación para sus actividades básicas para su supervivencia. Al analizar la información de los hogares, según el tipo de actividad que realizan las personas mayores, se encuentran diferencias en los indicadores de dependencia, y la composición de los hogares por sexo y edad.

El índice de envejecimiento y la relación de feminidad muestran variaciones entre localidades y entre los tipos de hogar. El índice de envejecimiento más alto en ambas localidades es el de los

hogares con personas jubiladas, en estos hogares por cada 100 menores de 15 años hay 768 mayores en Teusaquillo y 229 en Usme, mientras que los más bajos están en los hogares con personas mayores que hacen oficios domésticos. Es posible que esto se relacione con la autonomía que da a los mayores tener una jubilación, en estos casos pueden vivir solos o con los familiares que acuerden. Esto no es tan fácil en los casos en los que las personas mayores no tienen una seguridad económica, ya que dependen de los ingresos y decisiones de sus familiares (tabla 2).

Respecto a la relación de feminidad, se observa que los hogares con mayor participación de mujeres en Teusaquillo son los que tienen personas con limitaciones, mientras que en Usme son los hogares donde un mayor desempeña oficios domésticos, mientras que los más bajos y de mayor participación masculina son los hogares en los que trabaja algún mayor. Lo que puede estar asociado a los roles tradicionales de la mujer como cuidadora y administradora del hogar y el hombre como proveedor económico, esto se puede ver en los arreglos de la nupcialidad, ya que son los contratos básicos que inauguran los proyectos de vida conjuntos y en consecuencia sus formas de interdependencia entre hombres y mujeres.

En ambas localidades, el estado conyugal más común es el de casados (46 % en Teusaquillo y 35 % en Usme), aunque en Usme el 16 % de las uniones son consensuadas; le sigue la viudez con cerca del 25 % en ambas localidades, las separaciones con cerca del 11 % en ambas localidades y los solteros con 16 % en Teusaquillo y 10 % en Usme. Más de la mitad de las personas mayores solteras viven en estos hogares con hermanos u otros parientes, y es posible que nunca se hayan casado porque les correspondía hacerse cargo de los asuntos del hogar y el cuidado

de los otros, una función muy común a comienzos del siglo XX. La cual se ha ido modificando y es posible que hacia el futuro disminuya la participación del adulto mayor en los hogares de dos o más personas, mientras se observa el aumento del hogar unipersonal, ya que cada vez más los sujetos orientan sus expectativas respecto a su propia realización personal y profesional. Las formas de nupcialidad revelan las prácticas más comunes de organización familiar que responden al ideal de familia nuclear completa, compuesta por padres e hijos.

Sin embargo, las progresivas modificaciones de la vida social del siglo XX han llevado a plantear otras formas de organización como las familias del mismo sexo, los hogares unipersonales o las coresidencias de no parientes. Esta flexibilidad en la organización se verá reflejada en las futuras generaciones viejas en las que se encontrará un contraste entre el aumento de la autonomía y la soledad como formas de vida, y la escasez de apoyos no institucionales para las situaciones de dependencia en la vejez. Lo que implica pensar los mecanismos de solidaridad que compensen las demandas institucionales y conserven el tejido social, de manera diferenciada según las tendencias existentes en las escalas locales de la ciudad.

### Hogares con personas mayores según tipo de actividad

Los hogares que registraron mayor población fueron los que tienen personas mayores que se dedican a los oficios del hogar con un total de 33.610 personas, de las cuales el 59,2 % está en Usme y 40,8 % en Teusaquillo. Le siguen los hogares con personas mayores jubiladas (28.545 personas, de las cuales el 75,4 % están en Teusaquillo), y los hogares con personas mayores que trabajan y/o tienen alguna limitación con cerca de 19.000 personas en cada uno.

**TABLA 2. (USME-TEUSAQUILLO). INDICADORES DE DEPENDENCIA EN HOGARES CON PERSONAS MAYORES SEGÚN SU TIPO DE ACTIVIDAD. 2005.**

Hogar con PM según tipo de actividad	Dependencia total (por cien)		Apoyo potencial en la vejez		Índice de envejecimiento (por cien)		Relación de feminidad (por cien)	
	Teusaquillo	Usme	Teusaquillo	Usme	Teusaquillo	Usme	Teusaquillo	Usme
Con limitaciones	114,6	128,5	0,9	1,3	748,1	187,4	165	114
Trabaja	120,4	121,7	1	1,3	616,6	191,9	116	97
Oficios	123,8	121,2	0,9	1,3	596,4	178,2	151	126
Jubilados	124,9	121,2	0,9	1,2	768,5	228,6	147	106

Fuente: elaboración propia con base en el Censo General 2005 (Colombia)

En general, estos hogares registran una participación importante de adultos y menores de 15 años. Independiente de las actividades de las personas mayores, los hogares de Usme registran mayor participación de la población joven y adulta, que en promedio alcanza el 60 % de estos hogares, mientras que en Teusaquillo disminuye a un 50 %. Asimismo, las relaciones entre adultos y mayores son similares: en promedio en los hogares de Usme hay 1,2 adultos por cada mayor, mientras que en Teusaquillo no llega a 1 adulto (0,9) por cada mayor. Respecto a los menores de 15 años, Usme tiene cerca de 2 menores de 15 años por cada mayor, mientras que en Teusaquillo por cada menor de 15 años hay cerca de 6 mayores.

La principal diferencia entre los hogares, según las actividades de los mayores, se observa en la distribución por sexo y número de personas mayores en el hogar. Los mayores equilibrados se observan en la población menor de 15 años en todos los tipos de hogar. Los desequilibrios se empiezan a registrar en la población adulta y vieja que en los hogares de dos mayores presenta un poco más de equilibrio respecto a los que tienen un solo mayor (tabla 3 a 6).

Por ejemplo, la composición de los hogares con personas mayores dedicadas a los oficios del hogar y los que tienen personas mayores con limitaciones, muestran en ambas localidades una alta participación de las mujeres adultas y mayores, y una menor presencia de los hombres mayores de 60 años (tablas 3 y 4). Es posible que esto sea resultado de la sobrevivencia, viudez o separación de las mujeres mayores de 60 años, que se organizan con sus hijos y nietos porque posiblemente no cuentan con los ambientes económicos y emocionales suficientes para vivir solas. En estos casos las mujeres mayores se dedican especialmente a realizar labores domésticas y a la atención de los dependientes del hogar. Lo cual puede ser problemático porque no siempre esta actividad es producto del deseo de la persona mayor sino de una obligación que siente con su entorno familiar. Varios testimonios de los mayores con los que se conversó a lo largo de este estudio, confirman que es posible que el cuidado de los nietos se vuelva una obligación porque sus hijos deben trabajar y no pueden atenderlos.

En este sentido es una actividad involuntaria que posiblemente significa más una carga para los mayores que una

actividad gratificante. Tal vez las representaciones que se tienen de la relación entre abuelos y nietos se hayan idealizado y generalizado, sin considerar los gustos y deseos de los mayores. Esto puede ser una potencial desigualdad entre los mayores y las otras personas de sus entornos, si se considera que los sentimientos de malestar y soledad hacen parte de la vejez en sí misma, y no son producto de las relaciones interpersonales cotidianas.

La participación de los hombres se destaca en los hogares que tienen personas mayores que trabajan o viven de una jubilación (tablas 5 y 6), lo cual refleja que los hombres mayores tienen un significativo acceso a los ingresos económicos, sin embargo, también muestra que la población masculina mayor continúa con unas presiones económicas que posiblemente no hacen parte de sus deseos, y que responden a contextos sociales que no garantizan la seguridad económica de los hogares. No es posible generalizar las motivaciones de los mayores que trabajan, ya que como hay algunos que declaran su gusto por seguir laborando, hay otros que ven el trabajo como una obligación para seguir manteniendo la vivienda y alimentación de su grupo social.



**TABLA 3. (USME-TEUSAQUILLO) ESTRUCTURA DE HOGARES CON PERSONAS MAYORES SEGÚN OFICIOS DEL HOGAR. 2005**

Hogar	Rango de edad	Usme		Teusaquillo	
		Hombre	Mujer	Hombre	Mujer
Con una persona mayor	0 a 14 años	11,4%	11,1%	5,6%	5,2%
	15 a 59 años	27,3%	23,6%	26,3%	30,5%
	60 o más años	2,6%	24,0%	1,2%	31,3%
Con dos personas mayores	0 a 14 años	7,3%	7,4%	2,9%	3,1%
	15 a 59 años	18,6%	16,0%	17,3%	20,3%
	60 o más años	24,1%	26,6%	25,2%	31,1%

Fuente: Censo General 2005

**TABLA 4. (USME-TEUSAQUILLO) ESTRUCTURA DE HOGARES CON PERSONAS MAYORES SEGÚN LIMITACIONES. 2005.**

Hogar	Rango de edad	Usme		Teusaquillo	
		Hombre	Mujer	Hombre	Mujer
Con una persona mayor	0 a 14 años	10,6%	10,1%	4,3%	4,3%
	15 a 59 años	24,1%	28,0%	20,6%	34,8%
	60 o más años	11,1%	16,1%	10,3%	25,8%
Con dos personas mayores	0 a 14 años	7,9%	6,5%	2,2%	2,9%
	15 a 59 años	18,2%	17,1%	14,9%	19,9%
	60 o más años	23,3%	27,0%	24,1%	36,1%

Fuente: Censo General 2005

**TABLA 5. (USME-TEUSAQUILLO) ESTRUCTURA DE HOGARES CON PERSONAS MAYORES SEGÚN JUBILACIÓN. 2005.**

Hogar	Rango de edad	Usme		Teusaquillo	
		Hombre	Mujer	Hombre	Mujer
Con una persona mayor	0 a 14 años	9,5%	8,5%	3,8%	3,7%
	15 a 59 años	20,8%	30,9%	21,2%	32,8%
	60 años y más	17,8%	12,5%	13,9%	24,7%
Con dos personas mayores	0 a 14 años	7,0%	7,4%	2,7%	2,6%
	15 a 59 años	17,4%	16,1%	15,3%	32,8%
	60 años y más	25,0%	27,1%	13,9%	34,4%

Fuente: Censo General 2005

**TABLA 6. (USME-TEUSAQUILLO) ESTRUCTURA DE HOGARES CON PERSONAS MAYORES SEGÚN TRABAJO. 2005**

Hogar	Rango de edad	Usme		Teusaquillo	
		Hombre	Mujer	Hombre	Mujer
Con una persona mayor	0 a 14 años	10,3%	10,4%	4,6%	4,7%
	15 a 59 años	19,9%	30,3%	20,6%	34,1%
	60 o más años	20,8%	8,3%	23,7%	12,3%
Con dos personas mayores	0 a 14 años	7,3%	7,5%	2,9%	3,0%
	15 a 59 años	16,7%	16,4%	15,7%	20,5%
	60 o más años	25,9%	26,2%	25,7%	32,3%

Fuente: Censo General 2005

Una de las evidencias indirectas del aporte doméstico y económico de los mayores en sus hogares se puede obtener a partir de lo que hacen los menores y adultos de esos hogares. Se esperaría que si los mayores son una carga para las personas que viven con ellos, sus hogares registrarán menores niveles en la asistencia a instituciones educativas y laborales, ya que los menores y adultos del hogar tendrían que dejar de lado su formación y desarrollo profesional para atender al mayor. Pero por el contrario, estos hogares tienen un porcentaje igual o mayor que los hogares conformados solamente por menores y adultos. Esto no solo es demostración de la actividad y aporte de los mayores sino del posible uso de sus recursos en la educación de los nietos. Por ejemplo, en Teusaquillo se observa una importante diferencia respecto a Usme en el acceso a la jubilación, los porcentajes de la población en edad de estudiar (3 a 26 años) son menores en Usme, esto se debe a que la población infantil y joven se encuentra trabajando o apoyando labores domésticas del hogar (gráficos 17 a 21).

De igual forma, el nivel educativo en los hogares de los mayores es levemente superior al de los hogares sin mayores en la población infantil y juvenil (0 a 14 años), mientras que la población adulta

(15 a 59 años) presenta diferencias entre las localidades. Usme tiene niveles medios de educación, mientras que Teusaquillo registra niveles profesionales y de posgrado, pudiéndose observar una reproducción entre generaciones, ya que los mayores de 60 años también tienen estas diferencias entre localidades. Este aspecto es relevante, ya que una de las condiciones que más influye en la calidad del envejecimiento es la educación ya que es la que permite ampliar la visión del mundo, así como cuestionar, comprender y enfrentar las situaciones problemáticas de la vida con más y mejores herramientas cognitivas que pueden contribuir en la cualificación de la relación con uno mismo y con la vida (gráfico 17).

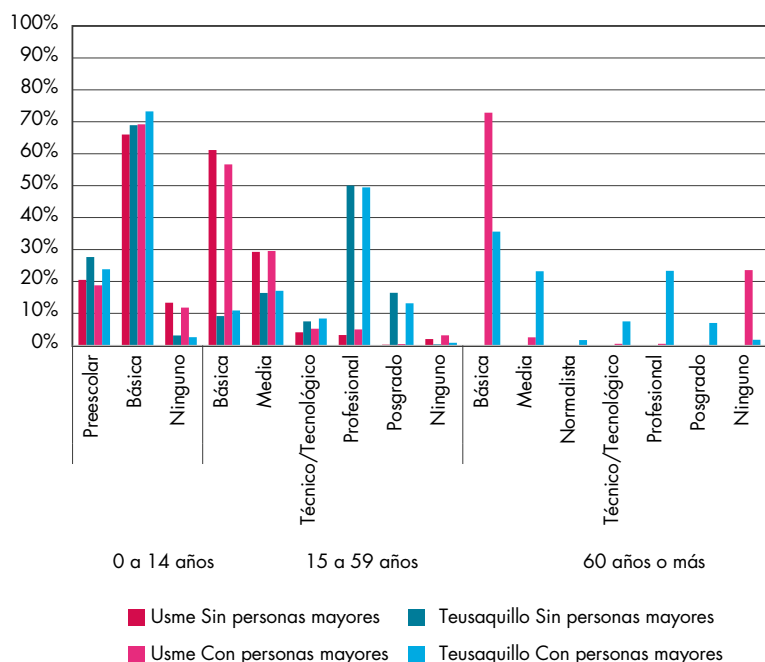
Gracias a los niveles educativos y a las redes de pertenencia que influían en las oportunidades laborales, la población mayor que aún vive en Teusaquillo tuvo acceso a distintos empleos públicos y privados que garantizaron las pensiones a casi la mitad de su población. Adicionalmente, las posibilidades de control de la natalidad que se dieron con la llegada de Profamilia, ubicada en esa localidad, facilitaron la modificación de las prácticas reproductivas disminuyendo el número de hijos por mujer, contribuyendo no solo a la disminución del tamaño de la familia,

sino a la ampliación de las libertades individuales de las parejas que se apoyan cada vez más en el reconocimiento de sus derechos. Según la EDDS, para el 2011, la Tasa de Fecundidad General (TFG) es de 1 hijo por mujer en la localidad de Teusaquillo, por debajo de la de reemplazo. Una de las características más importantes de los contextos envejecidos es la reducción de la fecundidad que implica cambios culturales relevantes en la medida que el aumento de las libertades individuales de las mujeres se relaciona con la flexibilización y cuestionamiento de los valores tradicionales. Este proceso va más lento y con otra dinámica en la localidad de Usme que tiene una fecundidad de 2,4 hijos por mujer.

## Reflexiones finales

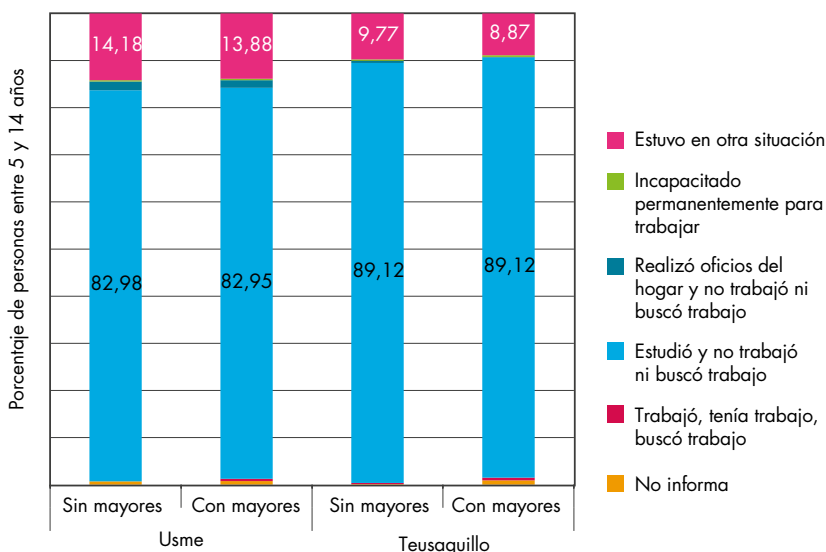
Uno de los principales efectos del envejecimiento demográfico es el cambio en los hogares, en formas de organización doméstica en las que se desenvuelven las experiencias cotidianas de apoyo y solidaridad. La vejez no es un asunto solamente individual sino que vincula las relaciones de dependencia que componen el entorno de cada persona que llega a esta etapa de la vida. Cerca de una cuarta parte de la población colombiana tiene experiencias

**GRÁFICO 17. (USME-TEUSAQUILLO) ASISTE A UNA INSTITUCIÓN EDUCATIVA, SEGÚN GRANDES GRUPOS DE EDAD. 2005**



Fuente: Censo General 2005 (Colombia)

**GRÁFICO 18. (USME-TEUSAQUILLO). ACTIVIDADES DE LOS MENORES DE 15 AÑOS, SEGÚN HOGARES CON Y SIN PERSONAS MAYORES. 2005**



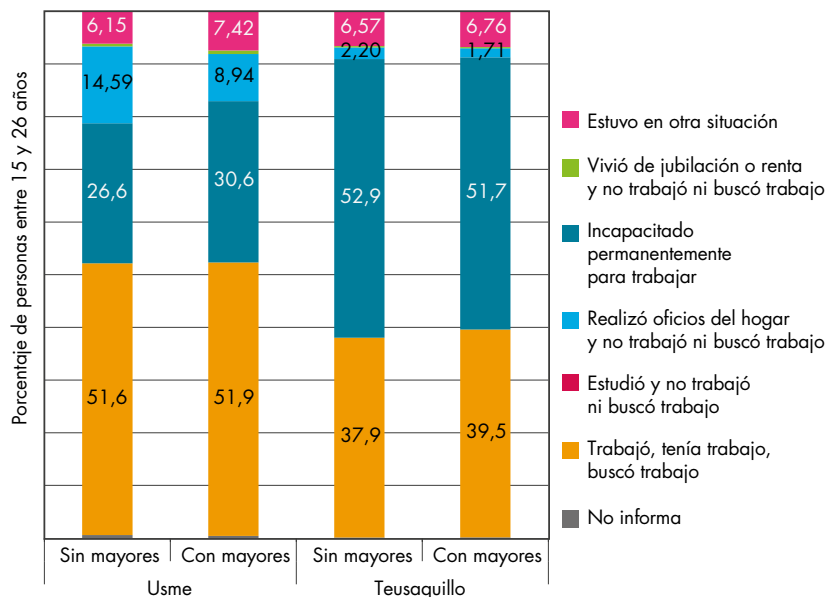
Fuente: Censo General 2005 (Colombia)

de coexistencia intergeneracional que condicionan la calidad de vida de todas las generaciones que participan en este tipo de hogares. Su participación en el total nacional muestra la importancia de estos arreglos de convivencia en la vejez, que irán en progresivo aumento debido al proceso de envejecimiento nacional (Jaramillo, 2012). Asimismo, sucede en la capital del país, en la que cada vez es más común encontrar una persona mayor en los hogares.

Los hogares de los mayores en Bogotá tienen características similares al promedio nacional, en cuanto son hogares pequeños de casi 4 personas en promedio, con una composición multigeneracional en la que participan niños desde 0 años hasta personas de 80 años y más, una mayor participación de las mujeres y unas presiones desiguales entre la población en edad productiva y la población menor de 15 años y mayor de 60 años. Sin embargo, cuando se hace un ejercicio comparado y a nivel micro, es posible observar algunas características adicionales que pueden contribuir al avance de la comprensión de estas formas coresidenciales, y en especial a sus relaciones de dependencia dentro del hogar.

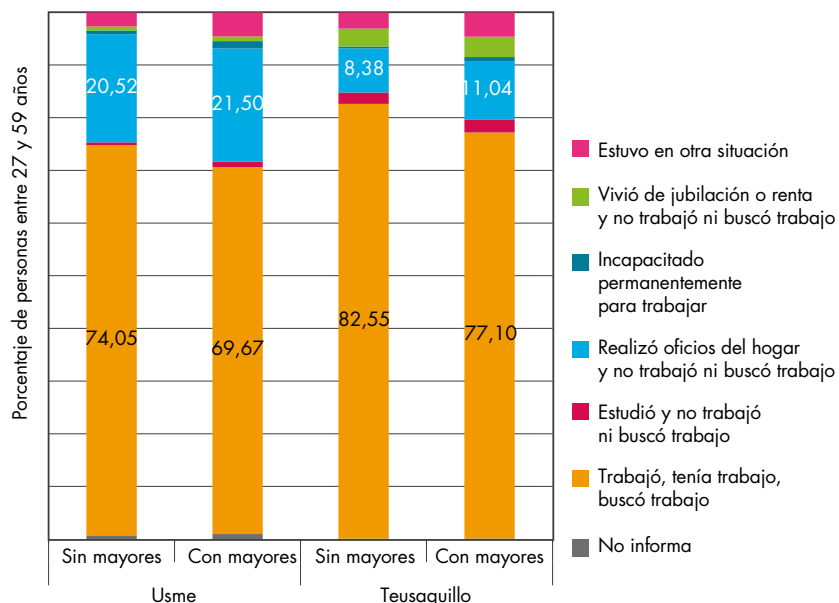
A partir de una aproximación general a la formación de la ciudad y su relación con los niveles desiguales de envejecimiento, se observa que el territorio que hoy tiene un mayor nivel de vejez es el resultado de la consolidación del proceso de urbanización que vivió la ciudad a lo largo del siglo, y que se caracterizó por la progresiva oferta de infraestructura y servicios que crearon nuevas posibilidades para aumentar la expectativa de vida y cuestionar las determinaciones morales y biológicas que orientaban las formas de apropiación y reproducción de la vida familiar y social. Por su parte, el territorio con menos nivel de vejez refleja un proceso de urbanización forzado, en la medida

**GRÁFICO 19. (USME-TEUSAQUILLO). ACTIVIDADES DE LAS PERSONAS ENTRE 15 Y 26 AÑOS, SEGÚN HOGARES CON Y SIN PERSONAS MAYORES. 2005**



Fuente: Censo General 2005 (Colombia)

**GRÁFICO 20. (USME-TEUSAQUILLO). ACTIVIDADES DE LAS PERSONAS ENTRE 27 Y 59 AÑOS, SEGÚN HOGARES CON Y SIN PERSONAS MAYORES. 2005**



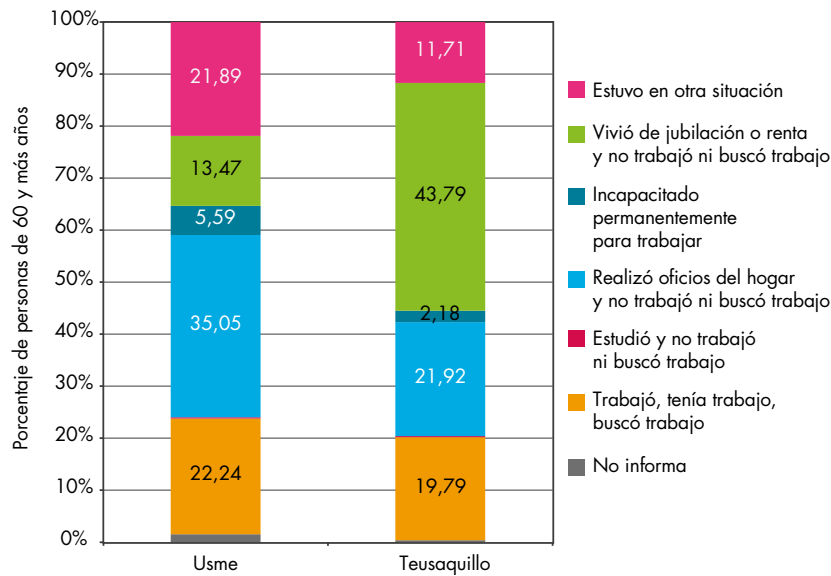
Fuente: Censo General 2005 (Colombia)

que no respondía a un desenvolvimiento material y simbólico de los avances observados en la zona central de la ciudad, sino a una anexión legislativa que no reconocía e integraba las dinámicas de esa población y su tradición rural con los cambios observados en el centro de la ciudad.

La población de Teusaquillo tuvo acceso a experiencias urbanas como los medios de transporte urbano, las vías, los servicios públicos, los parques, la escuela, el teatro, la salud, la vivienda, entre otros, desde que llegaron al país. Estos cambios materiales se fueron traduciendo en nuevas actividades, significados y sentidos, que se expresaban en otras formas de vivir y ver la vida. Las experiencias cotidianas en estos entornos facilitó la apropiación y familiarización con nuevos valores que cuestionaban, diversificaban y reorientaban las costumbres locales. En este sentido, su alto envejecimiento se debe a un proceso de cambio social que facilitó las circunstancias para que las parejas decidieran cuántos hijos tener y en qué ambientes. Actualmente, la localidad tiene uno de los niveles de fecundidad más bajos de la ciudad. Asimismo, las oportunidades de avance social que tuvo esta población facilitaron los medios para emigrar hacia el norte de la ciudad, especialmente a los hijos de las personas mayores, ya que buena parte de ellas prefiere quedarse en sus lugares de vivienda, debido a hace parte de su sentido de vida. La baja fecundidad junto con la emigración de la población adulta ha contribuido a que esta localidad sea la más envejecida de la ciudad, y a unas formas particulares de organización familiar en la vejez.

Estas formas se expresan en hogares más pequeños con cerca de 3 personas por hogar, que están compuestos especialmente por mayores solos, en pareja o con sus hijos. Aunque los

**GRÁFICO 21. (USME-TEUSAQUILLO). ACTIVIDADES DE LAS PERSONAS DE 60 AÑOS Y MÁS. 2005**



Fuente: Censo General 2005 (Colombia)

menores de 15 años tienen una participación en ellos, es muy baja en comparación con la localidad de Usme. También son hogares que muestran una mayor participación de mujeres, en especial las que superan los 75 años de edad, en contraste con la localidad de Usme que presenta hogares con una vejez más joven y compensada entre hombres y mujeres.

Respecto a las dependencias, ambas localidades muestran que los apoyos potenciales en estos hogares son bajos en comparación con los que se calculan para el total de la población. Lo que puede generar situaciones de gran desigualdad intergeneracional en los hogares, ya que los contextos de seguridad social y económica son frágiles y no garantizan la manutención básica del mayor ni el empleo de los adultos.

Esto aumenta los riesgos no solo de las personas mayores sino del hogar en su conjunto, ya que las posibilidades de

que ninguno de los integrantes tenga un empleo se aumentan con el avance de la edad y los niveles de educación adquiridos. Esto es problemático especialmente en la localidad de Usme porque aunque hay más personas en los hogares de los mayores, los niveles educativos y laborales siguen siendo de los más bajos de la ciudad, lo que no favorece ni el pleno empleo de la población y menos las oportunidades de jubilación en la vejez. Lo cual crea unas tensiones dentro de la familia que se expresan en el cuestionamiento por las responsabilidades dentro del hogar: ¿quién se hace cargo de quién?, ¿y por qué? Hoy en día las solidaridades familiares ya no responden a la obligación moral sino a la calidad de relación que históricamente se ha construido entre padres e hijos. Por lo que es posible que vivan juntos pero eso no significa que sea lo más cómodo para ellos, sino lo que les toca vivir porque las condiciones sociales no favorecen otras opciones como las observadas en Teusaquillo.

En este sentido la soledad de los mayores no es un asunto de vivir solo sino de sentirse solo así se esté muy rodeado de personas. Lo que puede relativizar la interpretación de las diferencias de los hogares entre las dos localidades y la calidad de vida cotidiana que tiene la persona mayor, es decir su realización como persona mayor.

La principal diferencia observada en las localidades es que cerca de la mitad de la población mayor de Teusaquillo tiene una jubilación, sin embargo, es un indicador poco alentador si se considera que esta población fue una de las que tuvo mayores oportunidades de acceso a la vida laboral. Esto lleva a la población mayor a seguir buscando trabajo independiente del gusto que tenga por hacerlo, y es evidencia de las presiones sociales que tienen que vivir los mayores que siguen respondiendo económicamente en sus hogares, y los que no tienen trabajos remunerados apoyan los oficios domésticos, lo que también resulta problemático si se considera que estos apoyos responden en parte a sentimientos de obligación y no de gusto y realización.

Esto refleja el aporte y la fuerza social que tienen los mayores tanto en la vida económica como doméstica, y que más que una carga para la sociedad, es posible que en su mayoría la sociedad sea una carga para ellos, en la medida que tienen que responder por sus hijos y nietos, en unos ambientes sociales débiles en cuanto a la garantía de educación, empleo y jubilación para una plena realización del curso vital de las personas. El reconocimiento de las funciones sociales que hoy cumplen las personas mayores es central para adaptarnos al proceso de envejecimiento y crear un mundo para todas las edades.

Por último, es conveniente reflexionar acerca de la relación entre las



dependencias familiares que siguen a cargo de las familias, sin trasladarse al Estado. Lo cual puede tener varias interpretaciones entre las que se destaca, de una parte la conservación de las solidaridades familiares intergeneracionales que promueven el bienestar

afectivo dentro de las familias, y de otra la sobrecarga de responsabilidades que pueden limitar el desarrollo personal. En medio de esta paradoja, nuestra sociedad envejece con el desafío de encontrar un equilibrio, entre los apoyos que el Estado debe brindar

a las familias para crear condiciones justas de desarrollo para cada uno de sus integrantes, y la conservación de las solidaridades intergeneracionales (Díaz, 2003).

## REFERENCIAS

Arango, L. G. (1995). El proletariado femenino entre los años 50 y 70. En: Presidencia de la República. Consejería para la Política Social. *Las mujeres en la historia de Colombia*, Tomo II. Bogotá D. C.: Editorial Norma.

Arango, L. G. (1995). The female proletariat between 50 and 70. In: Presidency of the Republic. Ministry for Social Policy. *Women in the history of Colombia*, Volume II. Bogotá D. C.: Editorial Norma.

Archila, M. (1995). Colombia 1900-1930: la búsqueda de la modernización. En: Presidencia de la República. Consejería para la Política Social. *Las mujeres en la historia de Colombia*, tomo II. Bogotá D. C.: Editorial Norma.

Archila, M. (1995). Colombia 1900-1930: the pursuit of modernization. In: Presidency of the Republic. Ministry for Social Policy. *Women in the history of Colombia*, Volume II. Bogotá D. C.: Editorial Norma.

Bazo, M. T. (1996). Sociología de la vejez. *Revista Española de Investigaciones Sociológicas*, 73.

Bazo, M. T. (1996). Sociology of aging. *Spanish Magazine of Sociological Investigations*, 73.

Bartiaux, F. (1991). La composition des ménages des personnes âgées en Italie

(1981). *European Journal of Population/Revue européenne de Démographie*, 7(1), 59-98.

Caradec, V. (1998). Les transitions biologiques, étapes du vieillissement. *Prévenir, formes et sens de vieillir*, (35). Paris.

Charbonneau, J. (2004). *La recherche sur les solidarités familiales*. Institut National de la Recherche Scientifique «Urbanisation, culture et société» (INRS-UCS). Canada.

Centro Latinoamericano y Caribeño de Demografía (Celade). (2007). Sistema regional de indicadores de envejecimiento y vejez, en: <http://celade.cepal.org>. Chile.

Centro Latinoamericano y Caribeño de Demografía (Celade). (2007). Regional system of indicators of aging and old age, at: <http://celade.cepal.org>. Chile.

Comisión Económica para América Latina y el Caribe (Cepal)-Centro Latinoamericano y Caribeño de Demografía (Celade). (2008). *Serie Población y Desarrollo. Tendencias demográficas y protección social en América Latina*. Chile.

Comisión Económica para América Latina y el Caribe (Cepal)-Centro Latinoamericano y Caribeño de Demografía (Celade).

(2008). *Population and Development Series. Demographic trends and social protection in Latin America*. Chile.

Comisión Económica para América Latina y el Caribe (Cepal)-Centro Latinoamericano y Caribeño de Demografía (Celade). (2008). *Declaración de Brasilia. Segunda Conferencia Regional intergubernamental sobre envejecimiento en América Latina y el Caribe: Hacia una sociedad para todas las edades y de protección social basada en Derechos*. Chile.

Comisión Económica para América Latina y el Caribe (Cepal)-Centro Latinoamericano y Caribeño de Demografía (Celade). (2008). *Brasilia Declaration. Second Regional Intergovernmental Conference on Ageing in Latin America and the Caribbean: towards a society for all ages and rights-based social protection*. Chile.

Curcio, C. (2010). Investigación y envejecimiento: De la teoría al dato. *Hacia la promoción de la salud*, 15(1). Manizales.

Curcio, C. (2010). Research and aging: From theory to data. *Towards health promotion*, 15(1). Manizales.

Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE). (2011) *Censo 2005/Series de población, 1985-2020*. En <http://www.dane.gov.co/censo/>

- Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE). (2011) *Census 2005/Series population, 1985-2020*. In <http://www.dane.gov.co/censo/>
- Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE). (2003). *Evidencia reciente del comportamiento de la migración interna en Colombia a partir de la Encuesta de Hogares Continua*. Bogotá D. C.
- Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE). (2003). *Recent evidence of the behavior of internal migration in Colombia from Continuous Household Survey*. Bogotá D. C.
- Departamento Nacional de Planeación (DNP). (2008). *Informe sobre envejecimiento y vejez en Colombia* (documento interno). Bogotá D. C.
- Departamento Nacional de Planeación (DNP). (2008). *Report on Aging and Aging in Colombia* (internal document). Bogotá D. C.
- Díaz, J. (2003). Feminización de la vejez y Estado del Bienestar en España. *Reis*, 91-121. España.
- Díaz, J. (2003). Feminization of aging and the welfare state in Spain. *Reis*, 91-121. Spain.
- Dulcey-Ruiz E. (2004). *Envejecimiento, comunicación y política*. Bogotá D. C.: Ministerio de Comunicaciones. CEPISIGER,
- Dulcey-Ruiz E. (2004). *Aging, communication and politics*. Bogota D. C.: Ministry of Communications. CEPISIGER,
- Elías N. (1998). *La civilización de los padres y otros ensayos*. Bogotá D. C.: Editorial Norma S. A.
- Elías N. (1998). *The civilization of the parents and other trials*. Bogota D. C.: Editorial Norma S. A.
- Flórez, C. E. La demografía en Colombia en el Siglo XIX. En: <http://www.banrep.gov.co/documentos/seminarios/2007>.
- Flórez, C. E. Demographics of Colombia, 19th Century: <http://www.banrep.gov.co/documentos/seminarios/2007>
- González, Y. (1995). Movimientos de mujeres en los años 60 y 70. En: Presidencia de la República. Consejería para la Política Social. *Las mujeres en la historia de Colombia*, tomo I. Bogotá D. C.: Editorial Norma.
- González, Y. Women's movement in the 60 and 70. (1995). In: Presidency of the Republic. Ministry for Social Policy. *Women in the history of Colombia*, Volume I. Editorial Norma. Bogotá D. C.
- Gutiérrez, V. (1975). *Estructura, función y cambio de la familia en Colombia*. Medellín: Editorial Universidad de Antioquia.
- Gutiérrez, V. (1975). *Structure, function and family change in Colombia*. Medellín: Editorial Universidad de Antioquia.
- Gutiérrez, M. (1995). Mujeres y vinculación laboral en Colombia. En: Presidencia de la República. Consejería para la Política Social. *Las mujeres en la historia de Colombia*, tomo I. Bogotá D. C.: Editorial Norma.
- Gutiérrez, M. (1995). Women and labor relationship in Colombia. In: Presidency of the Republic. Ministry for Social Policy. *Women in the history of Colombia*, Volume I. Bogota D. C.: Editorial Norma.
- Herrera, M. C. (1995). Las mujeres en la historia de la educación. En: Presidencia de la República. Consejería para la Política Social. *Las mujeres en la historia de Colombia*, tomo III. Bogotá D. C.: Editorial Norma.
- Herrera, M. C. (1995). Women in the history of education. In: Presidency of the Republic. Ministry for Social Policy. *Women in the history of Colombia*, Volume III. Bogota D. C.: Editorial Norma.
- Huenchuan, S. (2007). *Envejecimiento de la población y sus impactos en los sistemas de cuidados*. En: <http://www.cepal.org/mujer/noticias/noticias/4/32254/SandraHuenchuan.pdf>
- Huenchuan, S. (2007). *Aging population and its impact on care systems*: <http://www.cepal.org/mujer/noticias/noticias/4/32254/SandraHuenchuan.pdf>
- Jaramillo, A. (2012). Hogares de las personas mayores. Censo General 2005. *Revista ib* del DANE N.2. Bogotá D. C.: DANE.
- Jaramillo, A. (2012). Homes for the elderly. Census 2005. General: DANE Ib Magazine N.2. Bogota D. C.: DANE
- Jaramillo, A. (2014). Distribución espacial de la vejez. Censo General 2005. *Revista ib* del DANE. Bogotá D. C.: DANE.
- Jaramillo, A. (2014). Spatial distribution of old age. Census 2005. General: DANE Ib Magazine. Bogotá D. C.: DANE.
- Lelievre, E. (abril-junio 1995). La construcción de principios para el análisis biográfico del grupo familiar. *Revista Española de Investigaciones Sociológicas*, (70).
- Lelievre, E. (April-June 1995). The construction principles for the biographical analysis of the household. *Spanish Magazine of Sociological Investigations*, (70).
- Mejía, G. (1998). *Los años del cambio. Historia urbana de Bogotá, 1820-1910*. Bogotá D. C.: CEJA

- Mejía, G. (1998). *The years of change. Urban history of Bogotá, 1820-1910*. Bogota D. C.
- Membrado, D. (2010). Les expériences temporelles des personnes aînées: des temps différents? *Revue internationale de recherche et de transfert: enfances, familles, générations*, (13).
- Ministerio de la Protección Social. (diciembre de 2007). *Diagnóstico de los adultos mayores de Colombia. Política Nacional de Envejecimiento y Vejez*. Bogotá D. C.
- Ministerio de la Protección Social. (December 2007). *Diagnosis of adults over Colombia. National Policy on Aging and Aging*. Bogota D. C.
- Palacios & Safford. (2002). *Colombia. País fragmentado, sociedad dividida. Su historia*. Bogotá D. C.: Editorial Norma.
- Palacios & Safford. (2002). *Colombia. Country fragmented, divided society. His story*. Bogota D. C.: Editorial Norma.
- Pilon, M (2004). Démographie des ménages et de la famille: application aux pays en développement. INED, Paris. 2004. En Caselli G, Vallin J et Wunsch G (Eds.): *Démographie: analyse et synthèse* Vol. VI. Population et Société (Chap. 82). Paris: Institut National D'Études Démographiques (INED).
- Profamilia. (2011). *Encuesta Distrital de Demografía y Salud*. Bogotá D. C.
- Profamilia. (2011). *District Demographic and Health Survey*. Bogota D. C.
- Programa de Población y Desarrollo Local Sustentable (PYDLOS). (2007). *Cuadernos docentes sobre Población, Territorio y Desarrollo. Demografía del Envejecimiento y sus implicaciones en sectores claves de la sociedad*. Cuenca.
- Programa de Población y Desarrollo Local Sustentable (PYDLOS). (2007). Notebooks teachers on Population and Development Territory. Demography of Aging and its implications for key sectors of society. Cuenca.
- Ramírez, P. (entrevistado) y Jaramillo, A. (entrevistadora) (2013). Tomado de: Proyecto, Correspondencias familiares e intergeneracionales, Bogotá Siglo XXI. Pontificia Universidad Javeriana. Bogotá D.C.
- Reyes, C. & Velásquez, M. (1995). Proceso histórico y derechos de las mujeres, años 50 y 60. En: Presidencia de la República. Consejería para la Política Social. *Las mujeres en la historia de Colombia*, tomo I. Bogotá D. C.: Editorial Norma.
- Reyes, C. & Velásquez, M. (1995). Historical process and rights of women, 50 and 60. In: Presidency of the Republic. Ministry for Social Policy. *Women in the history of Colombia*, Volume I. Bogota D. C.: Editorial Norma.
- Rodríguez, P. (2004). *Las familias iberoamericanas, diversas, complejas, flexibles. La familia en Iberoamérica 1550-1980*. Bogotá D. C.: Universidad Externado de Colombia.
- Rodríguez, P. (2004). *Iberoamerican, diverse, complex, resilient families. Family in Latin America 1550-1980*. Bogota D. C.: Universidad Externado de Colombia.
- Rueda, J. (2012). Historia de los Censos en Colombia. Bogotá D.C: DANE.
- Rueda, J. (2012). Colombia censuses history. Bogotá D.C: DANE.
- Sardi, E. (2007). Socio-demographic changes in Colombia: intercensal period 1993-2005. In: *Journal of the DANE Ib Vol 2, N.2.* Bogota, [http://www.dane.gov.co/revista\\_ib/html\\_r4/articulo2\\_r4.htm](http://www.dane.gov.co/revista_ib/html_r4/articulo2_r4.htm)
- Uribe, T. (2010). *Los años escondidos*. Bogotá D. C.: CESTRA
- Uribe, T. (2010). *The years in hiding*. Bogota D. C. : CESTRA
- Véron, J. (2014). Esperanza de vida y dinámica de las sociedades, en: [www.eclac.cl/publicaciones](http://www.eclac.cl/publicaciones).
- Véron, J. (2014). Life expectancy and dynamic societies, in: [www.eclac.cl/publicaciones](http://www.eclac.cl/publicaciones).
- Yuni, J. & Ariel, C. (2008). Envejecimiento y género: perspectivas teóricas y aproximaciones al envejecimiento femenino. *Revista Argentina de Sociología*, (10). Buenos Aires.
- Yuni, J. & Ariel, C. (2008). Ageing and gender: theoretical perspectives and approaches to female aging. *Journal of Sociology Argentina*, (10). Buenos Aires.
- Zambrano, F. (2000). *Breve historia de Bogotá*. Bogotá D. C.: Alcaldía Mayor de Bogotá.
- Zambrano, F. (2000). *Brief History of Bogota*. Bogota D. C. : Alcaldía Mayor de Bogotá.





# CONSTRUCCIÓN DE UN ÍNDICE DE BIENESTAR Y ACCESO EQUITATIVO A CALIDADES URBANAS. ANÁLISIS DE CONGLOMERADOS A PARTIR DE LA ENCUESTA MULTIPROPÓSITO DE BOGOTÁ 2011

CONSTRUCTING AN INDEX OF WELFARE AND EQUITABLE ACCESS TO URBAN  
QUALITIES: CLUSTER ANALYSIS THROUGH BOGOTA'S 2011 MULTIPURPOSE  
SURVEY

## Jorge Alberto Torres Vallejo

Economista y magíster en Ciencias Económicas de la Universidad Nacional de Colombia. Estudiante de la Maestría en Políticas Públicas de la Universidad de Reading, UK. Profesional de la Dirección de Espacio Urbano y Territorial del Ministerio de Vivienda, Ciudad y Territorio.

Correo electrónico: [jatorresva@unal.edu.co](mailto:jatorresva@unal.edu.co)

## Cristian Andrés Torres Casallas

Economista y estudiante de la Maestría en Ciencias - Estadística de la Universidad Nacional de Colombia. Profesional del Departamento para la Prosperidad Social.

Correo electrónico: [catorresca@unal.edu.co](mailto:catorresca@unal.edu.co)

## Néstor Darío Preciado Sánchez

Economista de la Universidad Javeriana y especialista en Finanzas de la Universidad de los Andes. Asesor del Ministerio de Vivienda, Ciudad y Territorio.

Correo electrónico: [npreciado@yahoo.com](mailto:npreciado@yahoo.com)

Fecha de recepción: 09/04/2015

Fecha de aceptación: 10/06/2015

### Resumen

El presente documento propone la construcción de un índice que permite identificar las diferencias existentes entre las localidades de Bogotá D. C., mediante el análisis de 10 dimensiones básicas medibles a través de la Encuesta Multipropósito 2011 para la capital. Las dimensiones incorporadas incluyen el ingreso per cápita, desempleo, formalidad laboral, educación, seguridad en la tenencia de vivienda, precariedad habitacional, acceso a servicios públicos domiciliarios básicos, acceso a equipamientos e infraestructura, y seguridad ciudadana. El índice también permite realizar simultáneamente formulación y evaluación de la política, además de ser una aproximación alternativa a la medición de la desigualdad existente en la ciudad desde una óptica multidimensional que parte de la utilización de análisis de componentes principales y su interpretación mediante métodos estadísticos de conglomerados.

### Palabras clave

Bienestar, equidad urbana, desigualdad, conglomerados, agrupamientos no supervisados, ACP, análisis factorial múltiple.

### Abstract

This paper proposes the construction of an index, which enables identifying the differences between the quarters of Bogota D.C. through the analysis of 10 basic dimensions, measurable through the Multipurpose Survey 2011 for the capital city. The dimensions incorporated include income per capita, unemployment, labor formality, education, security in housing tenancy, habitat precariousness, access to basic public utilities, access to equipment and infrastructure and public safety. The index allows performing the formulation and evaluation of the policy in a simultaneous way, in addition to being an alternative approach to the measurement of inequality in the city from a multidimensional perspective that starts from using the principal components analysis and their interpretation by means of cluster statistical methods.

### Key words

Welfare, urban equity, inequality, conglomerations, non-supervised groupings, PCA, multiple factor analysis.



## INTRODUCCIÓN

Medellín fue el escenario elegido para la realización del VII Foro Urbano Mundial (WUF) de Naciones Unidas (UN), organizado en el marco de Hábitat III, el principal evento en materia de vivienda y desarrollo urbano a nivel mundial. El foro tuvo como eje temático la equidad urbana en el desarrollo de las ciudades, tema particularmente importante en América Latina dada la elevada tasa de urbanización y los retos que este proceso ha generado en las principales urbes del subcontinente.

De acuerdo con las estadísticas del Banco Mundial (2013), América Latina es la zona más urbanizada del planeta con alrededor del 79 % de su población residiendo en ciudades. Nuestras sociedades presentan además una característica recurrente que radica en sus altos niveles de desigualdad donde, para 2009, la región se mantenía como la más inequitativa del mundo alcanzando un coeficiente Gini promedio de 0,52. El «Estudio Económico de América Latina y el Caribe: Tres décadas de crecimiento desigual e inestable» llevado a cabo por la Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL) (2013) revelaba que a pesar de la notable expansión económica registrada desde los años ochenta, el 10 % más rico de la población concentra el 32 % de los ingresos totales de la región, mientras que el 40 % más pobre percibe apenas el 15 %.

Como es de esperar, el caso colombiano no ha sido la excepción en las tendencias de urbanización y desigualdad

observadas en la región. De acuerdo a las estimaciones del DANE, actualmente el 76 % de la población se encuentra residiendo en zonas urbanas y el 39 % se concentra en ciudades con más de un millón de habitantes. Por el lado de la desigualdad, si bien el tema no es novedoso en el contexto local, las alarmas fueron prendidas recientemente en el II Foro Urbano Nacional donde el informe de Eduardo López Moreno, director del Observatorio Urbano Global de la ONU, presentaba a Colombia como uno de los países con más rigideces en materia de reducción de la desigualdad, lo cual implica que contrario a la tendencia de estabilización e incluso a la disminución de las brechas de ingreso, en buena parte de las economías latinoamericanas, el país presentó un importante crecimiento en el Gini urbano entre 1989 y 2010 (ver gráfico 1).

Aun cuando las conclusiones de López son preocupantes, lo cierto es que el país ha presentado mejoras notables en materia de reducción de la desigualdad y la pobreza<sup>1</sup> entre 2010 y 2014 (periodos posteriores al análisis de López). Sin embargo, resulta inevitable cuestionarse, respecto al análisis de un concepto tan complejo como la equidad y el bienestar, desde una perspectiva unidimensional como la provista por el ingreso de los hogares.

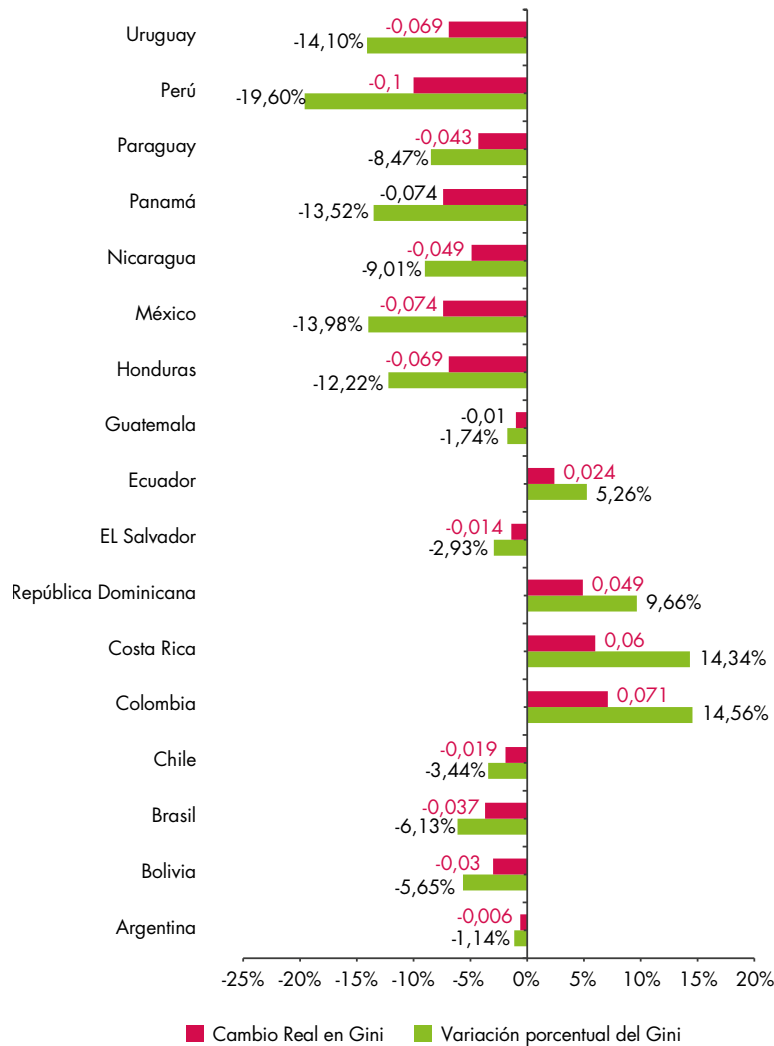
El presente documento plantea la existencia de elementos básicos del hábitat a los que se debe tener igualdad de acceso en cualquier localización del territorio nacional y

que deben estar disponibles para la población. La existencia y disponibilidad de dichos elementos determina las condiciones de bienestar de un territorio desde una óptica multidimensional que claramente debe incorporar las brechas de ingreso de los hogares, pero que debe ir más allá en el análisis de factores que no necesariamente (o por lo menos no de manera directa) se pueden asociar a ingresos monetarios para los hogares. Para ilustrar el punto anterior, en Colombia el nivel básico de elementos del hábitat se encuentra definido en la Constitución de 1991 y se compone de acceso a la educación básica, salud, agua potable y saneamiento básico; la provisión de los mismos es un factor determinante del bienestar y la equidad imposible de capturar a través de un análisis unidimensional del ingreso.

Con el fin de ampliar el horizonte de análisis, se propone una metodología que incorpore la visión multidimensional en la medición de la equidad urbana a través de lo que llamaremos el Índice Multidimensional de Bienestar y Acceso Equitativo a Calidades Urbanas (IBEU). El índice incorpora el espíritu de mediciones como las realizadas en el Índice de Pobreza Multidimensional (IPM), formulado por Alkire y Foster (2011) y aplicado por Angulo, Díaz, y Pardo (2011) para Colombia, donde, si bien las aproximaciones y objetos de estudio difieren metodológicamente, los resultados permiten hacer una aproximación alternativa al problema

<sup>1</sup>. Se estima que cerca de 3,25 millones personas salieron de la pobreza monetaria, 3,38 millones de personas salieron de la pobreza multidimensional y el Gini urbano se redujo del 0,537 al 0,514 (0,023 p.p.) entre 2010 y 2014. Cifras tomadas de la Encuesta Nacional de Calidad de Vida 2014 y la Gran Encuesta Integrada de Hogares 2014 del DANE.

**GRÁFICO 1. CAMBIOS EN EL GINI URBANO - AMÉRICA LATINA Y EL CARIBE. 1989-2010**



Fuente: UN Hábitat, Observatorio Mundial Urbano

de las carencias desde el enfoque de Amartya Sen (1987, 1993) mediante el análisis de cinco dimensiones que van más allá del ingreso monetario, el IBEU se encuentra compuesto por nueve dimensiones básicas:

- Ingreso per cápita
- Desempleo
- Formalidad laboral
- Educación
- Seguridad en la tenencia de vivienda
- Precariedad habitacional
- Acceso a servicios públicos domiciliarios básicos
- Acceso a equipamientos e infraestructura
- Seguridad ciudadana

El documento se divide en seis secciones, la primera de las cuales es la presente introducción; en la segunda, se hace la revisión de literatura, haciendo énfasis en los postulados de Amartya Sen (1993), respecto a elementos clave de la equidad, donde específicamente nos interesa la equidad urbana, en el marco de identificar elementos claves del entorno, y convergiendo hacia las consideraciones actuales específicas de la equidad y el bienestar urbano de UN-Hábitat. En la tercera sección, se presenta un contexto general de Bogotá D. C., ciudad donde se realizará la aplicación del IB, describiendo el marco metodológico y los componentes del índice, teniendo en cuenta que el mismo sigue el enfoque igualdad en oportunidades (Sen, 1993 y Mokate, 1999). En la cuarta sección, se presenta el análisis descriptivo de la Encuesta Multipropósito de Bogotá (EMB) 2011; en la quinta sección, se construye el índice a través del Análisis de Componentes Principales (ACP) y se identifican los grupos de localidades mediante la metodología de agrupamiento no supervisado, refinado a través de un análisis de k-medias; finalmente, se presentan las conclusiones.

## Marco teórico – la equidad y la prosperidad urbana como punto de partida

La equidad urbana es un concepto que viene tomando importancia en la agenda de las instituciones y agencias para el desarrollo, si bien su significado es bastante difuso. Partiendo de la definición general de equidad, se entiende que esta se fundamenta en tres valores sociales: igualdad, cumplimiento de derechos y justicia. El reconocimiento de la bondad de estos tres valores es lo que finalmente da una aceptación universal al término «equidad», aun

reconociendo que también existe ambigüedad en la forma de entender los valores mencionados (Mokate, 1999).

Karen Mokate (1999) afirma que existe una asociación típica de la equidad con la igualdad, donde particularmente interesan los conceptos asociados a la «equidad vertical», entendida como el tratamiento igualitario para los diversos grupos de individuos; y la «equidad horizontal», entendida como «tratamiento para iguales». Resulta claro que ante la existencia de importantes desigualdades en nuestras sociedades, la promoción de políticas que promuevan la equidad vertical puede llevar a resultados igualitarios pero que no necesariamente se considerarían justos, lo cual también conduce a la afirmación de que la equidad no es equivalente a la igualdad, si bien los términos pueden coincidir en ciertas direcciones.

Para efectos de la formulación de políticas públicas, la definición más frecuente de equidad se basa en la igualdad de oportunidades, la cual radica en la necesidad de proveer una oferta extendida de bienes y servicios públicos y sociales a toda la población, garantizando cuando menos la igualdad de cobertura. Aunque la anterior afirmación podría encasillarse dentro de la definición de equidad vertical, en un marco más amplio Amartya Sen (en medio de su análisis de las limitaciones de la teoría del bienestar en la evaluación de la equidad) centra su definición en la concepción de libertad basada en dos facetas: oportunidad y proceso (Sen, 1993).

La explicación de Sen inicia en el olvido de la «oportunidad» por parte de

los defensores del mercado (libertarios), quienes se concentran en el proceso entendido como la libertad que tienen las personas para tomar sus propias decisiones. En general, Sen afirma que los equilibrios competitivos son óptimos en el sentido de «Pareto» pero son débilmente eficientes en términos de la libertad como oportunidad, lo cual, en resumen, implica que las asignaciones de mercado son pobres en términos de bienestar individual, dado que son reflejo de la distribución inicial de oportunidades<sup>2</sup> (González y Suárez, 2002).

Justamente, es la equidad vista desde la faceta de oportunidad (Sen, 1993) o igualdad de oportunidades (Mokate, 1999) la concepción incorporada en la definición de equidad urbana más aceptada actualmente. Siguiendo a la ONU-Hábitat (2014), la equidad urbana radica en la asequibilidad de bienes y servicios públicos para toda la población de manera que el espacio urbano no contribuya a reproducir relaciones de inequidad en las sociedades. Ahora bien, ¿cómo se puede medir las condiciones de equidad de un espacio urbano determinado?

Al respecto, ONU-Hábitat ha definido una serie de provisiones que deben ser aseguradas para la totalidad de la población y que se enmarcan en tres grandes subtemas:

- Inclusión política y social: donde se requiere la existencia de instituciones fuertes y el derecho a espacios públicos.
- Equidad espacial y social: donde se incluyen los requerimientos de una planificación urbana, densificación, diversidad social, terrenos

asequibles, vivienda digna y crecimiento inclusivo.

- Equidad económica, social y ambiental: concepto amplio asociado a la capacidad urbana para la provisión de servicios públicos básicos e infraestructura, empleo, movilidad, medio ambiente protegido, adaptación al cambio climático, instalaciones culturales, capacidad para la recolección y gestión de impuestos, cargas y beneficios, inclusión política y participación ciudadana, reconocimiento de vulnerabilidades y riesgos, ciudades más seguras.

Ahora bien, la evaluación de estos subtemas se puede realizar por medio del «City Prosperity Index» (CPI) (UN-Hábitat, 2014), un indicador multivariado que incorpora cinco dimensiones de la prosperidad: (i) productividad; (ii) infraestructuras urbanas; (iii) calidad de vida; (iv) equidad; y (v) sostenibilidad ambiental. Todas estas dimensiones son medibles a través de 56 indicadores clasificados, a su vez, en una serie de subdimensiones que incluyen aspectos demográficos, salud, infraestructura, recursos naturales, indicadores económicos, vivienda, acceso a servicios, escolaridad, transporte-movilidad, forma urbana, medio ambiente y seguridad.

El CPI permite la evaluación de indicadores básicos, establece criterios comparativos entre ciudades y permite a los «policy makers» identificar potenciales campos de intervención; no obstante, el «City Prosperity Index» está encaminado a medir la prosperidad cuyas consecuencias no necesariamente son equitativas. Para ejemplificar lo anterior con una sencilla dimensión,

<sup>2</sup> Resulta interesante la crítica realizada por Amartya Sen a las teorías que respaldan «trade-off» entre eficiencia y equidad desde el punto de vista de los incentivos necesarios para estimular el emprendimiento, la inversión y el riesgo empresarial, lo cual pueden generar desigualdad de poderes y competencias. Para Sen, una política que privilegie la equidad puede servir a la asignación de recursos mejor que una política basada en incentivos que promuevan la desigualdad (González y Suárez, 2002). Por la misma vía, autores como Stiglitz (2012) han señalado que no existe la disyuntiva entre equidad y eficiencia, o entre equidad y crecimiento en el corto plazo; por el contrario, la equidad es una condición necesaria para un desarrollo integral de los países.

una ciudad puede tener una infraestructura urbana muy bien puntuada gracias a su gran disponibilidad de bibliotecas, universidades, hospitales, clínicas, áreas verdes por cada mil habitantes; y sin embargo concentrar dichos espacios en zonas muy específicas generando niveles de inequidad en acceso a equipamientos para el resto de sus habitantes. Adicionalmente, al menos en su definición básica, el CPI difícilmente permitiría identificar aspectos asociados a la inequidad entre sectores de una misma ciudad (barrios, localidades, comunas, etc.).

## Una nueva propuesta: descripción de variables

La literatura ha explorado ampliamente las limitaciones del coeficiente de Gini en la medición de la desigualdad. La principal debilidad asociada al índice radica en su incapacidad de distinguir entre tipos de desigualdad existente (Atkinson, 1975), donde pueden existir intersecciones entre las curvas de Lorenz, que reflejan diferentes patrones de distribución del ingreso pero que pueden arrojar valores similares para el coeficiente. Adicionalmente, otra desventaja que se le asocia al índice es su alza en los rangos medios del espectro de ingresos, y su baja sensibilidad a pequeñas variaciones que pueden representar una gran desviación del ingreso hacia categorías de ingresos bajos; en general, las transferencias unitarias de ingresos reciben más peso en la medida que haya más concentración de individuos en la zona donde se efectúan (Medina, 2001).

El índice no incorpora dentro de sus finalidades medir indicadores más allá

de la desigualdad de la distribución del ingreso y por lo tanto no se constituye en una medida del bienestar de la población. Asimismo, dada la limitación percibida del Gini, al ser un coeficiente univariado, diversos autores han desarrollado metodologías que amplían el análisis de la distribución de la renta a través de curvas de Lorenz multivariantes<sup>3</sup>.

Teniendo en cuenta las limitaciones en la medición de la equidad urbana a través del CPI, explicadas en el capítulo anterior y del índice de Gini, nuestra propuesta metodológica incorpora nueve dimensiones seleccionadas basado en los lineamientos del Banco Mundial y ONU-Hábitat, la disponibilidad de información, y los resultados de las reuniones técnicas realizadas con especialistas del Ministerio de Vivienda, Ciudad y Territorio de Colombia (MVCT) y el Centro de Estudios de la Construcción y el Desarrollo Urbano y Regional (CENAC). Lo anterior obedecía a la necesidad de construir un índice lo más objetivo y acertado posible.

Las variables se definen de la siguiente manera:

**1. Ingreso per cápita<sup>4</sup>:** esta variable representa el ingreso medio per cápita de los hogares en cada localidad.

$$I.\text{percápita} = \frac{1}{n_j} \sum_{i=1}^{n_j} I.\text{percápita}_i$$

Donde  $j$  el índice de localidad y va de 1 hasta 19;  $n_j$  representa el número de hogares en la localidad  $j$ ,  $I.\text{percápita}$  representa el ingreso per cápita del hogar  $i$ .

**2. Desempleo:** mide la proporción de hogares en cada localidad

cuyo jefe de hogar se encuentra desempleado en cada localidad.

**3. Formalidad laboral:** esta variable se construye como una *proxy* que tiene en cuenta la proporción de hogares, por localidad, cuyo jefe presenta condiciones que permiten inferir el origen formal de sus ingresos, además de servir como aproximación a la estabilidad laboral.

$$\text{Trabajo}_j = \frac{n_{j,f}}{n_j}$$

Donde  $n_{j,f}$  representa el número de hogares en la localidad  $j$ , cuyo jefe tiene un trabajo con un contrato escrito y además cotiza salud y pensión.

**4. Analfabetismo:** la variable mide el porcentaje de hogares en cada localidad que presentan una persona mayor de quince años que no sabe leer ni escribir.

**5. Seguridad en la tenencia:** esta variable mide el porcentaje de hogares por localidad que habitan en una vivienda con título de propiedad o que cuentan con un contrato de arrendamiento que podría considerarse estable en términos de tenencia, en tanto su pago es positivo; en general, el complemento del índice, que aludiría a tenencia insegura se asocia con la propiedad sin escritura, el usufructo, y «otras formas de tenencia».

**6. Precariedad en la vivienda:** recoge el porcentaje de hogares en cada localidad que habitan en viviendas con estructura inadecuada. Un hogar habita en una vivienda estructuralmente inadecuada si dicha vivienda presenta cualquiera de las

<sup>3</sup> Trabajos relevantes han sido desarrollados por Koshevoy & Mosler (1997) y Jodá (2013).

<sup>4</sup> Para estimar los valores faltantes y realizar el tratamiento de valores atípicos se utilizó el método de imputación «hot deck» en su forma más simple, siguiendo a Restrepo y Marín (2012).

siguientes características: es una carpa, tienda, vagón o refugio natural. Las paredes de la vivienda son de madera burda, guadua<sup>5</sup>, caña, esterilla, zinc, tela, lona, cartón o los pisos de la vivienda son de tierra.

**7. Servicios públicos básicos:** la variable mide el porcentaje de hogares en cada localidad que carecen de al menos de uno de cuatro servicios públicos básicos (acueducto, alcantarillado, electricidad y recolección de basuras).

**8. Seguridad:** está dividida en dos variables que registran el porcentaje de hogares que han sido víctimas de atracos u homicidios en cada localidad.

**9. Equipamientos:** esta variable fue calculada mediante análisis factorial y para su interpretación se utilizan los dos primeros factores. A grandes rasgos, la variable mide el nivel de accesibilidad de los hogares a diferentes equipamientos de la ciudad (transporte, parques, supermercados, droguerías, bancos y CAI). Para el cálculo se tomaron las preguntas de la EMB que hacían referencia al tiempo a pie que le toma al miembro del hogar encuestado llegar a cada uno de estos equipamientos. Las respuestas son de tipo categórico y presentan las siguientes opciones:

- Menos de 10 minutos
- Entre 10 y menos de 20 minutos
- 20 minutos o más
- No sabe<sup>6</sup>

A partir de estas respuestas se realizó un análisis de correspondencias múltiples para crear un índice de accesibilidad a equipamientos por hogar y con este determinar un índice medio por localidad. Los resultados muestran que el primer factor se asocia al nivel de accesibilidad de los hogares a los equipamientos de la ciudad, cuya valoración entre más positiva muestra mayores niveles de inequidad generada por este componente. Los resultados se presentan en la sección 5.2.1.

## Construcción del índice multidimensional de bienestar y acceso equitativo a calidades urbanas

### Metodología

El IBEU fue calculado a partir de la técnica de componentes principales (ACP) cuyos orígenes se remontan a los planteamientos de Pearson, a finales del siglo XIX, y a los desarrollos posteriores de Hotelling en los años treinta.

La aplicación del ACP sobre un conjunto finito de variables aleatorias relacionadas de forma lineal tiene como objetivo la reducción de la dimensionalidad del problema original a través de la obtención de un conjunto nuevo de variables no correlacionadas denominadas componentes principales, los cuales son el resultado de la combinación lineal de las variables originales buscando que cada uno de estos componentes contenga la mayor cantidad

de información. Esto con el fin de eliminar la redundancia de información en los datos. La técnica presenta dos grandes ventajas:

- Permite representar óptimamente observaciones de un espacio  $p$ -dimensional en un espacio  $r$ -dimensional con  $r < p$ .
- Permite transformar las variables originales en variables no correlacionadas facilitando la interpretación de los datos.

Suponga que se tienen  $n$  valores de  $p$ -variables de una población, dispuestos en una matriz  $X$  con dimensiones  $n \times p$ , donde las columnas contienen las variables y las filas los elementos. El problema que se desea resolver es encontrar un espacio  $r$  (donde  $r < p$ ) que represente adecuadamente los datos, es decir, encontrar un número relativamente pequeño de variables que contengan la mayor cantidad de información y sean combinación lineal de las variables originales. De esta manera, el primer componente se puede expresar como:

$$Z_1 = X \lambda_1 \quad (1)$$

Suponiendo que las variables originales tienen media cero, la varianza del primer componente viene dada por:

$$Var = \lambda_1' S \lambda_1 \quad (2)$$

Donde  $S$  es la expresión (1), la cual representa la información contenida por esta variable. Se debe entonces imponer la restricción de norma 1 sobre el vector de ponderaciones  $\lambda_1$ . Es

<sup>5</sup> La inclusión de la guadua como material inadecuado es discutible, teniendo en cuenta que la misma se usa actualmente como un material ecológico en cierto tipo de construcciones. No obstante, para los fines del trabajo, este material entra en la categoría de inadecuado, ya que por el diseño de la pregunta de la EMB no es posible distinguirlo de la caña, esterilla, u otro material vegetal que derivan en precariedad.

<sup>6</sup> Respecto a esta respuesta, se realizó un supuesto fuerte donde se interpreta el no saber cómo un equivalente a no tener el respectivo equipamiento en un rango de 20 minutos o más. Lo anterior obedece a que si la persona encuestada no sabe cuánto tiempo le toma en llegar a un sistema de transporte masivo como Transmilenio, lo más probable es que no lo use o no lo tenga disponible en cercanías a su residencia o lugares de trabajo.



de norma 1, ya que la varianza puede crecer infinitamente a medida que la norma de  $\lambda$ , crece. De esta manera, el problema se reduce a maximizar:

$$M = \lambda_1' S \lambda_1 - \varepsilon (\lambda_1' \lambda_1 - 1) \quad (3)$$

La solución se puede escribir como:  $S \lambda_1 = \varepsilon \lambda_1$ , lo cual implica que  $\lambda_1$  es un vector propio de la matriz  $S$  y  $\varepsilon$  es su valor propio correspondiente. Multiplicando esta expresión por  $\lambda_1'$ , se tiene que  $\varepsilon$  representa la varianza del primer componente siendo el mayor valor propio de la matriz  $S$ .

## Aplicando el IBEU a la ciudad de Bogotá D.C.

La elección de la ciudad de Bogotá obedece a su importancia relativa en el contexto colombiano. A nivel de población, entre 1985 y 2013, la capital de la República pasó de concentrar el 13 % de los hogares del país a cerca del 18 %; lo anterior se traduce en un crecimiento de 1,5 millones de hogares en un lapso 28 años, llegando a los 2,4 millones en 2013, cifra 2,8 veces superior a la de 1985. En términos económicos, la ciudad representa cerca del 25 % del producto interno nacional y emplea el 19,5 % de los trabajadores del país; el PIB per cápita bogotano es del orden de USD 8.692, siendo 1,7 veces superior al del promedio del resto del país<sup>7</sup>.

En este contexto, además de ser el principal centro urbano y económico del país, existe una clara percepción de que Bogotá es una ciudad altamente desigual, donde el rápido crecimiento

de la capital ha traído consigo procesos de segregación evidentes en la escasa mezcla de clases y una

distribución del espacio público sesgada hacia los barrios de ingresos altos. Para 2013 la ciudad presentó un coeficiente de Gini de 0,502, reflejando altos niveles de desigualdad en ingresos, pero manteniéndose por debajo del índice global para Colombia.

Bogotá cuenta con un amplio conjunto de indicadores y estudios que se han encargado del análisis de la segregación socio espacial en la ciudad. Algunos han atacado directamente la dinámica generada por la estratificación, como es el caso de Uribe-Mallarino (2008), otros han elegido el enfoque de la segregación derivada del proceso de formación de precios del suelo (Fuentes, 2010); pero posiblemente el estudio más completo fue el realizado por la Secretaría Distrital de Planeación de Bogotá y la Universidad Nacional de Colombia, con un Equipo liderado por Jorge Iván González en 2013.

El trabajo titulado «Segregación Socioeconómica en el Espacio Urbano en Bogotá» realiza un análisis muy completo del tema valiéndose de indicadores como el Índice de Condiciones Socioeconómicas (ICS), que incorpora variables como la tenencia de la vivienda, nivel socioeconómico del jefe de hogar, pago total en servicios públicos, hacinamiento, ingreso familiar y gasto del hogar; el Índice de Condiciones del Entorno Urbano (ICU), que incorpora variables como el acceso a vías, equipamientos urbanos, transporte y disponibilidad de servicios públicos domiciliarios; Índices de

Segregación Residencial (ISR), donde además se calcula el Índice de Segregación Residencial Socioeconómica (SRS) y el Índice de Segregación de Acceso Socioeconómico (SAS), el cual también intenta captar aspectos de acceso a equipamientos.

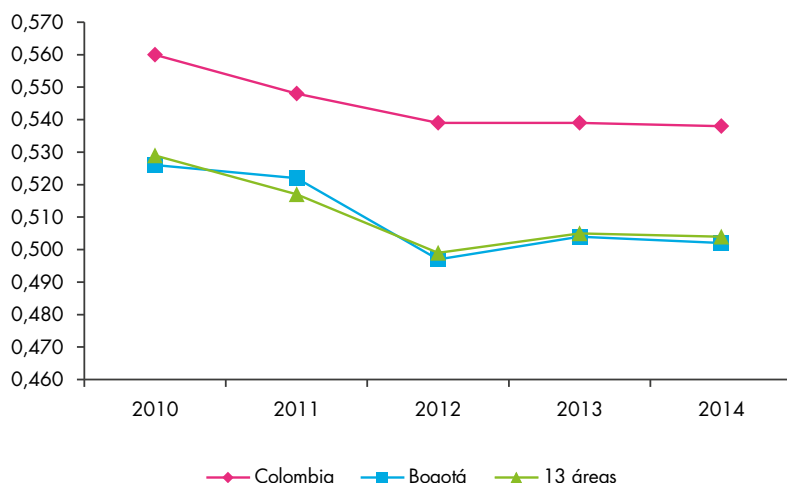
El estudio llama la atención sobre el hecho de que la segregación no ha sido una preocupación explícita de la política pública en Bogotá (como tampoco lo ha sido en Colombia), hecho vigente en el enfoque de desarrollo urbano actual. Adicionalmente, el documento realizado por la SDP afirma que la segregación es bastante alta aunque su incidencia es menor al comparar localidades que estratos socioeconómicos. Siguiendo a Jorge Iván González, la diferencia en las incidencias es resultado de la segregación endógena generada por la estratificación, la cual es utilizada como herramienta de focalización del gasto<sup>8</sup>.

El IBEU propuesto en el presente trabajo retoma componentes de las metodologías expuestas por la SDP, concentrando elementos de los distintos índices y agregando otras variables relevantes para el análisis de equidad utilizando como fuente de información la Encuesta Multipropósito de Bogotá para el año 2011, lo que permite un acercamiento temporal del análisis teniendo en cuenta que el estudio de segregación de la SDP se realizó utilizando como fuentes de información la Encuesta de Calidad de Vida 2003, la Encuesta de Capacidad de Pago 2004 y fuentes complementarias, cuyo rezago deja por fuera importantes intervenciones y transformaciones de la

<sup>7</sup> De acuerdo a las estimaciones de población del DANE, en Bogotá residen 2.385.391 de hogares de los 13.020.867 existentes en el país. Lo anterior implica que 7.674.366 millones de personas vivían en Bogotá en 2013. Adicionalmente, el PIB per cápita de Bogotá es de COP \$21.730.749 frente a COP \$12.840.396 para el agregado nacional sin Bogotá. La conversión con una TRM de COP \$2.500 por dólar.

<sup>8</sup> La estratificación se emplea para cobrar los servicios públicos domiciliarios con tarifas diferenciales por estrato, y para asignar subsidios y contribuciones a los hogares en esta área. Actualmente, el marco normativo que rige los esquemas de estratificación en la ciudad, se centran en la Ley 142 de 1994, Ley 505 de 1999, Decreto 291 de 2013 y Decreto 329 de 2012.

**GRÁFICO 2. ÍNDICE DE GINI PARA COLOMBIA, BOGOTÁ Y 13 PRINCIPALES ÁREAS. 2010-2013**



Fuente: DANE, elaboración de los autores.

ciudad durante la segunda parte de la década pasada.

### Análisis descriptivo de la EMB 2011 y variables que componen IE

Antes de iniciar la construcción del IBEU, a partir de la metodología descrita en la sección 4, se realizó un análisis descriptivo de las variables de la EMB 2011 que componen el índice. Se utilizó la EMB dado su enfoque en temas que giran en torno a problemas específicos que afectan la calidad de vida urbana de Bogotá y sus localidades, además del diseño que permite comparabilidad con otras ciudades a nivel internacional (DANE, 2011).

La encuesta provee información relevante para medir la calidad de vida de los habitantes de la ciudad, incorporando elementos como la cobertura y la frecuencia de uso del equipamiento urbano en las localidades, los

resultados de programas dirigidos a la reducción de la precariedad, informalidad sobre el ingreso y la estructura de gasto de los hogares, educación, salud, empleo (caracterización y satisfacción), percepción de seguridad, movilidad. Finalmente, la amplia cobertura de la encuesta, con cerca de 17.000 hogares en 19 localidades urbanas, y su periodicidad de realización (se plantea que la operación se lleve a cabo cada dos años) permitirá realizar seguimiento a la evolución del IBEU en la capital del país.

Los resultados obtenidos del análisis descriptivo de las variables construidas a partir de la EMB 2011 confirman la existencia de un alto nivel de inequidad asociado al ingreso en la ciudad (ver tabla 1). Una primera mirada permite identificar que el ingreso per cápita promedio de la localidad más rica (Chapinero) es 6,8 veces superior al de la localidad más pobre (Usme)<sup>9</sup>.

La distribución espacial del ingreso coincide con la distribución de buena parte de las variables del IBEU. A nivel socioeconómico, las zonas con mayores tasas de desempleo (TD) e informalidad laboral en jefes de hogar se ubican en la zona sur, suroccidental y centro de la ciudad. En esta materia resaltan negativamente Usme y Santa Fe, con una TD en cabezas de hogar del 5 % y niveles de informalidad laboral superiores al 67 %; y Tunjuelito cuya tasa de informalidad laboral es la más alta de Bogotá. Por su parte, las localidades con menor tasa de desempleo y mayor formalidad laboral son Chapinero y Usaquén ubicadas en el nororiente de Bogotá. A nivel de analfabetismo, se debe resaltar el gran esfuerzo realizado por la política pública a nivel de cobertura en educación primaria durante la última década, no obstante, preocupa que localidades como Usme y Ciudad Bolívar (las más pobres de la ciudad) presenten una proporción de hogares con miembros mayores de 15 años analfabetas cercano al 10 %.

Por el lado de las condiciones de habitabilidad, las localidades con mayor índice de seguridad en la tenencia de vivienda coinciden con las que tienen menores niveles de ingreso y condiciones laborales más precarias, siendo particularmente bajos los niveles de formalidad en Candelaria (33 %), Tunjuelito (35 %), Santa Fe (35 %), Ciudad Bolívar (36 %), Antonio Nariño (36%) y San Cristóbal (37 %). Las localidades con mayores niveles de precariedad se encuentran en la zona sur de la ciudad, donde la mayor parte del déficit cuantitativo se encuentra en Usme y Ciudad Bolívar.

Por el lado de los servicios públicos, si bien la cobertura es casi plena en el área urbana de Bogotá, las localidades

<sup>9</sup> El ingreso promedio de Chapinero es COP \$2.862.408 frente a COP \$418.266 en Usme.

que presentan mayores problemas en las conexiones de acueducto, alcantarillado, recolección de basuras y electricidad son Usme, San Cristóbal, Mártires y Rafael Uribe. Sorpresivamente Teusaquillo, un barrio de clase media, ubicado en el centro de la ciudad presenta dificultades en materia de acceso, asociadas principalmente a la recolección de basuras.

Las localidad con mayores problemas de accesibilidad a equipamientos públicos, transporte y centros de comercio nuevamente son las localidades de San Cristóbal, Usme y Ciudad Bolívar, mientras que las que presentan las peores condiciones de seguridad son Bosa, Engativá y Usaquén, para el caso de la variable homicidios. Por el lado de los atracos, se puede decir que la distribución es relativamente pareja en la ciudad con niveles máximos

en Kennedy (32 %) y niveles mínimos en Usaquén (18 %).

En la tabla 1 se pueden observar las estadísticas básicas de resumen muestran la existencia preliminar de dos grupos de localidades. Un primer grupo que reporta altos niveles de calidad de vida (Usaquén y Chapinero), y un segundo grupo rezagado con condiciones de calidad precarias (Usme, San Cristóbal y Ciudad Bolívar). En la tabla 3 se presentan los coeficientes de correlación entre cada una de las variables del estudio. Como se esperaba, existe correlación negativa entre el ingreso y problemas tales como el desempleo, la precariedad y la limitación en el acceso a equipamientos. Existe además una fuerte relación entre la formalidad del trabajo del jefe de hogar y la seguridad en la tenencia de la vivienda, lo cual se puede explicar por el vínculo

entre los contratos laborales y el acceso a los mercados hipotecarios, dos de los componentes claves del modelo de cierre financiero requerido para comprar vivienda en ausencia de un ahorro que cubra el 100 % del valor de una solución habitacional. Finalmente, se aprecia una relación lineal entre la presencia de precariedad en la vivienda y la presencia de problemas de analfabetismo en las localidades.

Las correlaciones se pueden apreciar más claramente en el gráfico 3, la cual muestra el diagrama de dispersión, la línea de regresión ajustada y las densidades de cada una de las variables del índice. Este último gráfico revela la presencia de dos picos en la densidad de cada una de las variables, lo cual da evidencia de la existencia de dos grandes grupos de localidades.

**TABLA 1. VARIABLES DEL IBEU POR LOCALIDAD**

	Ingreso per cápita	Formalidad en la tenencia	Desempleo	Formalidad laboral	Precariedad	Servicios	Analfabetismo	Equipamientos	Atracos	Homicidios
Usaquén	2.054.701	0,60	0,03	0,42	0,00	0,01	0,02	-0,04	0,18	0,02
Chapinero	2.862.407	0,52	0,02	0,44	0,00	0,01	0,01	-0,06	0,24	0,01
Santa Fe	1.284.020	0,35	0,05	0,31	0,01	0,01	0,06	0,05	0,27	0,01
San Cristóbal	478.375	0,37	0,04	0,28	0,03	0,02	0,08	0,38	0,22	0,00
Usme	418.226	0,38	0,05	0,33	0,05	0,02	0,09	0,19	0,25	0,01
Tunjuelito	631.508	0,35	0,04	0,30	0,01	0,01	0,05	-0,21	0,22	0,01
Bosa	504.098	0,41	0,05	0,38	0,02	0,00	0,06	-0,01	0,31	0,03
Kennedy	771.167	0,45	0,03	0,37	0,01	0,00	0,04	0,08	0,32	0,01
Fontibón	1.564.654	0,54	0,03	0,43	0,00	0,01	0,03	0,02	0,23	0,01
Engativá	955.341	0,48	0,03	0,36	0,00	0,00	0,03	-0,10	0,28	0,02
Suba	1.154.032	0,53	0,03	0,41	0,00	0,01	0,03	-0,00	0,26	0,01
Barrios Unidos	1.362.607	0,46	0,03	0,32	0,00	0,01	0,04	-0,13	0,23	0,00
Teusaquillo	2.423.890	0,54	0,03	0,39	0,00	0,02	0,02	-0,17	0,26	0,00
Mártires	937.938	0,39	0,03	0,22	0,01	0,02	0,04	-0,12	0,23	0,01
Antonio Nariño	825.064	0,36	0,03	0,25	0,01	0,01	0,02	-0,11	0,22	0,01
Puente Aranda	846.518	0,43	0,03	0,31	0,00	0,01	0,02	-0,05	0,19	0,01

	Ingreso per cápita	Formalidad en la tenencia	Desempleo	Formalidad laboral	Precariedad	Servicios	Analfabetismo	Equipamientos	Atracos	Homicidios
Candelaria	1.392.254	0,33	0,04	0,28	0,02	0,01	0,06	-0,01	0,27	0,01
Rafael Uribe	472.723	0,41	0,04	0,29	0,03	0,02	0,05	0,05	0,22	0,01
Ciudad Bolívar	457.562	0,36	0,04	0,31	0,04	0,01	0,09	0,17	0,23	0,01

Fuente: Cálculos de los autores

**TABLA 2. ANÁLISIS DESCRIPTIVO DE LAS VARIABLES DEL MODELO - MEDIDAS DE TENDENCIA CENTRAL**

	Ingreso per cápita	Formalidad en la tenencia	Desempleo	Formalidad laboral	Precariedad	Servicios	Analfabetismo	Equipamientos Dimensión 1	Atracos	Homicidios
Mínimo	418.267	0,330	0,015	0,219	0,000	0,002	0,011	-0,213	0,181	0,004
1 st Q	567.804	0,363	0,030	0,296	0,004	0,007	0,024	-0,108	0,222	0,006
Mediana	937.938	0,406	0,034	0,317	0,007	0,011	0,040	-0,013	0,232	0,008
Media	1.126.165	0,435	0,035	0,336	0,014	0,011	0,044	-0,004	0,244	0,010
3 rd Q	1.377.431	0,503	0,042	0,387	0,022	0,014	0,058	0,049	0,264	0,013
Máximo	2.862.408	0,601	0,054	0,438	0,053	0,022	0,091	0,384	0,324	0,029

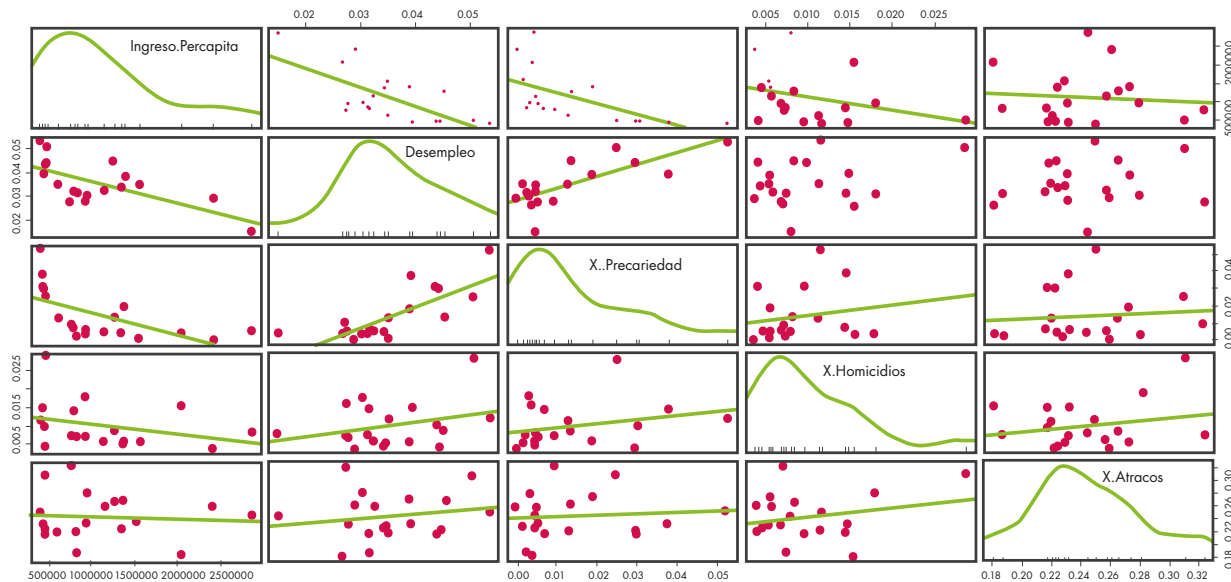
Fuente: Cálculos de los autores.

**TABLA 3. MATRIZ DE CORRELACIONES**

	Ingreso per cápita	Formalidad en la tenencia	Desempleo	Formalidad laboral	Precariedad	Servicios	Logro educativo	Equipamientos Dimensión 1	Atracos	Homicidios
Ingreso per cápita	1									
Formalidad en la tenencia	0,69	1								
Desempleo	-0,67	-0,57	1							
Formalidad laboral	0,59	0,83	-0,31	1						
Precariedad	-0,61	-0,58	0,78	-0,28	1					
Servicios	-0,24	-0,3	0,38	-0,49	0,5	1				
Analfabetismo	-0,69	-0,7	0,79	-0,41	0,9	0,47	1			
Equipamientos Dimensión 1	-0,41	-0,28	0,53	-0,08	0,7	0,37	0,7	1		
Atracos	-0,08	-0,11	0,16	0,21	0,09	-0,5	0,17	0,07	1	
Homicidios	-0,32	-0,1	0,29	0,11	0,25	-0,3	0,15	-0,07	0,23	1

Fuente: Cálculos de los autores.

**GRÁFICO 3. GRÁFICO DE CORRELACIONES VARIABLES IBEU**



Fuente: Elaboración de los autores

### Elaboración de conglomerados de localidades y cálculo del IBEU

Sabiendo que existen al menos dos grandes grupos de localidades en Bogotá, segmentadas de acuerdo a las condiciones de equidad y bienestar, medidas a través de las variables descritas, se procedió a generar el cálculo del número óptimo de conglomerados, que además clasificará las localidades en grupos relativamente homogéneos para la construcción del IBEU.

El cálculo se dividió en dos grandes etapas. En la primera se realizó un agrupamiento no supervisado refinado con k-medias, complementado por la elaboración de un agrupamiento visual a través de un dendograma; finalmente, se utilizó el análisis de componentes principales, descrito en la metodología, para reducir la dimensionalidad del problema y crear el IE por localidad, verificando el agrupamiento realizado con las variables iniciales siguiendo a Everitt (1974).

### Agrupamiento de variables iniciales

El agrupamiento no supervisado refinado con k-medias permitió llevar a cabo una clasificación más estricta que la del resumen expuesto en la tabla 3. Con el fin de generar una clasificación homogénea definitiva, la figura 1 muestra el agrupamiento utilizando el dendograma calculado mediante la distancia Euclidiana y el método de Ward (1963). Gráficamente se encuentra la existencia de 4 grupos de localidades relativamente equitativas entre sí en las dimensiones del Índice. Lo anterior no implica la no existencia de inequidades intra-localidad, no obstante, las características promedio observadas permiten inferir que en promedio las condiciones de la zonas agrupadas son similares dentro de su propio grupo, si bien son bastante diferentes al compararse con los otros. La clasificación derivada del dendograma puede interpretarse como sigue:

- Grupo 1: contiene a las localidades con las mejores condiciones de

vida promedio para los hogares y está compuesto por Chapinero, Usaquén y Teusaquillo.

- Grupo 2: este grupo contiene a las localidades con condiciones de vida que podrían considerarse medias-altas y está compuesto por Fontibón, Suba, Santa Fe, Barrios Unidos y Candelaria. Vale la pena resaltar que Fontibón tiene un peso importante en acceso a equipamientos dadas las facilidades en materia de transporte público que ofrece la localidad.
- Grupo 3: este grupo tiene una calificación media-baja en cuanto a las condiciones de vida promedio de los hogares y está compuesto por las localidades de Engativá, Mártires, Tunjuelito, Kennedy, Antonio Nariño y Puente Aranda.
- Grupo 4: este grupo contiene a las localidades con las peores condiciones de vida promedio para



los hogares y está compuesto por Usme, Bosa, Ciudad Bolívar, San Cristóbal y Rafael Uribe.

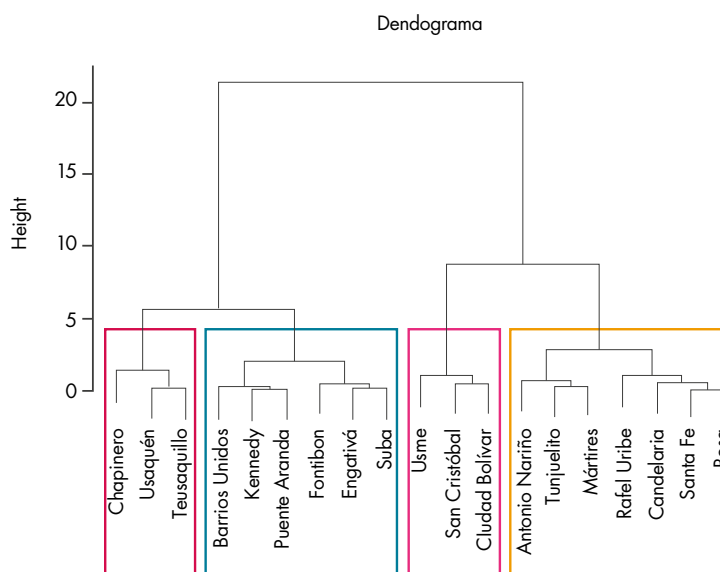
### Estimación del IBEU mediante ACP

Utilizando la metodología de ACP sobre las variables definidas para el IBEU, se pudo construir el índice a partir del primer componente arrojado por la metodología, el cual recoge el 60 % de la variabilidad total de los datos.

Clasificando el componente por variable, se puede dar un concepto respecto a la existencia de equidad o inequidad en cada una de las dimensiones definidas de una forma objetiva permitiendo la focalización y formulación de la política. A manera de ejemplo, se observa que «logro educativo» es la variable con la ponderación positiva más alta, lo cual implica que dada la cobertura casi plena en educación primaria de la capital (o mejor, la virtual erradicación del analfabetismo en mayores de 15 años), el hecho de tener un falencia en esta variable se asocia a la existencia de una «inequidad extrema» que por lo tanto requiere atención inmediata. Por otro lado, la ponderación negativa más alta está dada por el ingreso per cápita, mostrando que existen amplias brechas de ingreso entre las localidades de Bogotá.

Ahora bien, el proceso de reducción de dimensionalidad vía ACP da como resultado el IE no estandarizado por localidad. Entre más negativo es el índice mejor es la condición de vida que ofrece la localidad en cuestión. Aunque puede confundirse el IE con un índice de calidad de vida, dado que su interpretación permite hacer inferencia en este ámbito, lo interesante en términos del presente trabajo radica en medir las brechas existentes entre la mejor condición y la peor condición

**FIGURA 1. DENDOGRAMA LOCALIDADES IBEU**



Fuente: Elaboración de los autores.

**TABLA 4: IE – PRIMER COMPONENTE Y PESO DE LAS VARIABLES**

Variable	Primer componente
Ingreso per cápita	-0,81
Formalidad en la tenencia	-0,80
Desempleo	0,85
Formalidad laboral	-0,61
Precariedad en la vivienda	0,89
Acceso a servicios	0,55
Analfabetismo	0,94
Equipamientos	0,66
Atracos	0,06
Homicidios	0,18

Fuente: Elaboración de los autores

que la ciudad puede ofrecer. En ese sentido, mientras la distancia máxima entre las localidades del grupo 1 es de 1,16 unidades; entre Chapinero y Usme existe una distancia de 8,15 unidades, lo cual muestra que existe un fuerte nivel de segregación entre la

mejor y la peor condición. En general, debe interpretarse que la ciudad será más equitativa en la medida que esta distancia multidimensional se reduzca.

Llevando a cabo la estandarización del índice, de manera que su interpretación se ubique entre 0 y 1, se encuentra que

**TABLA 5. ÍNDICE MULTIDIMENSIONAL DE BIENESTAR Y ACCESO EQUITATIVO A CALIDADES URBANAS**

Localidad	IBEU No estandarizado	IBEU Estandarizado
Usaquén	-2,76	0,14
Chapinero	-3,92	0,00
Santa Fe	1,28	0,64
San Cristóbal	3,61	0,92
Usme	4,23	1,00
Tunjuelito	0,51	0,54
Bosa	1,45	0,66
Kennedy	-0,68	0,40
Fontibón	-2,03	0,23
Engativá	-1,48	0,30
Suba	-1,64	0,28
Barrios Unidos	-0,96	0,36
Teusaquillo	2,91	0,12
Mártires	0,28	0,51
Antonio Nariño	-0,19	0,46
Puente Aranda	-0,80	0,38
Candelaria	0,90	0,59
Rafael Uribe	2,05	0,73
Ciudad Bolívar	3,07	0,86

Fuente: Elaboración de los autores

tan cerca se encuentra la población de «lo mejor» que la ciudad podría ofrecer en términos urbanos (Chapinero). Como se observa en la tabla 5, la localidad que ofrece las mejores condiciones tiene un índice igual a cero (0), mientras que la localidad con las peores condiciones tiene un índice igual a uno (1). El índice promedio ponderado por la población es igual a 0,4, lo cual muestra que aunque Bogotá se encuentra altamente segregada, la población tiende a presentar condiciones que se inclinan hacia lo mejor que la urbe puede proveer en términos de las variables del IE.

## CONCLUSIONES

La equidad urbana se ha convertido en un nuevo determinante de la planificación y el desarrollo urbano en el mundo. Dicho concepto, sin embargo no ha sido incorporado conscientemente dentro de las políticas urbanas en Colombia, lo cual se ha visto reflejado en ciudades que presentan elevados índices de segregación. En promedio, Bogotá se inclina hacia una dinámica intermedia con un IBEU estandarizado de 0,4, el cual no es producto de formulaciones dirigidas a reducir brechas entre clases sociales sino que es un residuo de intervenciones implementadas con otras finalidades.

El presente trabajo responde a la necesidad de establecer una metodología objetiva que permita medir adecuadamente el acceso equitativo a calidades urbanas con una aproximación que trasciende la unidimensionalidad del Gini, donde este tiene la misión de medir el grado de desigualdad de la distribución del ingreso o la desigualdad de la riqueza de una región, no obstante, este no permite realizar inferencia respecto al bienestar de una sociedad y tampoco permite, por sí sólo, determinar la forma de cómo está concentrado el ingreso; ni indica

la diferencia en mejores condiciones de vida en un país u otro.

Al respecto, se logró consolidar un índice que recopila diferentes metodologías utilizadas para la medición de la equidad y la segregación, tomando como base una fuente de información robusta como lo es la Encuesta Multipropósito de Bogotá 2011. Si bien, Bogotá es la única ciudad del país que cuenta con una encuesta de esta envergadura, análisis similares pueden realizarse a partir de otras encuestas de hogares como la Encuesta Nacional

de Calidad de Vida (ENCV), aunque con niveles de profundidad inferiores.

Los resultados ratifican la existencia de importantes brechas entre grupos de localidades en la ciudad y una asociación clave de la segregación espacial, disparidades en condiciones de habitabilidad, seguridad, equipamientos, servicios y educación asociadas a brechas de ingreso. En general, Bogotá ha favorecido ciertos grupos de localidades en la provisión de condiciones de

habitabilidad, equipamientos y otros elementos que deberían distribuirse equitativamente.

Aun así, se resalta que más de la mitad de la población se encuentra en niveles de equidad urbana medios o altos, aproximándose a lo mejor que la ciudad puede ofrecer. Adicionalmente, los avances en materia de cobertura educativa y salud han sido innegables. En este punto se observa que el IBEU sirve de tablero de control de políticas

nacionales y locales que afectan las dinámicas de la ciudad.

Como trabajo futuro, lo ideal es aplicar la metodología a la nueva Encuesta Multipropósito de Bogotá para el año 2014, con el fin de evaluar la evolución y consistencia de los resultados obtenidos, además de establecer comparaciones con otros índices de segregaciones similares, como los incorporados en el estudio de la SDP (2013).

## REFERENCIAS

- Alkire, S., & Foster, J. (2011). Counting and multidimensional poverty measurement. *Journal of Public Economics*, 95(7-8), 476-487.
- Angulo, R., Díaz, Y., y Pardo, R. (2011). Índice de Pobreza Multidimensional para Colombia. Archivos de Economía 009228, Departamento Nacional de Planeación.
- Atkinson, A. (1975). Economics of Inequality. *Oxford University Press*, (1), 308.
- Becerra, M. (2010). *Comparación del análisis factorial múltiple (AFM) y del análisis en componentes principales para datos cualitativos (Prinquinal), en la construcción de índices. Tesis de Maestría*. Universidad Nacional de Colombia.
- Borges, R. (2005). Análisis de supervivencia de pacientes con diálisis peritoneal. *Revista Colombiana de Estadística*, 28(2), 243-259.
- Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL). (2013). *Estudio Económico de América Latina y el Caribe 2013: tres décadas de crecimiento económico desigual e inestable*.
- DANE (2011). Metodología Primera Encuesta Multipropósito de Bogotá 2011. Reporte técnico, Departamento Administrativo Nacional de Estadística.
- Everitt, B., Landau, S., Leese, M., & Stahl, D. (2011). *Cluster Analysis*. (J. W. & S. LTD, Ed.). Kings College of London.
- Fuentes, H. (2010). Desigualdad, segregación socio-espacial y precios del suelo en la ciudad latinoamericana. El caso de Bogotá en los años noventa. *Revista UIS Humanidades*, 38.
- Hayashi, F. (2000). *Econometrics*. (Oxford, Ed.). Princeton University Press.
- Jasso, I. M., & Flores, G. J. A. (2001). Educación y dependencia en la distribución del ingreso salarial y análisis del bienestar en el Área Metropolitana de Monterrey de 1976 a 1998. *Ensayos Revista de Economía*, 0(2), 53-84.
- Koshevoy, G. A. & Mosler, K., 1997. "Multivariate Gini Indices," *Journal of Multivariate Analysis*, Elsevier, vol. 60(2), pages 252-276, February.
- Medina, F. (2001). Consideraciones sobre el índice de Gini para medir la concentración del ingreso. *Serie de Estudios Estadísticos y Prospectivos*, 20.
- Minvivienda. (2014). *Colombia: Cien años de políticas habitacionales*. (CENAC-Fedesarrollo, Ed. Panamericana.
- Mokate, K. (1999). Eficacia, eficiencia, equidad y sostenibilidad: ¿qué queremos decir? Departamento de Integración y Programas Regionales, Instituto Interamericano para el Desarrollo Social, Banco Interamericano de Desarrollo. *Development Southern Africa*, 30(3), 367-385.
- Narsai, P., Taylor, M., Jinabhai, C., & Stevens, F. (2013). Variations in housing satisfaction and health status in four lower socio-economic housing typologies in the eThekweni Municipality in KwaZulu-Natal. *Development Southern Africa*, 30(3), 367-385.
- Restrepo, M. y Marín, J. (2012). Imputación de ingresos en la Gran Encuesta Integrada de Hogares (GEIH) de 2010. *Revista Desarrollo y Sociedad*, (70):219-243.

- Roque, S., & Suarez, M. (n.d.). *La teoría de la justicia de Amartya Sen*. Universidad de las Palmas de Gran Canaria.
- Salazar, R. C. A., Cuervo, Y. D., & Pardo, R. (2011). *Índice de Pobreza Multidimensional para Colombia*.
- SDP, & UNAL. (2013). *Segregación Socioeconómica en el Espacio Urbano de Bogotá, D.C. Secretaría Distrital de Planeación*.
- Sen, A. (1979). *Collective Choice and Social Welfare*. (E. S. Ltd, Ed.). North Holland.
- (1993). *Markets and Freedoms: Achievements and Limitations of the Market Mechanism in Promoting Individual Freedoms*. *Oxford Economic Papers* (Vol. 45).
- Stiglitz, J. (2012). *El Precio de la Desigualdad*. (Taurus Pensamiento, Ed.).
- UN-Habitat. (2014). *Equidad Urbana en el desarrollo-Ciudades por la vida*.
- Uribe-Mallarino, C. (2008). Estratificación social en Bogotá: de la política pública a la dinámica de la segregación social, *65*, 140-171.
- Ward, J. (1963). Hierarchical Grouping to Optimize an Objective Function. *Journal of the American Statistical Association*, *58*, 236-244.

# Desarrollo y Sociedad

---

## Artículos

Incidencias de los sectores financiero, fiscal y externo en la actividad económica colombiana: una aproximación VAR Bayesiana

Oscar Andrés Espinosa Acuña y Paola Andrea Vaca González 11

The Search and Matching Equilibrium in an Economy with an Informal Sector: A Positive Analysis of Labour Market Policies

Luz Adriana Flórez 51

Diferencias en la evolución de la productividad regional en la industria colombiana: un análisis sectorial a partir de fronteras estocásticas de producción *time varying*: 1992-2010

Lina Maritza Gómez Rivera 101

A Statistical Analysis of Heterogeneity on Labour Markets and Unemployment Rates in Colombia

Camilo Alberto Cárdenas Hurtado, María Alejandra Hernández Montes y Jhon Edwar Torres Gorron 153

Testing for Bubbles in the Colombian Housing Market: A New Approach

José E. Gómez-González, Jair N. Ojeda-Joya, Catalina Rey-Guerra y Natalia Sicard 197

A Proposal to Delineate Metropolitan Areas in Colombia

Gilles Duranton 223

Bancarización y empoderamiento femenino

Camila Uribe Mejía 265

Expansión de la educación superior y sus efectos en matriculación y migración: evidencia de Colombia

Mónica Ospina Londoño, Gustavo Canavire-Bacarreza, Santiago Bohórquez y Daniel Cuartas 317

Descomposiciones de los cambios en la pobreza en Colombia 2002-2012

Roberto Mauricio Sánchez Torres 349





# HACIA UN ÍNDICE DE POBREZA

MULTIDIMENSIONAL CON PONDERACIONES  
REGIONALES A PARTIR DEL MODELADO DE  
RELACIONES ESPACIALES

TOWARDS A MULTIDIMENSIONAL POVERTY INDEX WITH REGIONAL WEIGHTS  
USING SPATIAL MODELLING

## Laura Estrada Arbeláez

Economista de la Pontificia Universidad Javeriana con Maestría en Estudios de Población del Instituto de Altos Estudios para América Latina - Sorbona Nueva París III. Profesional en la Dirección de Metodología y Producción estadística del DANE.

Correo electrónico: lau.estrada@yahoo.com

## Carlos Alberto Durán Gil

Ingeniero Catastral de la Universidad Distrital. Profesional de la Dirección de Geoestadística del DANE.

Correo electrónico: cadurang@dane.gov.co

Fecha de recepción: 01/10/2014

Fecha de aceptación: 11/06/2015

### Resumen

El Índice de Pobreza Multidimensional (IPM) para Colombia tiene una estructura anidada y ponderada, en donde cada una de las cinco dimensiones están equiponderadas, al igual que los quince indicadores al interior de cada una de ellas. Se utiliza el modelado de relaciones espaciales con el objetivo de verificar si las relaciones entre la incidencia de la pobreza multidimensional y las privaciones que enfrentan los hogares en los indicadores varían en el espacio. Se encuentra que la alta dependencia económica y la protección social son indicadores claves para identificar las variaciones regionales y estudiar el peso diferencial que estos tienen en la incidencia de la pobreza multidimensional. Se concluye que es necesario tener en cuenta la autocorrelación espacial positiva y la no estacionariedad del fenómeno en la construcción de los índices y la asignación de las ponderaciones.

### Palabras clave

Pobreza, modelado de relaciones espaciales, regresión ponderada geográficamente, ponderaciones.

### Abstrac

The multidimensional poverty index (MPI) for Colombia uses a nested weighting structure where each of the five dimensions has the same weight and each variable has the same weight within each dimension. The modeling spatial relationships is used in order to verify whether the relationship between the incidence of multidimensional poverty and deprivation faced by households in indicators do vary in space. It was found that high economic dependence and social protection are key indicators to identify regional variations and study weight differences that they have on the incidence of multidimensional poverty. We conclude that it is necessary to take into account the positive spatial autocorrelation and non-stationary of the phenomenon for the construction of indices and the allocation of weights.

### Keywords

Poverty, modeling spatial relationship, geographically-weighted regression and weights.

## INTRODUCCIÓN

Los índices de pobreza o bienestar de tipo multidimensional reflejan el reconocimiento que se hace, desde el ámbito académico y de decisión de política pública, de que estos fenómenos no pueden ser capturados a través de una sola variable. Esto implica una escogencia sobre los indicadores que mejor capturan las condiciones de vida de las personas y cuáles privaciones tienen un mayor o menor peso relativo en el bienestar de las personas. Más aun, la asignación de las ponderaciones o los pesos en los índices puede ser entendida como el *trade-off* entre las dimensiones escogidas, y son a su vez un reflejo de los juicios de valor sobre lo que son o deberían ser las condiciones de vida deseables (Decanq y Lugo, 2013).

El Índice de Pobreza Multidimensional (IPM), desarrollado por Alkire y Foster (2007, 2011) y adaptado para Colombia por el Departamento Nacional de Planeación (Angulo *et al.*, 2011), permite identificar a las personas y hogares pobres por medio de las privaciones que estos experimentan en cinco dimensiones: educación, condiciones de la niñez y juventud, salud, trabajo y condiciones de la vivienda y del hogar; de las cuales se desprenden quince indicadores. El índice tiene una estructura anidada y ponderada, en donde cada una de las cinco dimensiones pesa 0,2 y a su vez los quince indicadores están equiponderados al interior de cada una de ellas. Este índice tiene una construcción de tipo normativa, en donde la equiponderación de las dimensiones, y de los indicadores al

interior de estas, responde a la idea de que cada una es igualmente importante (Decanq y Lugo, 2010).

Por otro lado, con el desarrollo de los Sistemas de Información Geográfica (SIG) y la importancia del componente espacial en el análisis de fenómenos de distinta índole, se ha resaltado la necesidad utilizar los métodos de regresión espacial en la asignación de las ponderaciones como lo exponen Pernet *et al.* (2012). En este sentido, la metodología del modelado de relaciones espaciales, por medio del análisis de regresión espacial, permite realizar este tipo de análisis al examinar la heterogeneidad espacial del fenómeno con base en variables explicativas. Teniendo en cuenta que la pobreza se comporta de manera diferencial a través del territorio (Sánchez Peña, [2006]; Estrada y Moreno, [2013]), el objetivo de este trabajo, a través del modelado de relaciones espaciales, es examinar si las privaciones que experimentan los hogares a nivel municipal total, resto y cabecera tienen un peso diferenciado espacialmente sobre el porcentaje de personas pobres según el IPM.

Debido a la no estacionariedad del fenómeno, se modela la variabilidad local a través de la regresión ponderada geográficamente (GWR, por sus siglas en inglés) (Brundson *et al.*, [1998]; Fotheringham *et al.*, [2002]; Charlton y Fotheringham, [2009]), para estimar localmente los parámetros de los porcentajes de privación en

los indicadores que componen el IPM, tomando la información de las entidades geográficas y sus vecinos.

A la luz de las metodologías de asignación de las ponderaciones antes descritas, se puede decir que el modelado de relaciones espaciales hace parte de aquellas metodologías que son de tipo *data-driven*, en donde los datos tienen un carácter espacial. Si bien por cuestiones metodológicas fueron excluidos aquellos indicadores que presentan poca variabilidad local y los resultados no conllevan a la construcción de un nuevo índice con ponderaciones regionales, este trabajo hace un aporte al debate acerca de las implicaciones que tienen la autocorrelación espacial<sup>1</sup> positiva y la no estacionariedad en la construcción de los índices de pobreza multidimensional. De esta manera, la variación espacial de los pesos, así como de los indicadores señalan la necesidad de tener en cuenta el componente espacial en la construcción de índices multidimensionales sobre las condiciones de vida de los colombianos.

El artículo se compone de cuatro partes. En la primera sección se presenta la revisión de literatura sobre la construcción de índices sociodemográficos y la asignación de los pesos de las variables. En la segunda sección se presenta la metodología del análisis exploratorio de datos espaciales y del análisis de modelado espacial. En la tercera sección se presentan los resultados, y en la cuarta, las conclusiones del estudio.

<sup>1</sup> La autocorrelación espacial refleja la relación que tienen la variable y su ubicación, además de señalar el grado de similitud con ubicaciones próximas.

## Revisión de literatura

La construcción de índices de pobreza o bienestar de tipo multidimensional son el reflejo de que en el ámbito académico y de decisión de política pública se reconoce que estos procesos sociales no pueden ser capturados a través de una sola variable. Sin embargo, pasar de un criterio de medición único, como el de la pobreza por ingresos en donde el corte está definido por las líneas de pobreza e indigencia a la construcción de un índice multidimensional, supone una escogencia sobre cuáles serán los indicadores que mejor capturan las condiciones de vida de las personas y cuáles de estas privaciones tiene un mayor o menor peso relativo en el bienestar de las personas.

Decancq y Lugo (2010) discuten las metodologías disponibles para la asignación de las ponderaciones en los índices de bienestar. Para estos autores, los pesos pueden ser entendidos como el *trade-off* entre las dimensiones del bienestar que proponen los autores de índices multidimensionales; escogencia que a su vez es un reflejo de los juicios de valor sobre lo que son o deberían ser las condiciones de vida deseables.

Según estos, existen tres conjuntos de metodologías para la asignación de los pesos de las variables. El primero de estos reúne aquellas metodologías que son guiadas por las tendencias que presentan los datos (*data-driven*); dentro de estos se encuentran los análisis de frecuencias, y los estadísticos como el análisis de componentes principales<sup>2</sup>, análisis factorial, análisis multivariado<sup>3</sup>, algoritmo de

agrupamiento, y el de más favorable (*most-favorable*). El segundo grupo reúne las metodologías normativas de la equiponderación o arbitrario, la opinión de los expertos y basado en los precios. Por último, están las metodologías híbridas en donde se parte de las declaraciones de los individuos sobre las preferencias (*self-stated o stated preference weights*) y el análisis hedónico.

Así las cosas, cada una de estas metodologías presenta sus ventajas y desventajas que deben ser evaluadas según los objetivos del índice multidimensional y las propiedades que consideran los autores que dichos índices deben cumplir. A continuación, se describen brevemente dos ejercicios claves para comprender las implicaciones de las distintas metodologías para la construcción de índices de multidimensionales.

Córdoba (2014) propone un Índice Multidimensional de la Calidad del Trabajo (IMCT) con una metodología uniforme anidada, con dos versiones: una para los asalariados y otra para los independientes. Este índice se compone de 17 indicadores, construidos gracias a una amplia revisión de literatura y disponibilidad de preguntas en el Gran Encuesta Integrada de Hogares, buscan dar cuenta de las principales características de la calidad del trabajo. Un segundo paso de esta investigación consistió en contrastar las metodologías para asignar las ponderaciones a dichos indicadores (Córdoba, 2015), particularmente utilizando las metodologías anidada-uniforme y análisis factorial por componentes. El análisis de sensibilidad demostró que los puntajes del IMCT son poco sensibles cuando se

analiza el segmento de los asalariados, mientras que sucede lo contrario en el caso de los independientes.

Pornet *et al.* (2012) construyen un índice de privaciones, a partir del caso francés, utilizando las declaraciones de una muestra representativa de individuos de la encuesta europea a hogares (EU-SILC) y del censo de población, así como medidas de pobreza objetiva y subjetiva, todas disponibles en la EU-SILC del año 2006. En primer lugar, identificaron las necesidades fundamentales declaradas por los encuestados, y evalúan aquellas personas que presentaban privaciones en bienes o servicios que no poseían por condiciones ajenas a su voluntad. Con las privaciones identificadas (en total 19) corren regresiones logísticas multivariadas usando como variable dependiente la pobreza objetiva y subjetiva. En este proceso encuentran que son cinco privaciones las que están asociadas tanto a la pobreza objetiva como subjetiva.

Con esto y la información proveniente del censo de población, se realiza una regresión logística multivariada, de las cuales se obtienen unos parámetros que serán utilizados para calcular el índice ecológico de privaciones para Francia, de tal forma que los parámetros estimados globalmente serán los pesos de cada una de las once privaciones que componen finalmente el índice. Si bien, no incorporan el componente espacial, los autores consideran que es deseable evaluar las privaciones que experimentan los hogares a un nivel geográfico más desagregado, teniendo en cuenta la autocorrelación espacial entre entidades geográficas cercanas. Para ello, recomiendan el uso de la metodología de regresión

<sup>2</sup> Este es el caso del Índice de Condiciones de Vida (ICV) (Cortés *et al.*, 1999 y González y Sarmiento, 1998).

<sup>3</sup> Este es el caso del Índice de Gasto en Consumo (Index of Consumption Expenditure) Abeyasekera y Ward (2002).



ponderada geográficamente que permite tener en cuenta la dependencia de las variables en el espacio.

Por último, aunque no fue posible encontrar una metodología híbrida que utilizara el método de regresión espacial (GWR) para la obtención de los pesos de las variables, se cuenta con alguna literatura que usa el método de promedio ordenado de los promedios (OWA, por sus siglas en inglés) de Análisis Multicriterio (AMC) basados en los Sistemas de Información Geográfica (SIG). Este es el caso de trabajo de Bell *et al.* (2007), «Using GIS-based

*methods of multicriteria analysis to construct socio-economic deprivation index*», en donde los autores exploran en primer lugar, las metodologías de OWA y de AMC, de tal manera que les permite incorporar dentro del índice de privación las ponderaciones tanto subjetivas (de los expertos), como las objetivas obtenidas con el método de AMC; en segundo lugar, aplican el análisis espacial al estudio de la epidemiología social al usar datos espaciales. Vale la pena aclarar que en este caso el análisis espacial es principalmente para la

visualización de las observaciones, y no se utilizó la estadística con datos espaciales.

## Metodología

### IPM-2005

El índice de pobreza multidimensional a nivel municipal<sup>4</sup> (total, cabecera y resto) fue calculado con el Censo de Población de 2005. A continuación, se describen los 15 indicadores y su respectiva ponderación.

**TABLA 1. DIMENSIONES E INDICADORES DEL IPM**

DIMENSIÓN	INDICADOR	PESO	PRIVACIÓN
Condiciones Educativas -0,2	Logro educativo	0,1	Educación promedio de las personas de 15 años o más es menor a 9 años.
	Analfabetismo	0,1	Persona de 15 años o más no sabe leer o escribir.
Condiciones de la Niñez y Juventud -0,2	Asistencia escolar	0,05	Al menos un niño entre 6 y 16 años que no asiste a una institución educativa.
	Rezago escolar	0,05	Al menos un niño entre 7 y 17 años con número de años aprobados inferior a la norma nacional.
	Acceso a servicios para el cuidado de la primera infancia	0,05	Al menos un niño de 0 a 5 años sin acceso a todos los servicios de cuidado integral (salud, nutrición y cuidado).
	Trabajo infantil	0,05	Al menos un niño entre 12 y 17 años trabajando.
Trabajo -0,2	Tasa de dependencia económica	0,1	Tres personas o más por miembro ocupado en el hogar.
	Empleo formal	0,1	Al menos un ocupado sin afiliación a pensiones o se encuentra en desempleo.
Salud -0,2	Aseguramiento en salud	0,1	Al menos una persona mayor de 5 años que no se encuentre asegurada en salud.
	Servicio de salud dada una necesidad	0,1	Al menos una persona que en los últimos 12 meses tuvo algún problema de salud sin hospitalización y que no acudió a algún servicio.

<sup>4</sup> El IPM a nivel municipal con base al Censo de Población de 2005 fue calculado por Silvia Botello, integrante del Equipo de Pobreza del DANE.



DIMENSIÓN	INDICADOR	PESO	PRIVACIÓN
Servicios Públicos y Condiciones de la Vivienda -0,2	Acceso a fuente de agua mejorada	0,04	Hogar que no cuenta con servicio de acueducto; y en el caso de los hogares rurales si obtienen el agua de pozo sin bomba, agua lluvia, río, manantial, carro tanque, aguatero u otra fuente.
	Eliminación de excretas	0,04	Hogar que no cuenta con servicio público de alcantarillado; y en el caso de los hogares rurales si cuentan con inodoro sin conexión, bajamar o no tienen servicio sanitario.
	Pisos	0,04	Hogar cuya vivienda cuenta con pisos de tierra.
	Paredes exteriores	0,04	Vivienda cuenta con paredes de madera burda, tabla, tablón, guadua, otro vegetal, zinc, tela, cartón, desechos y sin paredes; y en el caso de los hogares rurales si cuentan con paredes de guadua, otro vegetal, zinc, tela, cartón desechos y sin paredes.
	Hacinamiento crítico	0,04	Hogar donde hay 3 o más personas por cuarto; y en el caso de los hogares rurales si hay más de 3 personas por cuarto.

Fuente: DANE. Elaboración propia.

Son considerados como pobres aquellas personas que pertenecen a un hogar que presenta privación en por lo menos el 33 % de los indicadores.

## AEDE y Modelado de Relaciones Espaciales

### Primera fase: AEDE para cada uno de los 15 indicadores del IPM

Se realizó un análisis univariante del porcentaje de hogares privados en cada uno de los quince indicadores del IPM, a través del histograma de frecuencias, coeficiente de asimetría<sup>5</sup> y la elaboración del mapa de cuantiles, agrupando los

datos en categorías con igual número de observaciones (Chasco, 2001). Estos mapas permiten representar la tendencia central y espacial, a nivel total, cabecera y resto. Se estudió la autocorrelación espacial con los estadísticos espaciales de carácter global y local, específicamente con el I de Moran y el Anselin Local de Moran.

El índice de Moran o I de Moran mide la presencia y grado de autocorrelación espacial global entre los valores de la variable a través del espacio. Este índice oscila entre -1 (perfecta dispersión o patrón espacial disperso) y 1 (perfecta concentración o patrón espacial de tipo conglomerado) y se

interpreta dentro del contexto de la hipótesis nula, la cual establece aleatoriedad espacial completa. Si el valor  $P$  es pequeño y el  $Z$  score es tan grande que cae fuera del nivel de significancia deseado, se rechaza la hipótesis nula. Si se comprueba el patrón espacial de conglomerado o autocorrelación espacial positiva (valor alto rodeado de valores altos o viceversa), mediante el estadístico espacial local Anselin local de Moran, se localizan estos conglomerados y los valores atípicos espaciales (un valor alto rodeado de valores bajos o un valor bajo rodeado de valores altos).

<sup>5</sup> El coeficiente de asimetría de Fisher permite identificar si los datos se distribuyen de forma uniforme alrededor del punto central (media). Si es positivo hay sesgo hacia la izquierda, si es negativo hay sesgo hacia la derecha, es decir, los valores están concentrados hacia lo bajo o hacia lo alto de la distribución, según sea el caso.

## Segunda fase: modelado de relaciones espaciales

En primera instancia se emplea el método global de mínimos cuadrados ordinarios (OLS, por sus siglas en inglés), el cual asume que las relaciones son consistentes geográficamente, es decir, las razones que explican el fenómeno en una ubicación son exactamente las mismas que en otra (Chainey, 2012). La regresión global OLS puede tener varios inconvenientes para explicar en un solo modelo el comportamiento de un fenómeno, al no tener en cuenta: a) la existencia de autocorrelación espacial, es decir, que los valores de entidades geográficas cercanas presentan valores similares y; b) los procesos espaciales tienden a ser no estacionarios, es decir, que presentan variación regional o local.

Dado lo anterior, se utiliza la regresión ponderada geográficamente (GWR, por sus siglas en inglés), ya

que no genera una única ecuación global (como en el caso del OLS), sino que generan ecuaciones de regresión para cada área de estudio, que explican la relación entre las variables dependiente y explicativas (Chainey, 2012). La Ecuación 1 para GWR señala que los valores de los coeficientes corresponden a una sola localización ( $u_i, v_i$ ). A partir de los coeficientes de las variables explicativas y del  $R^2$ , se elaboran mapas con el fin de reconocer cuál es la relación entre la variable dependiente y las explicativas en toda el área y determinar en qué partes del área de estudio el modelo trabaja mejor, desde una perspectiva local. En este caso la variable dependiente corresponde a la incidencia de la pobreza multidimensional y las explicativas son las privaciones que experimentan los hogares a nivel municipal total, resto y cabecera; los coeficientes estimados serán interpretados como los pesos o ponderaciones que tienen las privaciones sobre la incidencia.

como subestimaciones o sobrestimaciones particularmente en las zonas de conglomerados, que causan la no normalidad de los residuales.

El GWR es un caso particular de la regresión ponderada localmente (*Locally Weighted Regression LWR*), la cual hace uso del espacio geográfico como criterio de selección, y produce estimados locales que pueden ser mapeados para analizar su comportamiento. Este tipo de análisis permite explorar la heterogeneidad espacial y aproximarse a las relaciones espaciales; es por ello, que el GWR es un caso particular del LWR de índole geográfica (Arbia, 2014).

## Resultados

### Primera Fase: Histogramas de frecuencia y AEDE para cada uno de los 15 indicadores del IPM<sup>6</sup>

Basados en las estadísticas descriptivas (promedio, mínimo, máximo y desviación estándar), así como en el análisis de los histogramas y el AEDE<sup>7</sup>, se puede decir que las privaciones que experimentan los hogares en los 15 indicadores que compone el IPM presentan tres comportamientos diferenciados.

### Primer grupo de indicadores

Dentro de los 15 indicadores que componen el IPM existen dos que muestran que un gran porcentaje de hogares colombianos se encuentran en privación, estos son «bajo logro educativo y empleo informal». En la tabla 2 se observa que el porcentaje promedio

### ECUACIÓN 1. REGRESIÓN PONDERADA GEOGRÁFICAMENTE

$$y_i = \alpha_0 (u_i, v_i) + \sum_k a_k (u_i, v_i) x_{ik} + \varepsilon_i$$

Fuente: Fotheringham *et al.*, 2002.

En otras palabras, una vez definida la regresión ponderada geográficamente los residuos no muestran autocorrelación, como sí se presenta con el OLS, ya que esta no pretende explicar el comportamiento de un fenómeno, en este caso la pobreza, por medio de una única ecuación asumiendo que el

comportamiento de los datos y el espacio es homogéneo. El GWR genera modelos locales logrando un enfoque más detallado sobre el comportamiento de las variables explicativas en la incidencia de la pobreza, por lo cual los coeficientes variarán en el espacio, y se evitan los sesgos en el modelo,

<sup>6</sup> Si bien uno de los elementos importantes de este paso es el análisis del comportamiento de los porcentajes de privación que exhiben los hogares a nivel municipal para cada uno de los 15 indicadores, en este apartado privilegamos el análisis general del comportamiento, de tal manera que permita comprender a profundidad las razones por las cuales no todos los indicadores permiten explicar el comportamiento de la pobreza multidimensional a nivel local.

<sup>7</sup> Dada la cantidad de mapas resultantes del AEDE todos pueden ser consultados en anexos (estos se pueden consultar en el documento de trabajo realizado previo a este artículo en el siguiente link: [https://www.dane.gov.co/candane/images/DT\\_DANE/Indice\\_de\\_pobreza.pdf](https://www.dane.gov.co/candane/images/DT_DANE/Indice_de_pobreza.pdf)). En el cuerpo del texto se incluyen entre 1 y 2 ejemplos por grupo de indicadores para hacer más claro al lector los análisis realizados.

**TABLA 2. ESTADÍSTICAS DESCRIPTIVAS PRIMER GRUPO**

Indicador	Nivel	Promedio	Mínimo	Máximo	Desviación estándar
Bajo logro educativo	Total	83,06	33,59	100,00	10,29
	Resto	92,99	46,48	100,00	5,92
	Cabecera	69,86	30,90	100,00	10,33
Empleo informal	Total	94,90	62,33	100,00	5,71
	Resto	97,28	66,12	100,00	4,68
	Cabecera	91,34	61,13	100,00	6,70

Fuente: DANE. Elaboración propia.

de privación es bastante alto en resto, siendo superior al 90 %, en ambos casos; y para la cabecera y total están entre el 70 % y el 80 %, en bajo logro educativo.

Los histogramas para cada uno de los tres niveles de estudio muestran que los porcentajes de privación para este primer grupo están concentrados en valores cercanos al 100 %. Así en

bajo logro educativo una gran proporción de hogares a nivel municipal presentan privaciones entre el 80 % y el 100 %, y para las cabeceras entre el 60 % y el 80 %. De manera similar sucede con las privaciones de los hogares para el indicador de empleo informal para total, resto y cabecera (tabla 3)

**TABLA 3. COEFICIENTES DE ASIMETRÍA PRIMER GRUPO**

Indicador	Total	Cabecera	Resto
Bajo logro educativo	-1,581	-0,226	-2,888
Empleo informal	-2,511	-1,419	-3,353

Fuente: DANE. Elaboración propia.

Los mapas de cuantiles muestran que para cada uno de los tres niveles, las mayores privaciones prevalecen al occidente y al sur del país (mapa 1). El I de Moran comprueba la existencia de la autocorrelación espacial positiva en los indicadores, sin embargo, los mapas del Anselin local de Moran muestran que no se presentan grandes zonas de conglomerados particularmente en resto y total, como se puede observar para el empleo informal en el mapa 2; en el caso de las cabeceras municipales se encuentra mayor variación, que se refleja en la existencia de

conglomerados de altos porcentajes de privación al norte y al sur, y de bajos en las región andina. Esta situación es congruente con lo revelado por las estadísticas descriptivas y los histogramas, pues al haber poca variabilidad en los porcentajes de privación a nivel municipal total y resto no es posible encontrar correlaciones espaciales significativas, contrario al caso de las cabeceras.

En las cabeceras, el indicador bajo logro educativo presenta una mayor variabilidad y una distribución normal del indicador, tomando valores

entre 30,9 % y 100 %. Se encuentran aglomeraciones de bajos niveles de privación en el corredor de bienestar (Estrada y Moreno, 2013) entre Cundinamarca, Boyacá y Santander, mientras que las aglomeraciones de altos niveles se presentan en Sucre, Bolívar, Atlántico, Magdalena, al Norte de Colombia y en Nariño, Cauca, Huila, Putumayo, Caquetá, al suroccidente, al igual que en empleo informal.

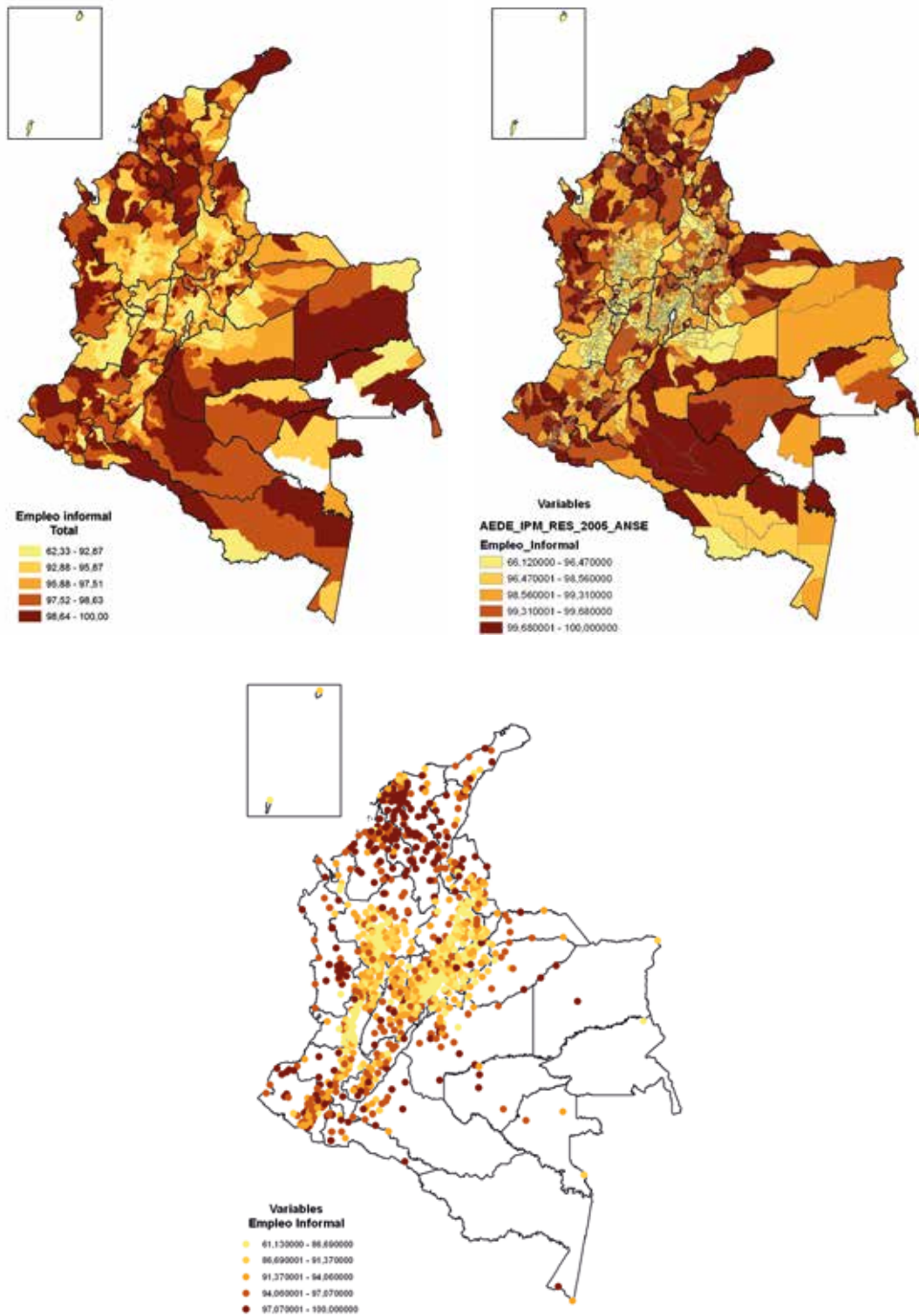
### Segundo grupo de indicadores

Analfabetismo, rezago escolar, barreras de acceso a cuidados de la primera infancia, alta dependencia económica, sin aseguramiento en salud, barreras de acceso dada una necesidad, sin acceso a fuente de agua mejorada, inadecuada eliminación de excretas, pisos inadecuados y hacinamiento crítico, son indicadores cuyos valores promedios están entre el 20 % y 50 % (tabla 4).

Cuando se analizan los histogramas de este grupo (tabla 5) se puede ver que para la mayoría de los indicadores y niveles de estudio, los porcentajes de privación varían entre el 0 % y 100 %, y no presentan un patrón de concentración hacia los valores extremos como en el caso anterior. En las cabeceras, los indicadores de condiciones de la vivienda (sin acceso a agua mejorada, inadecuada eliminación de excretas, pisos inadecuados y hacinamiento crítico) tiene bajos porcentajes de privación, y como se verá más adelante, presentan un comportamiento similar a los indicadores que pertenecen al tercer grupo.

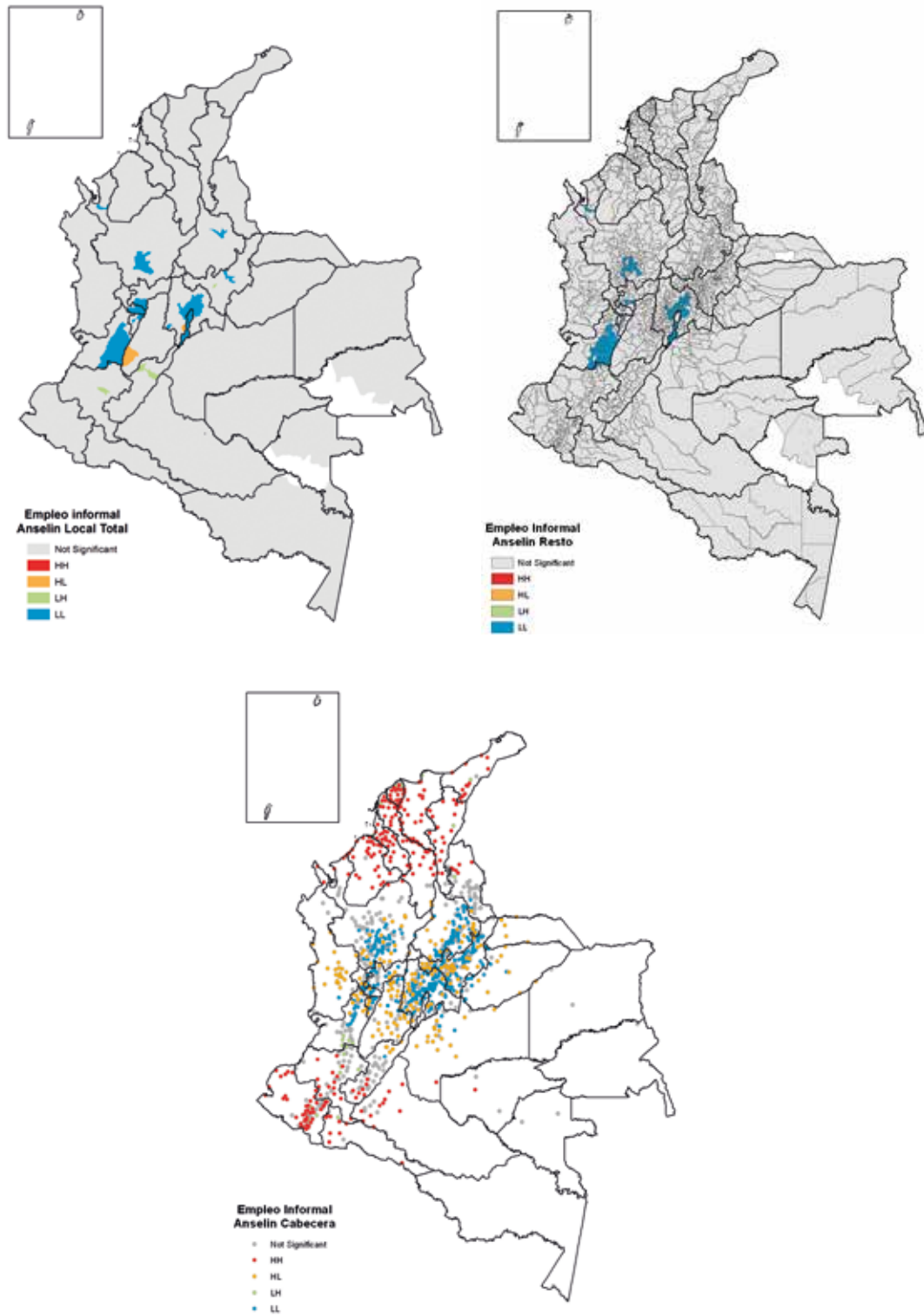
Todos los indicadores de este grupo presentan autocorrelación espacial positiva, y los aglomerados de altos y bajos porcentajes de privaciones varían en el espacio y también en intensidad según el indicador observado. En general, los aglomerados de altos porcentajes de privación se presentan al norte,

MAPA 1. MAPAS DE CUANTILES EMPLEO INFORMAL: TOTAL, RESTO Y CABECERA



Fuente: DANE. Elaboración propia.

**MAPA 2. MAPAS DE CONGLOMERADOS (ANSELIN LOCAL DE MORAN) EMPLEO INFORMAL: TOTAL, RESTO Y CABECERA**



Fuente: DANE. Elaboración propia.



TABLA 4. ESTADÍSTICAS DESCRIPTIVAS SEGUNDO GRUPO

Indicador	Nivel	Promedio	Mínimo	Máximo	Desviación estándar
Analfabetismo	Total	29,39	0,00	94,39	12,51
	Resto	35,45	0,00	96,12	14,18
	Cabecera	21,15	0,70	73,30	10,99
Rezago escolar	Total	33,38	0,00	100,00	8,58
	Resto	37,53	0,00	100,00	9,34
	Cabecera	27,30	5,52	66,67	8,87
Barreras de acceso a cuidados de la primera infancia	Total	20,43	0,00	100,00	9,72
	Resto	24,66	0,00	100,00	11,05
	Cabecera	14,86	0,00	75,00	7,88
Alta dependencia económica	Total	53,94	0,00	100,00	12,98
	Resto	55,02	0,00	100,00	14,03
	Cabecera	51,52	0,00	100,00	14,25
Sin aseguramiento en salud	Total	30,03	0,00	100,00	19,26
	Resto	32,96	0,00	100,00	21,40
	Cabecera	25,27	0,83	99,12	18,00
Sin acceso a fuente de agua mejorada	Total	37,62	1,18	100,00	23,27
	Resto	59,69	2,29	100,00	24,79
	Cabecera	8,66	0,00	100,00	18,27
Inadecuada eliminación de excretas	Total	34,33	0,00	99,65	24,25
	Resto	42,23	0,00	100,00	23,46
	Cabecera	20,39	0,00	100,00	29,81
Pisos inadecuados	Total	21,03	0,00	99,07	19,08
	Resto	29,21	0,00	100,00	23,70
	Cabecera	8,69	0,00	75,00	11,45
Hacinamiento crítico	Total	24,26	0,00	100,00	11,43
	Resto	22,26	0,00	100,00	12,54
	Cabecera	27,36	0,00	75,24	12,57

Fuente: DANE. Elaboración propia.

al occidente y al sur del país, siguiendo un patrón similar al observado para la incidencia de la pobreza multidimensional (Estrada y Moreno, 2013).

En las zonas urbanas se encuentra que los aglomerados de bajos porcentajes de privación que experimentan los hogares están asociados en algunos casos a las principales capitales en las Cordilleras Occidental y Central (Cali, Manizales, Pereira, Armenia, Medellín), en otros a aquellas de la Cordillera

Oriental (Bogotá, Tunja, Bucaramanga), como fue el caso de bajo logro educativo, y en otros se presentan ambos casos, o bien los aglomerados se extienden desde el suroccidente del país hasta unirse a los corredores de bienestar.

Para total y resto, se presentan las aglomeraciones de bajos porcentajes de privación relacionados con los polos de bienestar alrededor de las principales capitales y sus municipios aledaños, especialmente en los casos

de analfabetismo (mapa 4), alta dependencia económica (mapa 3), sin acceso a fuente de agua mejorada, inadecuada eliminación de excretas y hacinamiento crítico. En el caso de barreras de cuidado a la primera infancia y rezago escolar, los aglomerados al interior de la Región Andina no necesariamente corresponden a las capitales o municipios aledaños a estas; sin embargo, se conservan al interior de los departamentos de Cundinamarca, Boyacá y Valle del Cauca.

**TABLA 5. COEFICIENTES DE ASIMETRÍA SEGUNDO GRUPO**

Indicador	Total	Cabecera	Resto
Analfabetismo	0,729	1,123	0,671
Rezago escolar	0,951	0,536	0,616
Barreras de acceso a cuidados de la primera infancia	1,754	1,687	1,244
Alta dependencia económica	0,591	0,678	0,605
Sin aseguramiento en salud	0,906	1,140	0,754
Sin acceso a fuente de agua mejorada	1,921	2,374	1,549
Inadecuada eliminación de excretas	0,733	3,689	-0,115
Pisos inadecuados	0,740	1,770	0,238
Hacinamiento crítico	1,016	0,779	1,459

Fuente: DANE. Elaboración propia.

### Tercer grupo de indicadores

Por último, tenemos un grupo de indicadores en el que los hogares a nivel municipal presentan bajos porcentajes promedio de privación, menores al 17 % que son inasistencia escolar, trabajo infantil y paredes exteriores inadecuadas (tabla 6).

Para este grupo de indicadores se puede apreciar que tienden a estar concentrados hacia al valor extremo de 0 %, aun cuando unos pocos municipios sí presentaron el máximo de privación posible 100 % (tabla 7).

Similar a bajo logro educativo y empleo informal, los mapas de cuantiles muestran que las mayores privaciones se presentan al occidente y al sur del país, y según el I de Moran los indicadores presentan autocorrelación espacial positiva. En los mapas del Anselin local de Moran se puede ver que los indicadores inasistencia escolar y paredes exteriores inadecuadas presentan corredores de bajos niveles de privación que van desde Cundinamarca, pasan por Boyacá, Santander, hasta el sur de Norte de Santander. Por el contrario,

los aglomerados de altos niveles de privación en el caso de paredes exteriores inadecuadas se presentan en la Costa Pacífica y en los departamentos del Caribe colombiano; mientras que los aglomerados de altas privaciones de inasistencia escolar se presentan mayoritariamente en la Costa Pacífica y al sur del país.

En el caso de trabajo infantil se puede observar que tiene un comportamiento diferente al que presentan los demás indicadores. Así, se identifica un corredor de altos niveles de privación que abarca los departamentos de Cundinamarca, Boyacá, Santander, el sur de Norte de Santander, Casanare y Arauca. Mientras que se presenta un aglomerado de bajos niveles de privación en los departamentos de la región Caribe, Córdoba, Sucre, Bolívar, Atlántico, Cesar y La Guajira.

### Segunda Fase: modelado de relaciones espaciales

Teniendo en cuenta los resultados anteriores, se espera que los coeficientes estimados por medio del análisis de regresión espacial de las privaciones de

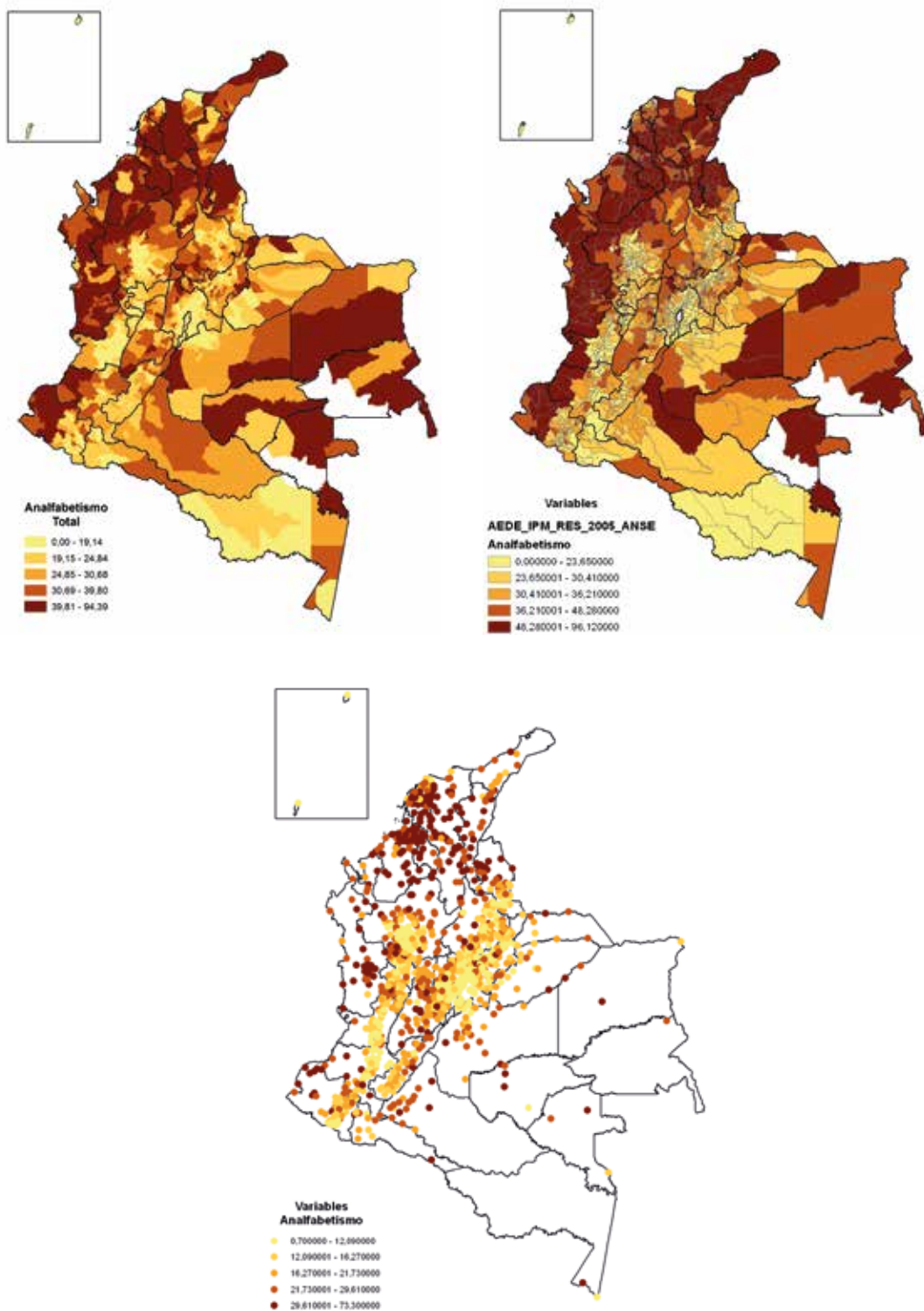
los hogares y el  $R^2$  varíen en el espacio, de tal manera que se pueda estudiar cómo estos, entendidos como pesos o ponderaciones, varían en el espacio.

En principio, el análisis se realizó por etapas: 1) tomando todos los indicadores y todos los datos, es decir, el país en su totalidad; 2) modelando las áreas con aglomerados, basado en los resultados de Estrada y Moreno (2013). Sin embargo, debido a la complejidad del país, tanto en los datos como en su división administrativa y las áreas municipales, modelar como un todo genera inconvenientes en el proceso.

Adicionalmente, en esta especificación del modelo y del área geográfica de estudio se tuvieron en cuenta dos aspectos importantes, los cuales tienen que ver con los valores extremos y las bajas densidades de observaciones. El primero es que aquellos indicadores que tienden a concentrarse en los valores extremos 0 % y 100 %, al no presentar variabilidad local, condición necesaria para el análisis de regresión espacial no deben ser incluidos en el GWR; pues lleva a problemas de diseño del modelo cuando no hay suficiente heterogeneidad en los valores de los datos. El segundo es que el análisis de regresión espacial presenta los resultados más consistentes en aquellas regiones con un gran número de vecinos. Esto concuerda con lo encontrado por Cho *et al.* (2009), sobre los coeficientes extremos resultantes del análisis de regresión espacial en las zonas rurales con bajas densidades de observaciones, así como en las entidades geográficas de frontera o de borde (*edge*).

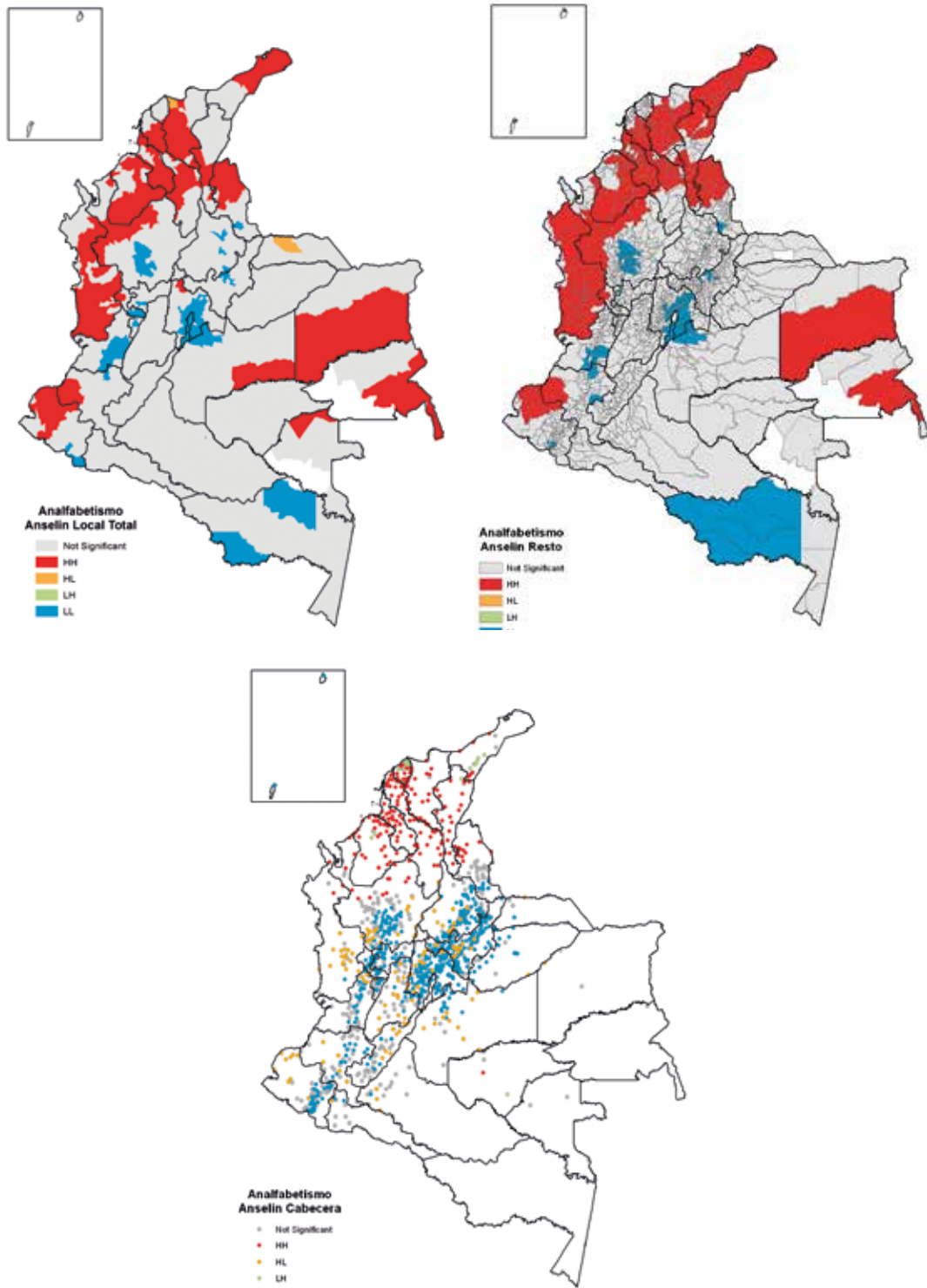
Teniendo en cuenta lo anterior: a) no se incluyeron dentro del análisis la mayoría de indicadores del primer y tercer grupo descritos anteriormente, particularmente para las cabeceras; b) se creó un nuevo indicador llamado *protección social*, en la misma lógica

### MAPA 3. MAPAS DE CUANTILES ANALFABETISMO: TOTAL, RESTO Y CABECERA



Fuente: DANE. Elaboración propia.

**MAPA 4. MAPAS DE CONGLOMERADOS (ANSELIN LOCAL DE MORAN) ANALFABETISMO: TOTAL, RESTO Y CABECERA**



Fuente: DANE. Elaboración propia.

**TABLA 6. ESTADÍSTICAS DESCRIPTIVAS TERCER GRUPO**

Indicador	Nivel	Promedio	Mínimo	Máximo	Desviación estándar
Inasistencia escolar	Total	13,55	2,52	100,00	7,79
	Resto	17,48	2,42	100,00	9,07
	Cabecera	7,83	0,00	75,00	6,47
Trabajo infantil	Total	6,08	0,00	100,00	4,50
	Resto	7,45	0,00	100,00	5,16
	Cabecera	4,26	0,00	66,67	3,08
Barreras de acceso a servicios de salud dada una necesidad	Total	9,40	0,00	50,78	6,45
	Resto	11,15	0,00	52,37	7,79
	Cabecera	6,74	0,00	50,57	5,30
Paredes exteriores inadecuadas	Total	7,06	0,00	100,00	10,58
	Resto	6,16	0,00	100,00	9,08
	Cabecera	8,53	0,00	100,00	16,46

Fuente: DANE. Elaboración propia.

**TABLA 7. COEFICIENTES DE ASIMETRÍA TERCER GRUPO**

Indicador	Total	Cabecera	Resto
Inasistencia escolar	2,740	4,174	1,824
Trabajo infantil	8,980	8,431	5,891
Paredes exteriores inadecuadas	3,187	3,272	3,065

Fuente: DANE. Elaboración propia.

de privación que fueron definidos los indicadores que componen el IPM, quedando privados aquellos hogares que presentaron ausencia en los indicadores de empleo informal y sin aseguramiento en salud, lo cual permitió agregar mayor variabilidad al nuevo indicador, sin descartar la información que proporcionan estos sobre las condiciones en el acceso a la seguridad social; c) se decidió trabajar con las dos zonas ya descritas para evitar los coeficientes extremos.

Por lo tanto, se optó por definir zonas al interior del país, basado en la macroregionalización CORPES, y para

efectos de este estudio, se muestran resultados para dos regiones definidas así:

- Zona 1: Nariño, Cauca y parte de Putumayo.
- Zona 2: Huila, Tolima, Cundinamarca (incluyendo Bogotá), Boyacá, Santander y Norte de Santander.

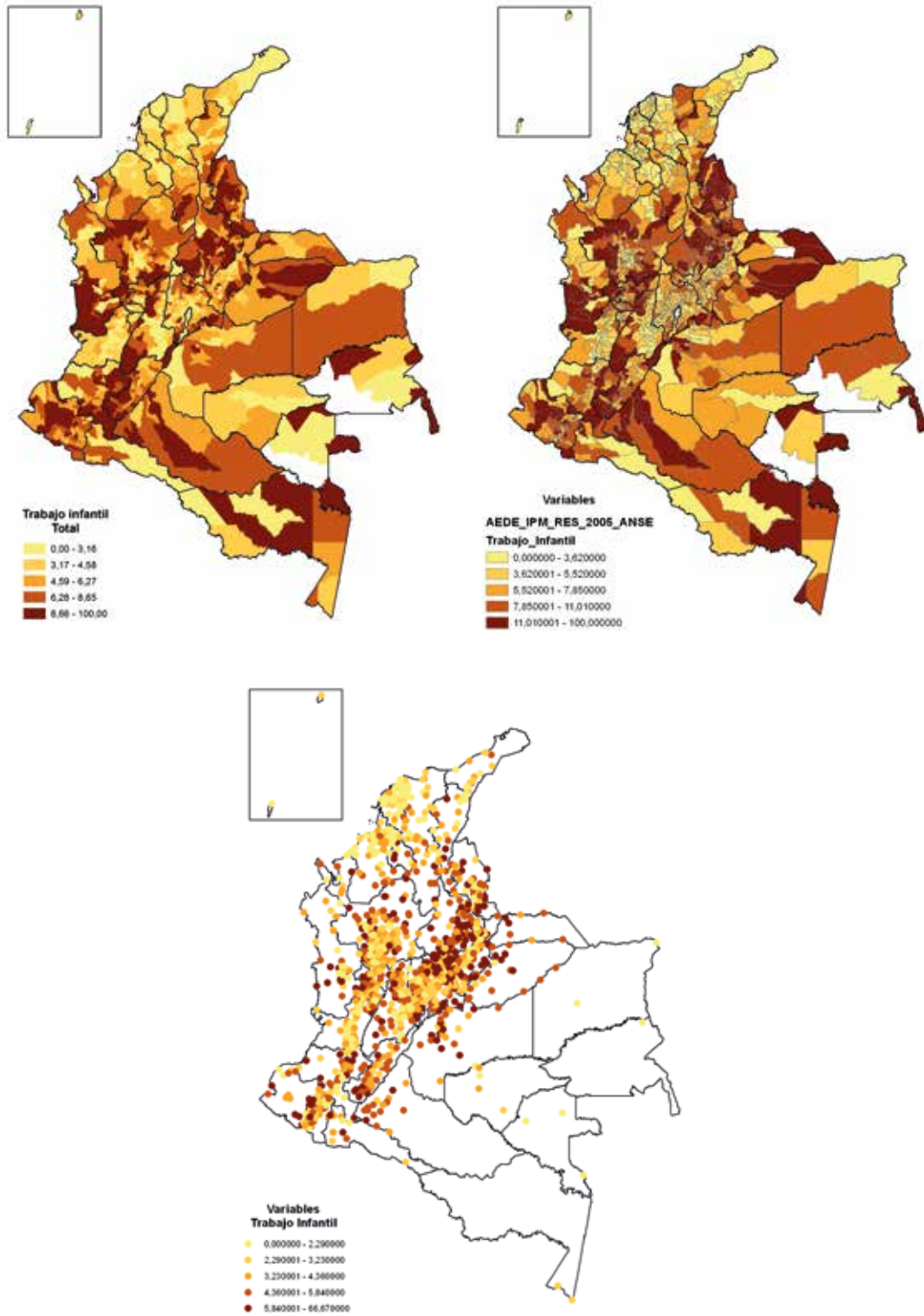
La tabla 9 muestra para el modelo global de OLS los indicadores significativos con sus respectivos coeficientes, y los estadísticos de diagnóstico en las dos zonas. Los modelos para cabecera presentan la menor cantidad de indicadores significativos en comparación

con total y resto, lo que indicaría unas condiciones más favorables a este nivel. Se identifica que alta dependencia económica, protección social y hacinamiento crítico son significativos en los tres niveles de estudio y las dos zonas. El  $R^2$  ajustado muestra una fuerte relación entre las privaciones en los indicadores incluidos y la incidencia de la pobreza multidimensional (superior al 80 % en cinco de los seis modelos).

El estadístico Koenker, al ser significativo, muestra que hay variaciones en el espacio en la relación entre las privaciones y la incidencia de la pobreza multidimensional, es decir, se presentan procesos no estacionarios o de heterogeneidad espacial, por lo que es más apropiado analizarlos a través de modelos locales. El estadístico Jarque-Bera, al ser significativo, indica que los residuales de los modelos no se distribuyen normalmente y que hay sesgo en el modelo. Por último, la presencia de autocorrelación espacial significativa de los residuales se puede explicar por la relación no lineal entre las variables (incidencia de la pobreza multidimensional vs. el porcentaje de

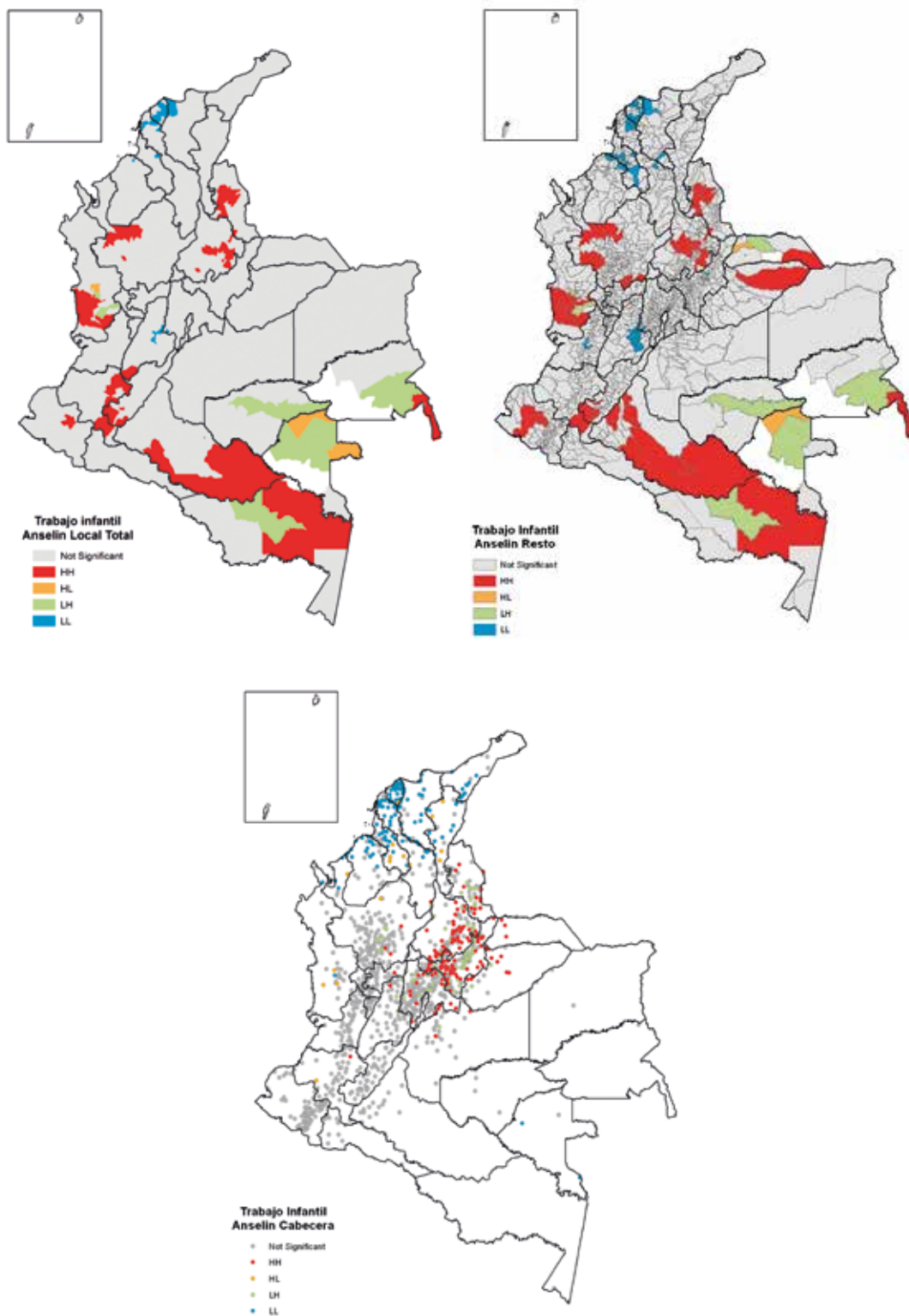


**MAPA 5. MAPAS DE CUANTILES TRABAJO INFANTIL: TOTAL, RESTO Y CABECERA**



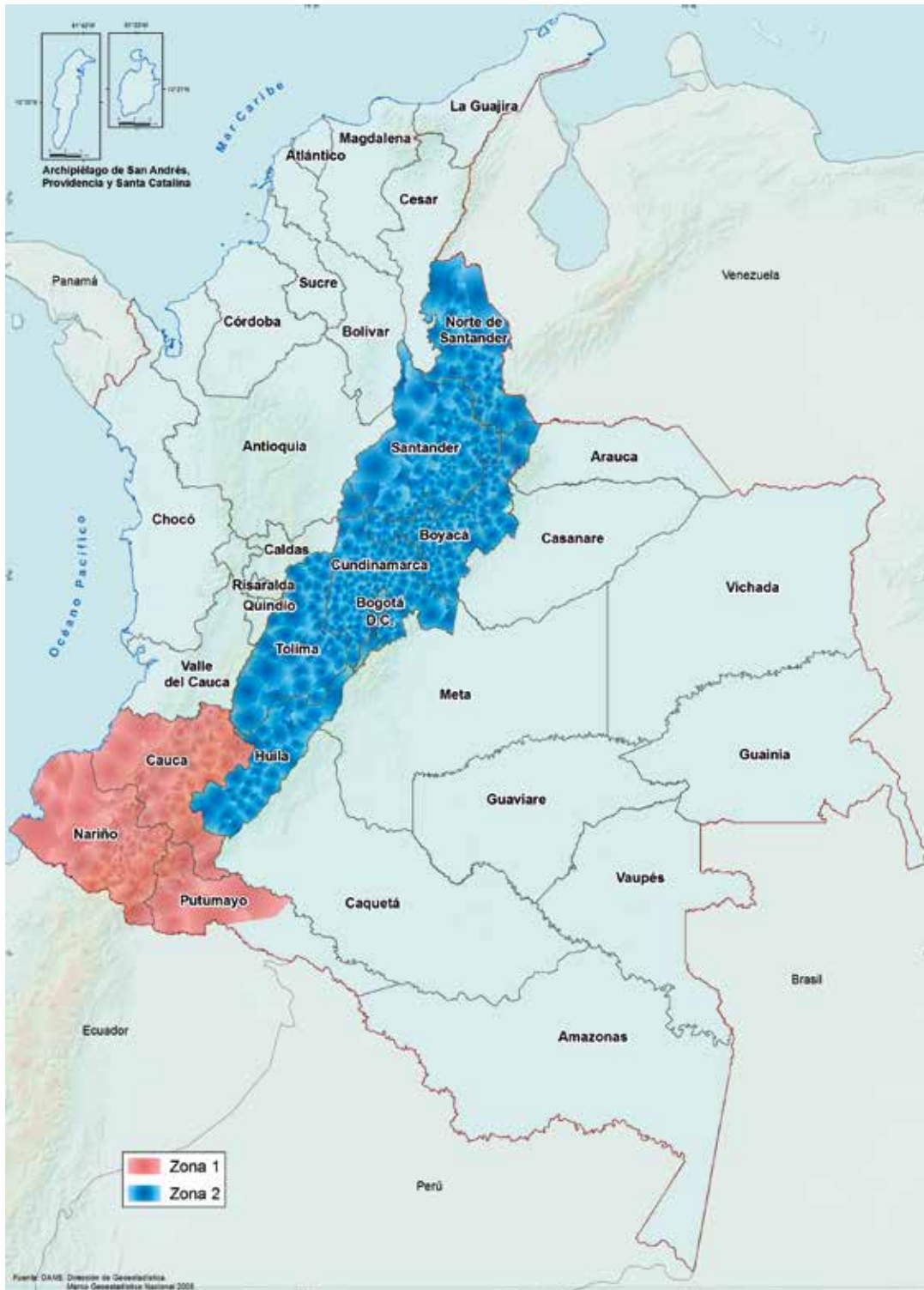
Fuente: DANE. Elaboración propia.

MAPA 6. MAPAS DE CONGLOMERADOS (ANSELIN LOCAL DE MORAN) TRABAJO INFANTIL: TOTAL, RESTO Y CABECERA



Fuente: DANE. Elaboración propia.

## MAPA 7. ZONAS DE ESTUDIO



Fuente: los autores a partir de DANE.

**TABLA 8. INDICADORES DEL GWR**

	Total	Resto	Cabecera
Bajo logro educativo			
Analfabetismo	X	X	X
Inasistencia escolar			
Rezago escolar	X	X	X
Barreras de acceso a cuidados de la primera infancia	X	X	
Trabajo infantil			
Alta dependencia económica	X	X	X
Empleo informal			
Sin aseguramiento en salud			
Protección Social (Empleo Informal + Sin aseguramiento en salud)	X	X	X
Barreras de acceso a salud dada una necesidad		X	
Sin acceso a fuente de agua mejorada	X	X	
Inadecuada eliminación de excretas	X	X	
Pisos inadecuados	X	X	
Paredes exteriores inadecuadas			
Hacinamiento crítico	X	X	X

Fuente: DANE. Elaboración propia.

hogares privados por indicador), por la no homogeneidad del proceso en el espacio, es decir, de la pobreza, o por la ausencia de alguna variable clave en el modelamiento.

Por su parte, los estadísticos AICc<sup>8</sup>, los valores de R<sup>2</sup> ajustado, y la no autocorrelación espacial (I de Moran) en los residuales del modelo local de GWR indican que tiene mejor ajuste que el

modelo global OLS (tabla 9). En las dos zonas se mantuvieron en GWR la misma cantidad de indicadores significativos obtenidos en OLS. Un análisis general de los valores de los coeficientes revela que los indicadores protección social de las personas, alta dependencia económica, analfabetismo y hacinamiento crítico tiene un peso diferenciado en el espacio sobre la incidencia de la pobreza multidimensional. Además,

estos indicadores tienen un peso que oscila en un rango amplio, muchas veces llegando a un punto porcentual.

Los indicadores alta dependencia económica y protección social son significativos para todos los niveles de estudio y las zonas. Además, presentan los pesos más altos en las capitales departamentales y en municipios alejados. De esta manera, se puede decir que estos dos indicadores presentan la suficiente variabilidad local como para explicar las diferencias regionales en la incidencia de la pobreza multidimensional. Adicionalmente, ninguno de estos dos indicadores hace parte del IPM que se calcula anualmente con la Encuesta de Calidad de Vida; estos resultados demuestran que son indicadores pertinentes para explicar la incidencia de la pobreza multidimensional regionalmente y deberían ser incluidos en la medición anual.

Por su parte, analfabetismo y hacinamiento crítico resultaron significativos para casi todas las zonas y niveles de estudio, excepto en la zona 1 analfabetismo, y en la zona 2 hacinamiento crítico que no lo son para el nivel total. Así estos dos indicadores presentan la suficiente variabilidad local, tanto en cabecera como en resto, como para explicar las diferencias regionales en la incidencia de la pobreza multidimensional.

Barreras de acceso a salud, dada una necesidad, es significativo en ambas zonas para el nivel resto. Otros indicadores que son significativos para casi todas las zonas y niveles de estudio fueron sin acceso a fuente de agua mejorada e inadecuada eliminación de excretas. Estos tres indicadores tienen una particularidad y es que para el resto, al contrario que para las cabeceras, presentan suficiente variabilidad

<sup>8</sup> Criterio de información de Akaike corregido, es una medida útil para comparar varios modelos que tienen la misma variable. Fuente: <http://resources.arcgis.com/es/help/main/10.1/index.html#//005p00000053000000>.

local como para explicar diferencias en la incidencia de la pobreza multidimensional. Así, esta herramienta permitiría focalizar los recursos en las áreas rurales para el desarrollo de este tipo de infraestructuras en donde los coeficientes son positivos y estadísticamente significativos.

Se puede decir que las brechas sociales existentes entre el resto y las cabeceras se ponen de manifiesto mostrando que la dimensión de condiciones de la vivienda y servicios del hogar tiene un mayor peso en la incidencia de la pobreza multidimensional en el resto que en las cabeceras. Mientras que en las cabeceras tienen mayor peso las privaciones relacionadas con la educación y el trabajo.

Cuando se analizan las magnitudes de los pesos que tienen los indicadores, estas suelen tomar valores menores o mayores a las ponderaciones asignadas por los expertos en la construcción. Más allá de esto, lo que se plantea un desafío de cara a próximas construcciones o actualizaciones de los índices multidimensionales de pobreza o calidad de vida es la existencia de autocorrelación espacial entre los municipios vecinos y la variabilidad entre los indicadores que mejor explican estos fenómenos localmente. Las variaciones en los  $R^2$  podrían estar indicando donde

el valor es menor, que algunos indicadores influyen sobre la pobreza multidimensional pero existen otros que no han sido tenidos en cuenta y por lo tanto los modelos locales tienen un menor ajuste.

Por último, los indicadores rezago escolar, barreras de acceso a cuidados de la primera infancia y pisos inadecuados resultaron ser indicadores poco significativos para explicar la variabilidad local en la incidencia de la pobreza multidimensional.

A manera de ejemplo, se analizarán los indicadores de alta dependencia económica y hacinamiento crítico para la Zona 2: Huila, Tolima, Cundinamarca, Boyacá, Santander y Norte de Santander. En el caso del primer indicador vemos que el mayor peso sobre la incidencia de la pobreza multidimensional se presenta en el departamento de Cundinamarca, en municipios aledaños a la capital del país. Esto puede estar mostrando las dinámicas migratorias por causa de las mejores oportunidades laborales que ofrece Bogotá, y los hogares compuestos por nietos y abuelos en los municipios aledaños a la capital. Es de notar que no se presenta de la misma manera en las demás capitales departamentales de esta zona de estudio.

Por su parte, el hacinamiento crítico tiene el mayor peso sobre la incidencia de la pobreza multidimensional a nivel de resto en el departamento de Boyacá y límites entre Cundinamarca y Tolima, y a nivel de cabeceras al sur de los departamentos de Santander y Tolima, en el Huila, y nororiente de Boyacá.

De manera general, al comparar todos los mapas, se puede decir que el mayor peso del porcentaje por indicador, se presenta de la siguiente manera: 1) alta dependencia económica se da en Cundinamarca para cada uno de los tres niveles; 2) protección social presenta los mayores pesos entre Santander y Norte de Santander para cada uno de los tres niveles; 3) los indicadores de vivienda que fueron significativos tienen su mayor peso en Cundinamarca para cada uno de los tres niveles; 4) analfabetismo tiene el mayor peso alrededor de las capitales departamentales, aunque estos varían según el nivel de análisis.

El ajuste de los modelos para total y resto es mejor en el departamento de Cundinamarca que en los demás de la Zona 2 (mayor al 90 %). Por el contrario, el ajuste es menor para las cabeceras de esta zona, ya que el ajuste máximo es del 93 % y se presentan principalmente en los Santanderes.

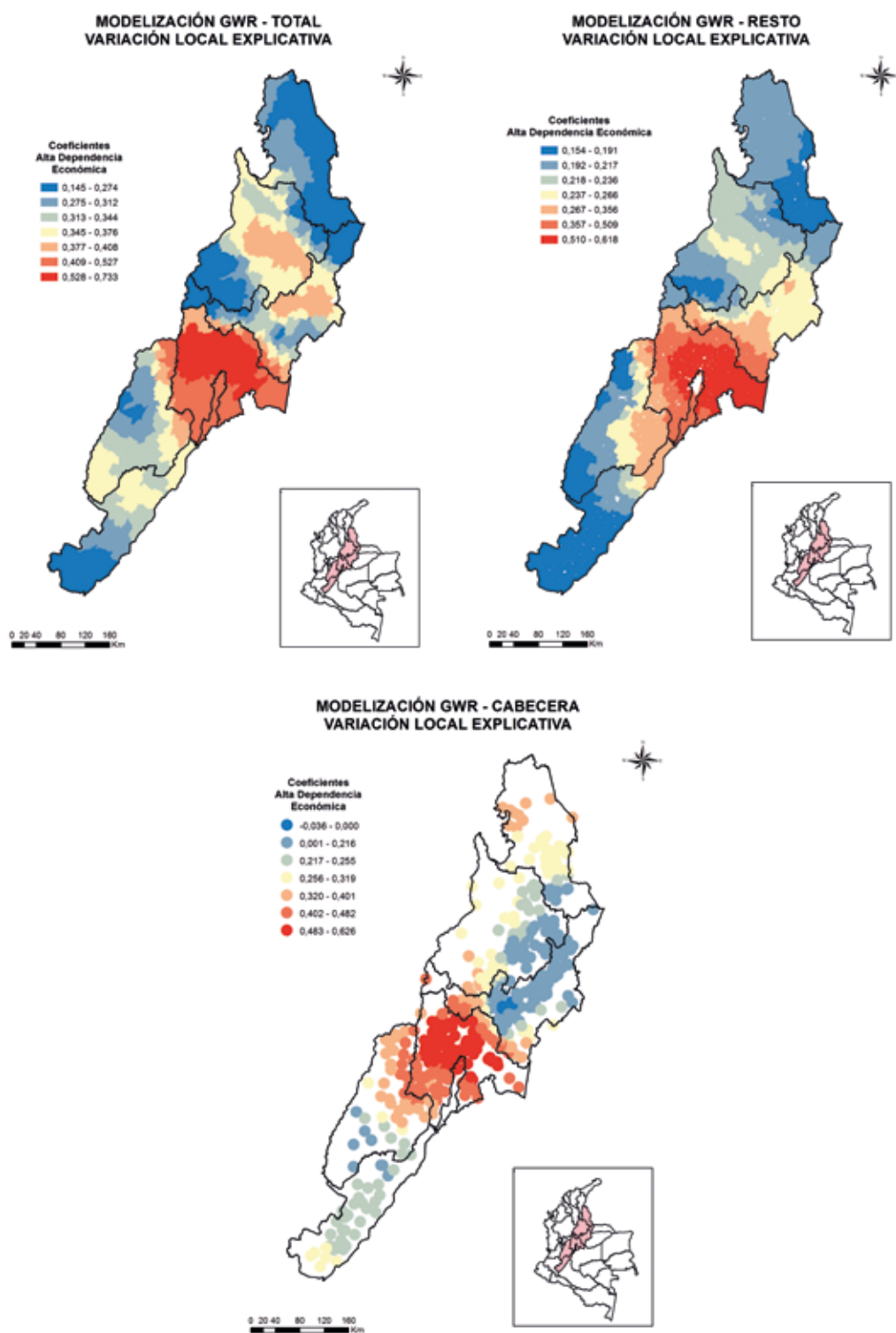


**TABLA 9. DIAGNÓSTICO DEL OLS VS. DIAGNÓSTICO DEL GWR**

VARIABLE	TOTAL			CABECERA						RESTO		
	OLS ZONA 1	GWR ZONA 1	OLS ZONA 2	GWR ZONA 2	OLS ZONA 1	GWR ZONA 1	OLS ZONA 2	GWR ZONA 2	OLS ZONA 1	GWR ZONA 1	OLS ZONA 2	GWR ZONA 2
1_IPMT_BAJO_LOGRO_EDUCATIVO			0,361	X	0,303	X	0,692	X	0,098	X	0,284	X
2_IPMT_ANAFABETISMO												
3_IPMT_INASISTENCIA_ESCOLAR			0,310	X	0,583	X	0,326	X				
4_IPMT_REZAGO_ESCOLAR	0,424	X	0,175									
5_IPMT_BARRERAS_ACCESO_CUIDADOS_PRIMERA_INFANCIA			0,310	X							0,143	X
6_IPMT_TRABAJO_INFANTIL												
7_IPMT_ALTA_DEPENDENCIA_ECONOMICA	0,241	X	0,410	X	0,341	X	0,336	X	0,147	X	0,318	X
8_IPMT_PROTECCION_SOCIAL	0,175	X	0,106	X	0,258	X	0,245	X	0,190	X	0,070	X
9_IPMT_BARRERAS_ACCESOS.SERVICIOS_SALUD									0,258	X	0,278	X
10_IPMT_SIN_ACCESO_FUENTE_AGUA_MEJORADA	0,142	X	0,227	X							0,167	X
11_IPMT_INADECUADA_ELIMINACION_EXCRETAS			0,203	X					0,081	X	0,186	X
12_IPMT_PISOS_INADECUADOS	0,185	X										
13_IPMT_PAREDES_EXTERIORES_INADECUADAS												
14_IPMT_HACINAMIENTO	0,154	X	0,126		0,259	X	0,376	X	0,129	X	0,157	X
AICc	704,397	677,839	2744,546	2639,391	751,03	72993	2828,65	2691,7	689,09	656,86	2751,59	2503,62
R2 Ajustado	85,24	88,89	88,24	91,86	87,14	90,63	82,23	88,37	78,98	86,08	83,42	91,34
Koenker (BP)	Significativo		Significativo		No Significativo		Significativo		No Significativo		Significativo	
Joint F - Wald	Significativo		Significativo		Significativo		Significativo		Significativo		Significativo	
Jarque-Bera	No Significativo		Significativo		Significativo		Significativo		Significativo		Significativo	
Moran's I	Autocorrelación	Aleatorio	Autocorrelación	Aleatorio	Autocorrelación	Aleatorio	Autocorrelación	Aleatorio	Autocorrelación	Aleatorio	Autocorrelación	Aleatorio

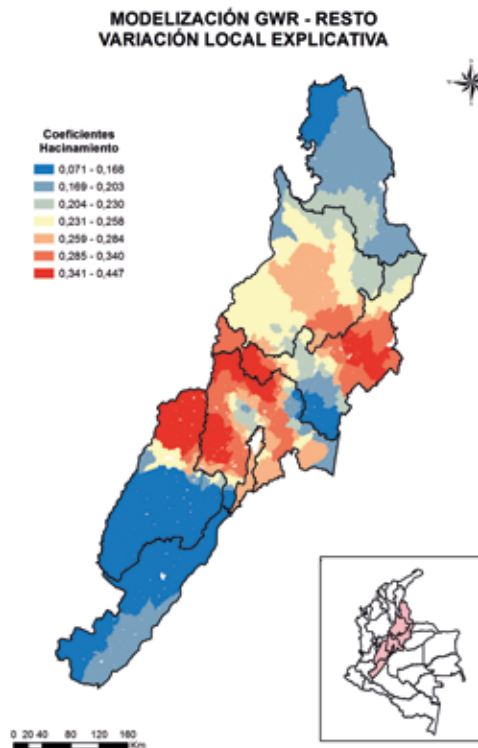
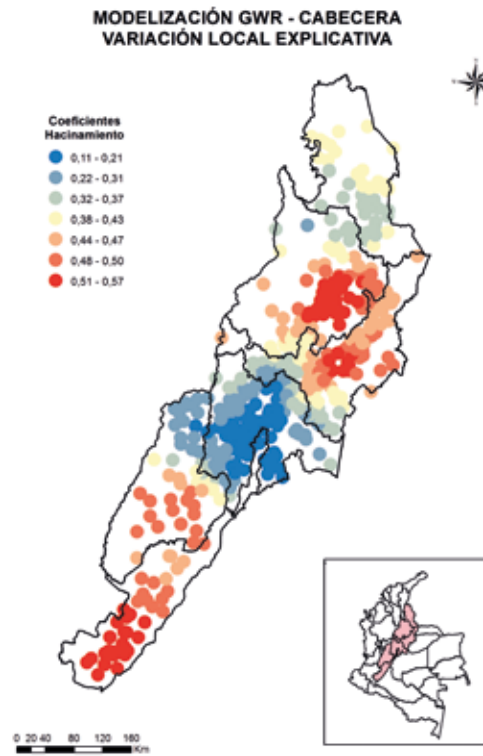
Fuente: Elaboración propia.

**MAPA 8. VARIACIÓN LOCAL DE LAS PONDERACIONES DE ALTA DEPENDENCIA ECONÓMICA: TOTAL, RESTO Y CABECERA**



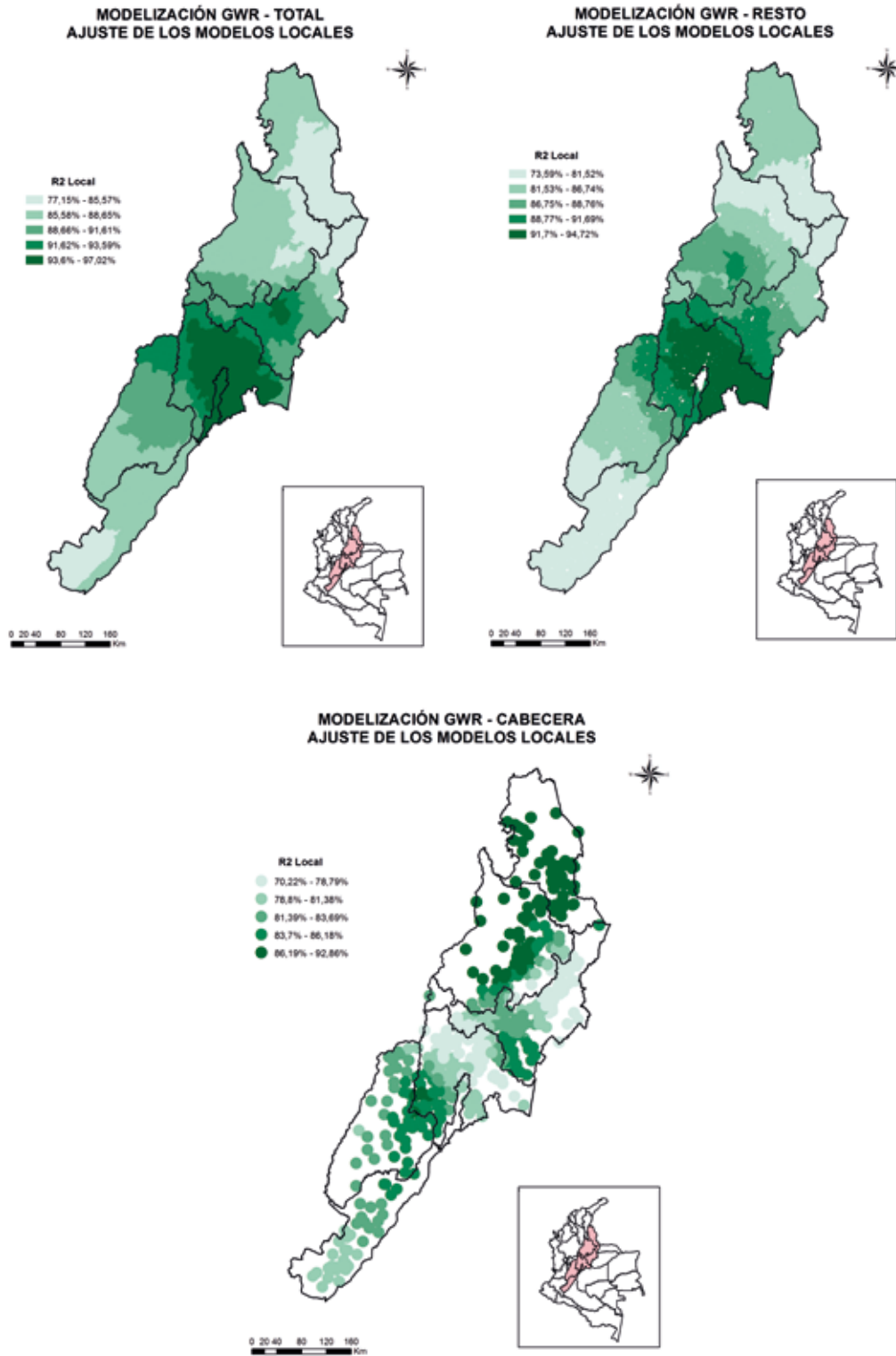
Fuente: DANE. Elaboración propia.

## MAPA 9. VARIACIÓN LOCAL DE LAS PONDERACIONES DE HACINAMIENTO CRÍTICO: TOTAL, RESTO Y CABECERA



Fuente: DANE. Elaboración propia.

### MAPA 10. AJUSTE DE LOS MODELOS LOCALES PARA LA ZONA 2: TOTAL, RESTO Y CABECERA



Fuente: DANE. Elaboración propia.

**ANÁLISIS DE LOS COEFICIENTES DEL GWR POR ZONA Y NIVEL**

ZONA 1 Nariño - Cauca - Mitad del Putumayo	TOTAL	RESTO	CABECERA
Analfabetismo		Rango entre 0,06 y 0,31 (Estrecho) <b>Coeficientes altos (0,19 - 0,31):</b> 1. Al oriente de Nariño y la bota caucana que se unen con Putumayo. <b>Coeficientes bajos (0,06 - 0,15):</b> 1. Al occidente de Nariño y Cauca.	Rango entre 0,04 y 0,86 (Amplio) <b>Coeficientes altos (0,31 - 0,86):</b> 1. Al nororiente del Cauca hacia el suroriente se une con Putumayo y con Nariño al occidente. <b>Coeficientes bajos (0,04 - 0,24):</b> 1. Al oriente de Nariño.
Rezago escolar	Rango entre 0,31 y 0,68 (Estrecho) <b>Coeficientes altos (0,46 - 0,68):</b> 1. Al oriente de Nariño y del Cauca que se unen con Putumayo. <b>Coeficientes bajos (0,29 - 0,44):</b> 1. Desde el centro hacia el occidente de Nariño y Cauca.		Rango entre 0,27 y 1,01 (Amplio) <b>Coeficientes altos (0,75 - 1,01):</b> 1. Al oriente del Cauca hacia el sur y se une con Putumayo y Nariño. <b>Coeficientes bajos (0,27 - 0,71):</b> 1. Al centroccidente de Nariño y Cauca.
Alta dependencia económica	Rango entre 0,04 y 0,34 (Estrecho) <b>Coeficientes altos (0,23 - 0,34):</b> 1. Al oriente de Nariño y la bota caucana que se unen con Putumayo. <b>Coeficientes bajos (0,04 - 0,19):</b> 1. Desde el centro hacia el occidente de Nariño y Cauca.	Rango entre -0,02 y 0,26 (Estrecho) <b>Coeficientes altos (0,21 - 0,26):</b> 1. Al oriente de Nariño y se une al sur con el Putumayo. <b>Coeficientes bajos (-0,02 - 0,19):</b> 1. Al occidente de Nariño y casi la totalidad del departamento del Cauca.	Rango entre 0,22 y 0,49 (Estrecho) <b>Coeficientes altos (0,38 - 0,49):</b> 1. Al noriente de Nariño y suroriente del Cauca. <b>Coeficientes bajos (0,22 - 0,34):</b> 1. Al centroccidente de Nariño y Cauca.
Protección Social	Rango entre 0,17 y 0,26 (Estrecho) <b>Coeficientes altos (0,21 - 0,26):</b> 1. Al occidente de Nariño y el Cauca, hasta la bota caucana. <b>Coeficientes bajos (0,17 - 0,19):</b> 1. Al sur de Nariño que se une con el Putumayo. 2. Al nororiente del Cauca.	Rango entre 0,17 y 0,26 (Estrecho) <b>Coeficientes altos (0,21 - 0,26):</b> 1. Al noroccidente de Nariño y occidente del Cauca. <b>Coeficientes bajos (0,17 - 0,21):</b> 1. Al sur de Nariño que se une con el Putumayo. 2. Bota caucana.	Rango entre 0,20 y 0,32 (Estrecho) <b>Coeficientes altos (0,27 - 0,32):</b> 1. Al centroccidente de Nariño y Cauca, concentrado en la frontera departamental. <b>Coeficientes bajos (0,20 - 0,26):</b> 1. Al occidente y sur de Nariño que se une con el Putumayo.
Barreras de acceso a servicios de salud dada una necesidad		Rango entre 0,11 y 0,28 (Estrecho) <b>Coeficientes altos (0,22 - 0,28):</b> 1. En el centro del Cauca y norte-centro de Nariño. <b>Coeficientes bajos (0,11 - 0,22):</b> 1. Al occidente de Nariño y suroccidente del Cauca. 2. Al nororiente del Cauca.	
Sin acceso a fuente de agua mejorada	Rango entre 0,07 y 0,14 (Estrecho) <b>Coeficientes altos (0,13 - 0,14):</b> 1. Al sur de Nariño que se une con el Putumayo. <b>Coeficientes bajos (0,07 - 0,12):</b> 1. Al norte del departamento de Nariño 2. En el centro del Cauca.		
Inadecuada eliminación de excretas		Rango entre -0,002 y 0,20 (Estrecho) <b>Coeficientes altos (0,09 - 0,20):</b> 1. Al oriente de Nariño y Cauca que se une con el Putumayo. <b>Coeficientes bajos (-0,002 - 0,08):</b> 1. Del centro al occidente en los departamentos de Nariño y Cauca.	



ZONA 1 Nariño - Cauca - Mitad del Putumayo	TOTAL	RESTO	CABECERA
Pisos inadecuados	Rango entre 0,14 y 0,22 (Estrecho) <b>Coeficientes altos (0,18 - 0,22):</b> 1. Casi la totalidad del departamento del Cauca. <b>Coeficientes bajos (0,13 - 0,17):</b> 1. Al occidente de Nariño y suroccidente del Cauca. 2. Al oriente de Nariño y la bota Caucana que se unen con Putumayo.		
Hacinamiento crítico	Rango entre 0,06 y 0,30 (Estrecho) <b>Coeficientes altos (0,15 - 0,30):</b> 1. Casi la totalidad del departamento del Cauca. 2. Al noroccidente del departamento de Nariño. <b>Coeficientes bajos (0,06 - 0,12):</b> 1. Al suroriente de Nariño que se une con el Putumayo.	Rango entre 0,039 y 0,39 (Estrecho) <b>Coeficientes altos (0,19 - 0,39):</b> 1. Al norte del Cauca. <b>Coeficientes bajos (0,039 - 0,18):</b> 1. Del centrooriente de Nariño al sur del Cauca, se une a la bota caucana y al Putumayo.	Rango entre 0,15 y 0,39 (Estrecho) <b>Coeficientes altos (0,25- 0,39):</b> 1. Al occidente del Cauca y Nariño y norte del Putumayo. <b>Coeficientes bajos (0,15 - 0,23):</b> 1. Al suroriente de Nariño, Putumayo y oriente del Cauca.
R2	86,34 % - 91,12 %	79,38 % - 89,16 %	80,53 % - 93,34 %

Fuente: DANE. Elaboración propia.

ZONA 2 Huila - Tolima - Cundinamarca - Boyacá - Santander - Norte de Santander	TOTAL	RESTO	CABECERA
Analfabetismo	Rango entre 0,17 - 0,73 <b>Coeficientes altos (0,49 - 0,73):</b> 1. Bogotá y sus municipios aledaños hacia el centro del Tolima. 2. Tunja, Duitama, Sogamoso y sus aledaños. 3. Bucaramanga y sus municipios aledaños hacia el sur del Norte de Santander (Pamplona). <b>Coeficientes bajos (0,17 - 0,44):</b> 1. Casi la totalidad del Huila y sur del Tolima. 2. Norte de Cundinamarca y del Tolima. 3. Sur de Santander 4. Nororiente de Boyacá 5. Norte de Norte de Santander y Santander.	Rango entre 0,21 y 0,55 (Estrecho) <b>Coeficientes altos (0,40 - 0,55):</b> 1. Norte del Tolima y casi la totalidad de Cundinamarca y noroccidente de Boyacá. <b>Coeficientes bajos (0,21 - 0,36):</b> 1. Casi la totalidad del Huila y sur del Tolima. 2. Casi la totalidad de Santander. 3. La totalidad de Norte de Santander. 4. Nororiente de Boyacá.	Rango entre 0,2 y 0,96 (Amplio) <b>Coeficientes altos (0,72 - 0,96):</b> 1. Casi todo el Tolima y suroccidente de Cundinamarca. 2. Suroriente de Santander y sur de Norte de Santander. <b>Coeficientes bajos (0,20 - 0,65):</b> 1. Sur del Huila. 2. Nororiente del Cundinamarca y suroccidente de Boyacá. 3. Norte de Norte de Santander.
Rezago escolar			Rango entre 0,06 y 0,53 (Estrecho) <b>Coeficientes altos (0,35 - 0,53):</b> Todo el Huila y casi todo el Tolima. Occidente de Cundinamarca y Boyacá hacia el sur de Santander. La casi totalidad de Norte de Santander. <b>Coeficientes bajos (0,06 - 0,29):</b> Oriente del Tolima y sur de Cundinamarca. Oriente de Cundinamarca y centro de Boyacá.

<p>ZONA 2</p> <p>Huila - Tolima - Cundinamarca - Boyacá - Santander - Norte de Santander</p>	<p>TOTAL</p>	<p>RESTO</p>	<p>CABECERA</p>
<p>Barreras de acceso a cuidados de la primera infancia</p>	<p>Rango entre 0,19 y 1,23 (Amplio) <b>Coeficientes altos (0,68 - 1,23):</b> Sur del Huila. Bogotá y sus municipios aledaños hacia el norte del Tolima. Nororiente de Boyacá y sur de Santander. <b>Coeficientes bajos (0,19 - 0,51):</b> Centro del Tolima hacia el norte del Huila. Casi la totalidad de Santander hacia el sur de Norte de Santander y nororiente de Boyacá. Norte de Cundinamarca y sur de Boyacá.</p>	<p>Rango entre -0,17 y 0,48 (Estrecho) <b>Coeficientes altos (0,26 - 0,48):</b> La totalidad del Huila y sur del Tolima. Oriente de Cundinamarca y Centro de Boyacá. <b>Coeficientes bajos (-0,17 - 0,21):</b> La totalidad de Norte de Santander, casi totalidad de Santander y nororiente de Boyacá. Occidente de Cundinamarca y oriente del Tolima.</p>	
<p>Alta dependencia económica</p>	<p>Rango entre 0,14 y 0,74 <b>Coeficientes altos (0,39 - 0,74):</b> La totalidad de Cundinamarca. Centro de Santander. Centro de Boyacá. <b>Coeficientes bajos (0,14- 0,34):</b> Sur del Huila. Centro del Tolima. Noroccidente de Boyacá y suroccidente de Santander. La totalidad de Norte de Santander y nororiente de Boyacá.</p>	<p>Rango entre 0,16 y 0,61 <b>Coeficientes altos (0,30 - 0,61):</b> La totalidad de Cundinamarca, occidente de Boyacá, oriente del Tolima y norte del Huila. <b>Coeficientes bajos (0,16 - 0,27):</b> Sur del Huila. Occidente del Tolima. Noroccidente de Boyacá y casi la totalidad de Santander. La totalidad de Norte de Santander y nororiente de Boyacá.</p>	<p>Rango entre -0,04 y 0,62 <b>Coeficientes altos (0,32 - 0,62):</b> La totalidad de Cundinamarca, oriente del Tolima y sur de Boyacá. <b>Coeficientes bajos (-0,03 - 0,25):</b> Sur del Huila. Centro del Tolima. Nororiente de Boyacá y suroriente de Santander.</p>
<p>Protección Social</p>	<p>Rango entre -0,11 y 0,22 (Estrecho) <b>Coeficientes altos (0,09 - 0,22):</b> Al norte del Tolima que se une con el occidente de Cundinamarca. Al sur y oriente de Boyacá. Al nororiente de Santander y de Boyacá que se une con el sur de Norte de Santander. <b>Coeficientes bajos (-0,11 - 0,06):</b> Sur del Huila y del Tolima. Bogotá y sus municipios aledaños (casi la totalidad de Cundinamarca). Occidente de Santander y oriente de Boyacá. Norte de Norte de Santander.</p>	<p>Rango entre -0,04 y 0,17 (Estrecho) <b>Coeficientes altos (0,08 - 0,17):</b> Al norte del Tolima que se une con el occidente de Cundinamarca, centroccidente de Boyacá, Santander y Norte de Santander. <b>Coeficientes bajos (-0,04 - 0,06):</b> Todo el Huila y casi todo el Tolima que se une a los municipios aledaños a Bogotá. Suroccidente de Santander y oriente de Boyacá.</p>	<p>Rango entre -0,18 y 0,46 (Estrecho) <b>Coeficientes altos (0,26 - 0,46):</b> La totalidad de Norte de Santander y Santander. <b>Coeficientes bajos (-0,18 - 0,24):</b> Norte del Tolima y la totalidad de Cundinamarca que se une al centro de Boyacá. Oriente de Boyacá.</p>
<p>Barreras de acceso a servicios de salud dada una necesidad</p>		<p>Rango ente 0,14 y 0,71 <b>Coeficientes altos (0,39 - 0,71):</b> Norte del Tolima y Huila, casi la totalidad de Cundinamarca, hasta el sur de Boyacá. <b>Coeficientes bajos (0,14 - 0,31):</b> Casi la totalidad del Huila y sur del Tolima. Norte de Cundinamarca, Boyacá, casi la totalidad de Santander y la totalidad de Norte de Santander.</p>	

ZONA 2 Huila - Tolima - Cundinamarca - Boyacá - Santander - Norte de Santander	TOTAL	RESTO	CABECERA
Sin acceso a fuente de agua mejorada	Rango entre 0,05 y 0,34 (Estrecho) <b>Coeficientes altos (0,23 - 0,34):</b> Desde el nororiente de Santander y de Boyacá se une al Norte de Santander. Casi todo Cundinamarca, norte del Huila y oriente del Tolima. <b>Coeficientes bajos (0,05 - 0,19):</b> Al sur del Huila y Tolima. Casi la totalidad de Boyacá y sur de Santander.	Rango entre 0,08 y 0,24 (Estrecho) <b>Coeficientes altos (0,14 - 0,24):</b> Suroccidente de Boyacá, casi todo Cundinamarca, norte del Huila y oriente del Tolima. Norte de Norte de Santander. <b>Coeficientes bajos (0,08 - 0,13):</b> Al sur del Huila y Tolima. Centro de Boyacá y casi todo Santander.	
Inadecuada eliminación de excretas	Rango entre -0,03 y 0,35 (Estrecho) <b>Coeficientes altos (0,21 - 0,35):</b> Al oriente de Cundinamarca hacia el sur de Boyacá. Sur del Huila. Nororiente de Boyacá. <b>Coeficientes bajos (-0,03 - 0,18):</b> Sur-centro del Tolima hacia el centro y norte del Huila. Norte de Cundinamarca, pasando por todo Santander y Norte de Santander.	Rango entre 0,02 y 0,23 (Estrecho) <b>Coeficientes altos (0,02 - 0,14):</b> Al oriente de Cundinamarca hacia Boyacá y suroriente de Santander. <b>Coeficientes bajos (0,02 - 0,14):</b> Nororiente de Santander y Boyacá, y todo Norte de Santander. Norte del Huila y sur del Tolima.	
Hacinamiento crítico		Rango entre -0,047 y 0,29 (Estrecho) <b>Coeficientes altos (0,20 - 0,29):</b> Desde el centro-oriente de Santander hacia el nororiente de Boyacá y sur de Norte de Santander. Norte del Tolima y suroccidente de Cundinamarca. <b>Coeficientes bajos (-0,047 - 0,17):</b> La totalidad del Huila y centro y sur del Tolima. Oriente de Cundinamarca y occidente de Boyacá.	Rango entre 0,11 y 0,57 (Estrecho) <b>Coeficientes altos (0,44 - 0,57):</b> Todo el Huila y centro-sur del Tolima. Desde el centro-oriente de Santander hacia el nororiente de Boyacá. <b>Coeficientes bajos (0,11 - 0,37):</b> La totalidad de Cundinamarca hacia el norte del Tolima y sur de Boyacá.
R2	77,15 % - 97,02 %	75,48 % - 95,1 %	70,22 % - 92,86 %

Fuente: DANE. Elaboración propia.

## CONCLUSIONES

La metodología AEDE permitió identificar que las privaciones que presentan los hogares en cada uno de los quince indicadores que componen el IPM, al igual que la incidencia de la pobreza multidimensional para total, cabecera y resto (Estrada y Moreno, 2013) presentan un patrón

de autocorrelación espacial positivo y que están en gran medida ubicados en la zona sur del país, en el Costa Pacífica y del Caribe. Sin embargo, algunos indicadores que tienen poca variabilidad local no presentan grandes áreas con relaciones espaciales significativas y por tanto

no pueden ser utilizados en el modelado de relaciones espaciales para identificar diferencias regionales.

El modelado espacial por medio de GWR resultó ser robusto, en el sentido en que al introducir una nueva variable

llamada protección social, que juntaba información sobre los indicadores sin aseguramiento en salud y empleo informal, los resultados sobre analfabetismo, rezago escolar, alta dependencia económica y hacinamiento crítico se mantuvieron. Adicionalmente, estos últimos indicadores resultaron ser los que tienen un mayor peso en los porcentajes de pobres multidimensionales a nivel municipal total, resto y cabecera para cada una de las cuatro zonas definidas.

Es indudable la brecha entre cabecera y resto en la incidencia de la pobreza, particularmente en las variables relacionadas a las condiciones de la vivienda, además de bajo logro educativo y protección social. Esto indica que las características físicas donde habitan los hogares, así como el nivel educativo y la capacidad económica de las zonas urbanas presentan condiciones significativamente más favorables que las zonas rurales. De aquí la importancia, en lo posible, de hacer estos análisis de manera diferencial para estudiar de manera más adecuada las condiciones particulares tanto de ubicación geográfica como de contexto.

A la luz de las metodologías de asignación de las ponderaciones antes

descriptas, se puede decir que el modelado de relaciones espaciales hace parte de aquellas metodologías que son de tipo *data-driven*, en donde los datos tienen un carácter espacial. Si bien fueron excluidos aquellos indicadores con poca variabilidad local y los resultados no conllevan a la construcción de un nuevo índice con ponderaciones regionales, este trabajo hace un aporte al debate acerca de las implicaciones que tiene el espacio y la autocorrelación espacial positiva en los indicadores como factor explicativo en la construcción de los índices de pobreza multidimensional.

La variación espacial de los pesos, así como también de los indicadores mismos, señalan la necesidad de tener en cuenta el componente espacial en la construcción futura de índices multidimensionales sobre las condiciones de vida de los colombianos, ya que el espacio no es un simple contenedor de información, sino que influencia el comportamiento de los fenómenos sociales y económicos del país. Lo anterior es fundamental para realizar acciones focalizadas en la disminución de los índices de pobreza por parte de los tomadores de decisiones y los ejecutores de política pública en el país.

Es importante mencionar que un trabajo posterior a este documento busca dar cuenta de las posibles causas, efectos y diferencias de la política pública. Estrada y Durán (2015) en su documento de trabajo titulado «Estudio sobre las relaciones espaciales locales entre la pobreza multidimensional, la ruralidad y la capacidad institucional» buscan explicar el comportamiento espacial de la pobreza multidimensional a nivel municipal a partir de variables como el porcentaje de población rural, la índice de distancia a las aglomeraciones (ambas buscan capturar el grado de ruralidad) y el déficit de vivienda (capacidad institucional).

Por último, este trabajo busca aportar a la discusión sobre la asignación de los pesos o ponderaciones de cada uno de los indicadores que componen el IPM para Colombia. Partiendo del hecho de que las asignaciones fueron asignadas por medio del método normativo, es deseable que ejercicios futuros incluyan otros métodos, como los descritos anteriormente, para poder evaluar las ventajas y desventajas de métodos estadísticos y estadísticos espaciales.

## REFERENCIAS

Abeyasekera, S. (2005). *Multivariate Methods for Index Construction*. En HouseMd Surveys in Developing and Transition Countries: Design, Implementation and Analysis, Series F, n.º 96, Nueva York: Naciones Unidas Editores. [En línea] <http://unstats.un.org/unsd/hhsurveys/finalpublication/ch18fin3.pdf>

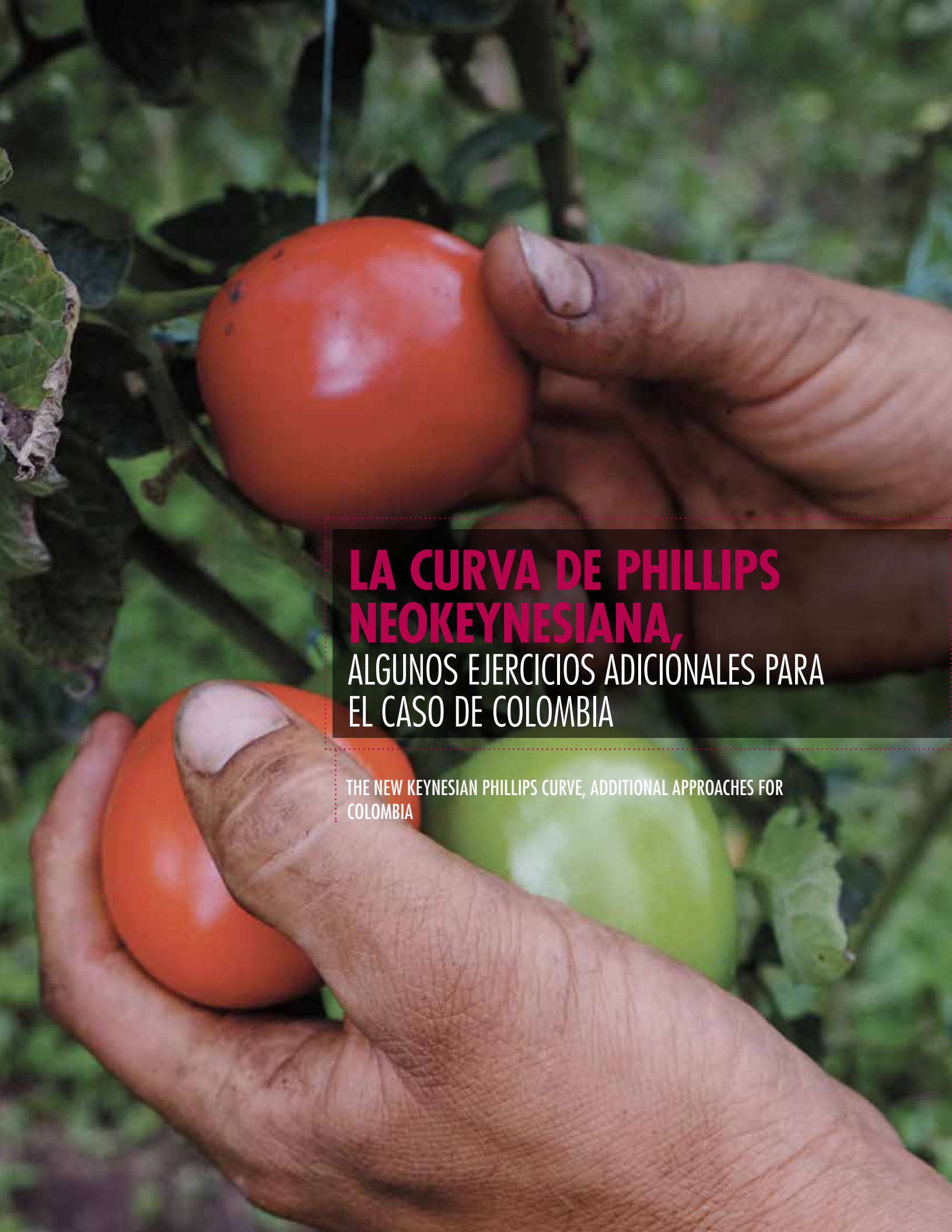
Abeyasekera, S. & Ward, P. (2002). *Models for Predicting Expenditure per Adult Equivalent*. Tanzanian Ministry of Health. UK DFID, University of Newcastle upon Tyne, and Districts of Hai, Ilala, Morogoro, Rufiji, Temeke, Adult Morbidity and Mortality Project, mimeo.

Alkire, S. & Foster, J. (2007). Counting and Multidimensional Poverty Measurement. OPHI Working Paper 7.

Alkire, S. & Foster, J. (2011). Counting and Multidimensional Poverty Measurement. *Journal of Public Economics*, 476-487.

- Angulo Salazar, C.; Díaz Cuervo, Y.; Pardo Pinzón, R. (2011). Índice de Pobreza Multidimensional para Colombia (IPM-Colombia) 1997-2010. *Archivos de Economía, Documento 382*. Departamento Nacional de Planeación.
- Arbia, G. (2014). A Primer for Spatial Econometrics: *With Applications in R*. Palgrave Macmillan.
- Brunsdon, C., Fotheringham, A. S., & Charlton, M. E. (1996). Geographically weighted regression: a method for exploring spatial nonstationarity. *Geographical analysis*, 28(4), 281-298.
- Chainey S. (2012). Understanding hotspots using GWR. En M. Leitner (ed), *Crime Mapping and Modelling*.
- Charlton, M., Fotheringham, S., & Brunsdon, C. (2009). Geographically weighted regression. White paper. National Centre for Geocomputation. National University of Ireland Maynooth.
- Chasco Yrigoyen, C. (2001). Análisis Exploratorio de Datos Espaciales al servicio del Geomarketing. Instituto LR Klein, Universidad Autónoma de Madrid. *III Seminario sobre Nuevas Tecnologías en la Investigación, el Marketing y la Comunicación*. e-Participación.
- Chasco Yrigoyen, C. (2004). Modelos de heterogeneidad espacial. Econ-WPA.
- Chasco Yrigoyen, C. (2010). Métodos gráficos del análisis exploratorio de datos espaciales. Instituto
- LR Klein, Departamento de Economía Aplicada, Universidad Autónoma de Madrid. URL: <http://www.asepelt.org/ficheros/File/Anales/2003%20-20Almeria/asepeltPDF/93>.
- Cho, S., Lambert, D. M., Kim, S. G., & Jung, S. (2009). Extreme coefficients in geographically weighted regression and their effects on mapping. *GIScience & Remote Sensing*, 46(3), 273-288.
- Chokie, M. & Modrego, F. (2009). Geographical Analysis of Poverty, *Growth and Inequality in Chile*. RIMISP. Centro Latinoamericano para el Desarrollo Rural.
- Córdoba C. (2015). *Sensibilidad de los índices compuestos a los métodos de ponderación. El caso del índice de calidad del trabajo (2010-2014)*. Documentos de Trabajo CANDANE. URL: [https://www.dane.gov.co/candane/images/DT\\_DANE/WP-sensibilidad-indices.pdf](https://www.dane.gov.co/candane/images/DT_DANE/WP-sensibilidad-indices.pdf)
- Córdoba, C. (2014). *La segmentación del Mercado laboral urbano de Colombia. Un análisis a partir del enfoque de la calidad de los trabajos*. Documento de trabajo CANDANE. URL: [http://www.dane.gov.co/candane/images/DT\\_DANE/Segmentacion\\_mercado\\_laboral.pdf](http://www.dane.gov.co/candane/images/DT_DANE/Segmentacion_mercado_laboral.pdf)
- Cortés, D., Gamboa L. F. & González, J. (1999). ICV: Hacia una medida de estándar de vida. Coyuntura Social. Fedesarrollo. N.º. 21. Bogotá.
- Decancq, K. & Lugo, M. A. (2013). Weights in multidimensional indices of wellbeing: An overview. *Econometric Reviews*, 32(1), 7-34.
- Estrada, L. & Moreno, S.L. (2013). *Análisis espacial de la pobreza multidimensional en Colombia a partir del Censo de Población de 2005*. Documentos de Trabajo CANDANE. URL: [http://www.dane.gov.co/candane/index.php?option=com\\_content&task=section&id=18](http://www.dane.gov.co/candane/index.php?option=com_content&task=section&id=18)
- Estrada, L. & Durán, C.A. (2015). Estudio sobre las relaciones espaciales locales entre la pobreza multidimensional, la ruralidad y la capacidad institucional. Documentos de Trabajo CANDANE. URL: [http://www.dane.gov.co/candane/images/DT\\_DANE/WP-estudio-de-pobreza.pdf](http://www.dane.gov.co/candane/images/DT_DANE/WP-estudio-de-pobreza.pdf)
- Fotheringham, A. S., Brunsdon, C. & Charlton, M. (2002). Geographically Weighted Regression: the Analysis of spatially varying relationships. Wiley, Chichester. *Geographically Weighted Regression. White Paper*. National centre for Geocomputation and National University of Ireland, Maynooth. 17p.
- Glasmeyer, A. K. (2002). One nation, pulling apart: the basis of persistent poverty in the USA. *Progress in Human Geography*, 26(2), 155-173.
- Murack, J (2013). Regression Analysis Using ArcMap. Massachusetts Institute of Technology Libraries. [En Línea] <http://libraries.mit.edu/files/gis/regression.pdf>
- Pornet, C., Delpierre, C., Dejardin, O., Grosclaude, P., Launay, L., Guittet, L., & Launoy, G. (2012). Construction of an adaptable European transnational ecological deprivation index: the French version. *Journal of epidemiology and community health*, 66(11), 982-989. *Progress in Human Geography*, 26, 155-173.
- Sánchez Peña L. (2006). Métodos para el análisis espacial. Una aplicación al estudio de la geografía de la Pobreza. Universidad de Wisconsin Madison. III Congreso de la asociación latinoamericana de Población.
- Sarmiento, A., & González, J. (1998). Algunos aspectos conceptuales del índice de condiciones de vida. *Coyuntura Social*, (19), 67-88.
- Tobler, W. R. (1970). A computer movie simulating urban growth in the Detroit region. *Economic geography*, (46), 234-240.





**LA CURVA DE PHILLIPS  
NEOKEYNESIANA,  
ALGUNOS EJERCICIOS ADICIONALES PARA  
EL CASO DE COLOMBIA**

THE NEW KEYNESIAN PHILLIPS CURVE, ADDITIONAL APPROACHES FOR  
COLOMBIA

## Steven Zapata Álvarez

Economista de la Universidad Santo Tomas con Maestría en Economía de la Universidad de los Andes. Asesor de la Dirección general del Presupuesto del Ministerio de Hacienda.

Correo electrónico: [zapata@minhacienda.gov.co](mailto:zapata@minhacienda.gov.co)

Fecha de recepción: 30/06/2009

Fecha de aceptación: 13/07/2015

### Resumen

En este trabajo se presentan las estimaciones de la Curva de Phillips Neokeynesiana en una economía cerrada y en una economía pequeña y abierta para Colombia durante el periodo 1990-2006. Se encuentra que aproximadamente el 16 % de las empresas ajustan sus precios observando el movimiento pasado de la inflación y que los términos de intercambio pueden ser determinantes en la dinámica inflacionaria, lo que depende del nivel de apertura de la economía, el cual se calcula en 12 % para el periodo de estudio. Las estimaciones realizadas con la inflación del deflactor del PIB son más robustas desde el punto de vista teórico que aquellas realizadas con la inflación del IPC; sin embargo, la capacidad de predicción de los modelos estructurales es menor que aquella obtenida con modelos artesanales.

### Palabras clave

Curva de Phillips Neokeynesiana, inflación.

### Abstract

*This paper presents estimations for the New Keynesian Phillips curve in a close economy framework and a small and open economy framework for Colombia from 1990 to 2006. The main results suggest that approximately 16 % of the enterprises adjust their prices observing the inflation movements in the past. In addition, the interchange terms may be a determinant factor on the inflation dynamics, which depends on the opening level of the economy that is calculated as 12 % in the period under study. The estimations made with the GDP deflator seem to be stronger from the theoretical standpoint than those that were made with the CPI inflation; nevertheless, the structural models have smaller prediction capacity than that deriving from simple statistical models.*

### Keywords

New Keynesian Phillips Curve, inflation.

## INTRODUCCIÓN

Las especificaciones iniciales de la Curva de Phillips relacionaron empíricamente los cambios en los precios con el desempleo (véase, Phillips [1958], Samuelson y Solow [1960]), con el tiempo la rigurosidad teórica y la búsqueda por determinar conexiones entre el nivel de precios y las variables reales generaron modelos macroeconómicos microfundamentados con rigideces nominales, imperfecciones de mercado y expectativas racionales que instauraron como objetivo central de estudio la optimización dinámica de las empresas. Esto permitió implantar una relación estructural entre la inflación, las expectativas de los agentes sobre la dinámica futura de los precios y los costos marginales (denominada como la Curva de Phillips Neokeynesiana [CPN]), pues se estableció que las empresas determinaban sus precios como una proporción mayor que sus costos esperados lo que podría generar presiones inflacionarias (véase, Galí y Gertler [1999], Sbordone [2002]).

En este documento se estiman, analizan y comparan los parámetros estructurales de la CPN suponiendo que la economía es cerrada y que la economía es pequeña y abierta. La estimación estructural de la CPN es un ejercicio que ya ha sido elaborado para Colombia por Bejarano (2005) y Galvis (2010); sin embargo, en este trabajo se contemplan algunos ejercicios adicionales con respecto a los documentos realizados, ya que: (i) se lleva a cabo la estimación asumiendo diferentes medidas de costo marginal real; (ii) se comparan las

estimaciones de la Curva de Phillips Neokeynesiana para una economía cerrada y una economía pequeña y abierta; y (iii) se establece la capacidad de ajuste de la CPN para una economía cerrada y se hacen diferentes ejercicios de robustez sobre las estimaciones.

Se seleccionó como periodo de estudio 1990-2006, en el cual la economía colombiana tuvo características que hacen de este análisis un caso interesante de estudio. La política de estabilidad de precios durante la década de 1990 y la implementación de la inflación objetivo hicieron disminuir la inflación a niveles de un solo dígito; sumado a lo anterior, la política de apertura económica se agudizó durante la década de 1990, por lo cual aspectos inherentes al comercio internacional se pueden haber convertido en determinantes de la dinámica de la inflación en el corto plazo<sup>1</sup>.

La estimación de la CPN para una economía cerrada se basa en el estudio para Canadá, Estados Unidos y Europa, realizado por Gagnon y Khan (2005). Estos autores utilizan un modelo de equilibrio parcial con competencia monopolística y rigideces nominales para establecer la dinámica de la inflación a través del tiempo. Como es usual en este tipo de literatura, la dinámica de la inflación es determinada por las expectativas que los agentes realizan sobre el nivel de precios en el futuro y por una fuerza de la actividad económica representada por la brecha de los costos marginales reales Galí y Gertler (1999) y Sbordone (2002).

Sin embargo, como lo señalan Rudd y Whelan (2007), la CPN estándar implica que la inflación es una variable basada en las expectativas de los costos marginales reales descontados, y por lo tanto, no captura de forma adecuada el efecto inercial que pueden tener sus propios rezagos. Por esta razón, se estima la denominada CPN híbrida desarrollada por Galí y Gertler (1999), la cual incluye agentes con expectativas adaptativas y trata de cubrir este vacío asociando la inflación con las expectativas de los precios y la brecha de los costos marginales reales, capturando los efectos rezagados de la inflación y la inercia que estos puedan tener sobre el nivel general de precios.

En el caso de la CPN para una economía pequeña y abierta la estimación se basa en Galí y Monacelli (2005), por medio de su modelo se puede demostrar que la dinámica de la inflación depende de las expectativas que los agentes tienen sobre los precios en el futuro, mientras que la actividad económica dependerá de los costos marginales y los términos de intercambio de los bienes producidos.

Tanto para el caso en el que se supone una economía cerrada como el de una economía abierta los datos respaldan la CPN híbrida, en comparación de la CPN estándar. De esta forma, la evidencia durante el periodo 1990-2006 permite afirmar que aproximadamente el 16 % de las empresas ajustaban sus precios teniendo en cuenta el comportamiento reciente de los precios, lo que

<sup>1</sup> Se debe tener presente que el periodo de análisis recoge toda la transición de política inflacionaria y comercial de las últimas tres décadas en Colombia, lo que permite analizar las principales conclusiones de este documento. Con base en lo anterior, se decidió no expandir el periodo de análisis debido a los problemas de inconsistencia que trajo consigo la implementación de modificaciones en la encuesta de hogares a partir del año 2006 (Farné, 2010).

implicaría un mayor peso de la política monetaria sobre la dinámica de la inflación. También se encuentra que aproximadamente el 71 % de las empresas colombianas mantienen sus precios fijos cada trimestre, y que los precios permanecen rígidos en Colombia aproximadamente 3 trimestres. Estos datos son comparables con los estudios realizados por Céspedes, et al. (2005) para Chile, y Gagnon y Khan (2005) para Canadá y Estados Unidos.

Al comparar los resultados de la CPN para una economía cerrada y la CPN para una economía abierta, se obtiene que los parámetros estructurales no varían notablemente. Sin embargo, los términos de intercambio aparecen como una variable determinante en la dinámica de la inflación y esta relación depende del nivel de apertura de la economía, el cual es calculado e igual a 12 % durante el periodo de análisis.

Este artículo está compuesto por cinco secciones; seguido a esta introducción, en las secciones dos y tres se describen los aspectos teóricos que sustentarán las estimaciones que se realizarán en la sección cuatro; en la sección cinco se estudia la robustez de las estimaciones; por un lado se analiza la congruencia teórica de los modelos a través del tiempo, y adicionalmente se compara su capacidad de predicción en el corto plazo; finalmente, se realizan algunas conclusiones.

## La Curva De Phillips Nekeynesiana

### La Curva de Phillips Nekeynesiana Estándar

Se considera un modelo con una economía cerrada, la cual tiene una estructura de mercado con competencia monopolística donde cada empresa

produce un bien diferenciado  $[Y_t(Z)]$ , el cual vende en el mercado a un precio  $[P_t(Z)]$ . La producción agregada de la economía es la producción compuesta del conjunto de empresas  $\{Z \in [0,1]\}$ , de esta forma, el producto agregado está representado por la función CES.

$$Y_t = \left[ \int_0^1 Y_t(Z)^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} dZ \right]^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}} \quad [2.1]$$

Donde,  $(\varepsilon > 1)$  representa la elasticidad de sustitución entre los diferentes bienes que conforman la canasta  $(Z)$ . Cada empresa tiene una función de demanda isoelástica por el bien que produce

$$\left\{ Y_t(Z) = \left( \frac{P_t(Z)}{P_t} \right)^{-\varepsilon} Y_t \in [0,1] \right\}$$

Por lo tanto, si los precios de la empresa son mayores al nivel general de precios

$$\left\{ P_t = \left[ \int_0^1 P_t(Z)^{1-\varepsilon} dZ \right]^{\frac{1}{1-\varepsilon}} \right\},$$

la demanda por su producto disminuye.

Los precios son rígidos y en cada periodo solo una proporción de empresas seleccionadas aleatoriamente igual a  $\{(1-\theta) \in [0,1]\}$  podrán cambiar sus precios óptimamente, mientras que la proporción restante  $(\theta)$  los mantendrá fijos. Dado que la señal que le permite a las empresas cambiar o dejar los precios fijos llega de forma aleatoria se puede suponer que esta sigue una distribución geométrica y la duración promedio en la cual los precios se mantienen fijos es igual a

$$\left\{ D = \frac{1}{1-\theta} \right\}.$$

Es así que si una empresa puede cambiar sus precios, su objetivo principal será maximizar los beneficios presentes descontados basándose en la

selección óptima del nuevo precio para su producto. Los beneficios dependen positivamente de los ingresos intertemporales  $[P_t(Z)Y_{t+k}(Z)]$  y negativamente de los costos totales que la empresa afrontará a través del tiempo

$$\left[ P_{t+k} Y_{t+k}(Z) \right]. \text{ El valor presente de los beneficios es descontado por la tasa}$$

$$\left[ R_{t,t+k} = \beta^k \left( \frac{P_t}{P_{t+k}} \right) \right],$$

donde  $[\beta \in (0,1)]$  representa la tasa de descuento subjetiva que proviene de la importancia que las empresas le dan a las pérdidas presentes respecto a las pérdidas futuras y

$$\left[ \left( \frac{P_t}{P_{t+k}} \right) = \left( \prod_{j=1}^k \Pi_{t+j} \right)^{-1} \right]$$

es el índice que relaciona los precios totales presentes y futuros.

$$\max_{P_t(Z)} \sum_{k=0}^{\infty} \theta^k E_t \left\{ R_{t,t+k} \left[ \left( \frac{P_t(Z)}{P_{t+k}} \right) \cdot CMG_{t,t+k}(Z) \right] Y_{t,t+k}(Z) \right\} \quad [2.2]$$

Todas las empresas tienen una misma función de producción con rendimientos constantes a escala y una cantidad indefinida de factores productivos. En promedio, las empresas que puedan cambiar sus precios buscarán obtener un precio óptimo  $(\bar{P}_t)$ , por lo tanto, el problema de maximización que las empresas afrontarán es

$$\max_{\bar{P}_t} \sum_{k=0}^{\infty} \theta^k E_t \left\{ \beta^k \left( \prod_{j=1}^k \Pi_{t+j} \right)^{-1} \left[ \left( \frac{\bar{P}_t}{P_{t+k}} \right)^{1-\varepsilon} - \frac{CMG_{t,t+k}^N(Z)}{P_{t+k}} \left( \frac{\bar{P}_t}{P_{t+k}} \right)^{-\varepsilon} \right] Y_{t+k} \right\} \quad [2.3]$$

Al desarrollar este problema de maximización, se determina la regla de decisión de precios de las empresas



(ecuación [2.4]), que es representada por la diferencia entre los precios seleccionados y el nivel general de precios de la economía

$$\left\{ x_t = \ln \left( \frac{\bar{P}_t}{P_t} \right) \right\}.$$

Esta depende de las expectativas de las desviaciones de la brecha de los costos marginales reales, definida por la diferencia entre los costos marginales reales y su nivel de largo plazo ( $\mu^{-1}$ ), y la diferencia entre el logaritmo de los precios futuros y los precios del periodo (t).

$$x_t = (1 - \theta\beta) \sum_{k=0}^{\infty} (\theta\beta)^k E_t \left\{ \sum_{j=1}^k \pi_{t+j} + cmg_{t+k}(Z) \right\} \quad [2.4]$$

Para hallar la CPN estándar, se desprende del nivel general de precios una medida, la cual determina que el nivel de inflación ( $\pi_t$ ), es exactamente igual a ( $x_t$ ) multiplicado por la proporción de empresas que cambian sus precios respecto a la proporción de empresas que los mantuvieron constantes

$$\left\{ \pi_t = \frac{1 - \theta}{\theta} x_t \right\}.$$

Al remplazar esta función en el nivel de precios óptimos seleccionados por las empresas, se obtiene la versión reducida de la CPN estándar, que relaciona el nivel de inflación  $\pi_t$ , con las expectativas de inflación  $E_t(\pi_{t+1})$  y la brecha del costo marginal real  $cmg_t(Z)$ .

$$\pi_t = \gamma_f E_t(\pi_{t+1}) + \lambda cmg_t(Z) \quad [2.5]$$

Donde sus parámetros reducidos están definidos por:

$$\left\{ \lambda = \frac{(1 - \theta)(1 - \theta\beta)}{\theta} \right\}$$

que es la elasticidad de la inflación con respecto a la brecha del costo marginal real y  $\{\gamma_f = \beta \epsilon(0,1)\}$  que es el parámetro que afecta los movimientos de la inflación sujetos a variaciones en las expectativas de los agentes.

### La Curva de Phillips Neokeynesiana híbrida

Con el propósito de establecer una medida de la CPN que pueda capturar la persistencia de los choques pasados de la inflación, Galí y Gertler (1999) desarrollaron una medida de inflación llamada la CPN híbrida. Para este caso, se supone que una proporción  $(1 - \omega)$  de empresas deciden seleccionar sus precios bajo una regla que depende de los costos marginales esperados, mientras que la proporción de empresas restante ( $\omega$ ) selecciona sus precios siguiendo una regla analítica que depende del comportamiento reciente de los precios.

El índice de precios que define el movimiento de la inflación de la economía estará dado por:

$$p_t = \bar{p}_t^* (1 - \theta) + \theta p_{t-1} \quad [2.6]$$

Donde:

$$\bar{p}_t^* = (1 - \omega) \bar{p}_t + \omega p_t^b = x_t^* = (1 - \omega) x_t + \omega (p_t^b - \bar{p}_t) \quad [2.7]$$

Esta medida representa la regla de decisión que tienen las empresas de la economía para seleccionar sus precios. La proporción  $(1 - \omega)$  de empresas, como ya se mencionó, seleccionará sus precios dependiendo del movimiento futuro de los costos marginales (ecuación [2.4]), mientras que la proporción ( $\omega$ ) restante lo

hará basándose en las decisiones de selección óptimas pasadas " $\bar{p}_{t-1}$ ", y la inflación " $\pi_{t-1}$ "

$$p_t^b = \bar{p}_{t-1} + \pi_{t-1} \quad [2.8]$$

Al combinar las ecuaciones [2.4], [2.6], [2.7] y [2.8] se obtiene la versión reducida de la CPN híbrida, la cual relaciona el nivel de inflación ( $\pi_t$ ) con las expectativas de inflación [ $E_t(\pi_{t+1})$ ], los movimientos pasados de la inflación ( $\pi_{t-1}$ ) y la brecha del costo marginal real [ $cmg_t(Z)$ ].

$$\pi_t = \gamma_f E_t \{ \pi_{t+1} \} + \gamma_B \pi_{t-1} + \lambda' cmg_t(Z) \quad [2.9]$$

Donde sus parámetros reducidos están definidos por:

$$\left\{ \lambda' = \frac{(1 - \theta\beta)(1 - \theta)(1 - \omega)}{\theta + \omega [1 - \theta(1 - \beta)]} \right\}$$

que representa la elasticidad de la inflación con respecto a la brecha del costo marginal real;

$$\left\{ \gamma_B = \frac{\omega}{\theta + \omega [1 - \theta(1 - \beta)]} \right\}$$

es el parámetro que establece la importancia del efecto inercial de las perturbaciones económicas pasadas; y

$$\left\{ \gamma_f = \frac{\theta\beta}{\theta + \omega [1 - \theta(1 - \beta)]} \right\}$$

determina el efecto de las expectativas de la inflación futura.

### Medidas de costo marginal en la Curva de Phillips Neokeynesiana.

La utilización de diferentes tecnologías para determinar la dinámica de los costos marginales reales fue analizada profundamente por Rotemberg y Woodford (1999). En su documento, estos



autores comprueban que si se asumen diferentes tipos de tecnología, la brecha de los costos marginales reales tiende a ser más procíclica que con las medidas tradicionales de costo laboral unitario. Al mismo tiempo, Sbordone (2002) hacía una estimación de la CPN asumiendo que los costos marginales reales promedio de la economía no solo dependían de los costos laborales y el producto, sino que estos también se afectaban por la dinámica de los precios en el futuro.

Si cada empresa  $Y_t(Z)$  opera bajo un esquema de producción con retornos constantes a escala

$$Y_t(Z) = K_t(Z)^\Theta (A_t N_t(Z))^{1-\Theta} \quad [2.10]$$

Donde  $[K_t(Z)]$  es el capital usado por la empresa,  $[A_t N_t(Z)]$  es la cantidad de trabajo efectivo, " $A_t$ " por su parte, representa los choques de productividad en el trabajo y  $[\Theta \in (0,1)]$  es la elasticidad de sustitución del producto con respecto al capital. Los costos marginales reales intertemporales para la empresa ( $Z$ ) que puede cambiar sus precios en el periodo  $t$ , son:

$$CMG_{t,t+k}(Z) = \frac{1}{1-\Theta} \frac{W_{t+k} N_{t+k}(Z)}{P_{t+k} Y_{t,t+k}(Z)} \quad [2.11]$$

Dado que los precios son rígidos y que la empresa que maximiza el valor presente de sus beneficios descontados no espera tener siempre la misma demanda por su producto, la función de demanda intertemporal del producto  $[Y_t(Z)]$  es

$$Y_{t,t+k}(Z) = \left( \frac{\bar{P}_t}{P_{t+k}} \frac{P_t}{P_t} \right)^{-\varepsilon} Y_{t+k}$$

$$\left( \frac{X_t}{\prod_{j=1}^k \pi_{t+j}} \right)^{-\varepsilon} Y_{t+k} \quad [2.12]$$

Esta transformación es bastante interesante pues la demanda intertemporal del producto, aumenta (disminuye) dependiendo la selección de los precios  $\bar{P}_t$ . Si estos son menores (mayores) que los precios en general su demanda del producto tenderá a aumentar (disminuir). Al remplazar [2.12] en [2.11], se obtiene una medida del costo marginal real que asocia los costos marginales promedio con la producción, el capital, los salarios y los precios totales de la economía.

$$CMG_{t,t+k}(Z) = \frac{1}{1-\Theta} \frac{W_{t+k}}{A_{t+k} P_{t+k}} \left[ \frac{Y_{t+k}}{K_{t+k}} \right]^\Theta \left( \frac{X_t}{\prod_{j=1}^k \pi_{t+j}} \right)^{\frac{\varepsilon\Theta}{(1-\Theta)}} \quad [2.13]$$

Si se supone que el modelo no puede ser estacionario debido a la variable  $A_{t+k}$ , las variables son estables en el estado estacionario si se definen como:

$$\tilde{W} = \frac{W_{t+k}}{A_{t+k} P_{t+k}} \quad \tilde{Y} = \frac{Y_{t+k}}{A_{t+k}} \quad \tilde{K} = \frac{K_{t+k}}{A_{t+k}}$$

Al remplazar en [2.13] las variables estacionarias y Log - linealizando alrededor del estado estacionario con precios flexibles, se obtiene la brecha del costo marginal real intertemporal para la empresa representativa ( $Z$ ). Donde la medida de costo marginal real promedio es representada por el logaritmo del costo laboral unitario promedio

$$\left\{ cl_{t+k}^{prom} = cmg_{t+k}^{prom} = w_{t+k} + \frac{\Theta}{1-\Theta} y_{t+k} \right\},$$

y el parámetro estratégico complementario, es decir, el que hace que exista una medida proporcional entre el costo marginal real promedio y el costo marginal agregado es

$$\left\{ h^{CD} = \frac{\varepsilon\Theta}{1-\Theta} \right\}$$

$$cmg_{t+k}(Z) = cmg_{t+k}^{promCD} - h^{CD}$$

$$\left[ x_t - \sum_{j=1}^k \pi_{t+j} \right] \quad [2.14]$$

El factor que determina la diferencia entre los precios relativos óptimos de la economía y el nivel de inflación a través del tiempo

$$\left[ \left[ x_t - \sum_{j=1}^k \pi_{t+j} \right] \right\}$$

es determinante, pues indica que los costos marginales intertemporales varían cada vez que las empresas seleccionan un nuevo nivel de precios. De esta forma, si la empresa selecciona un precio óptimo por encima de los precios que tendrá la economía en el futuro su demanda disminuirá, la cantidad de producción lo hará de la misma manera y esto se reflejará en una disminución de los costos marginales reales que afrontará a través del tiempo la empresa. Por esta razón se espera que  $\{h^{CD} \geq 0\}$ .

Finalmente, combinando [2.14] con [2.4], [2.6], [2.7] y [2.8], se obtienen la CPN estándar e híbrida para una medida proporcional entre el costo marginal promedio y total.

$$\pi_t = \gamma_f E_t(\pi_{t+1}) + \lambda \Omega cmg_t^{prom} \quad [2.15]$$

$$\pi_t = \gamma_F E_t \{ \pi_{t+1} \} + \gamma_B \pi_{t-1} + \lambda' \Omega cmg_t^{prom} \quad [2.16]$$

Ahora, existe un factor de escala

$$\left\{ \Omega = \frac{1}{[1+h]} \in (0,1] \right\}$$

que afecta a la elasticidad de la inflación con respecto a la brecha del costo marginal real. Por lo tanto, si las empresas seleccionan sus precios de tal forma que sean parecidos a los precios existentes en la economía ( $\Omega$ ) no debería afectar los resultados de la estimación de la CPN.

## Curva De Phillips Neokeynesiana para una economía pequeña y abierta

### El caso del modelo de Galí y Monacelli

Para poder hacer una comparación y observar si los parámetros de la CPN de una economía cerrada se afectan al suponer que la economía es abierta, se presenta la medida derivada por Galí y Monacelli (2005) de la Curva de Phillips Neokeynesiana para una economía pequeña y abierta (CPN EA). El principal objetivo de este apartado no es presentar una derivación explícita del modelo sino establecer las relaciones estimables de la inflación en una economía abierta.

En la ecuación [3.1] se presenta la CPN EA derivada por Galí y Monacelli (2005)<sup>2</sup>. Esta podría ser análoga a la CPN estándar, pues ( $\beta$ ) y ( $\lambda$ ) representan las mismas

relaciones teóricas y están definidas de la misma manera, pero tienen una diferencia importante: la trayectoria de la inflación ( $\pi_{H,t}$ ) no representa la inflación total de la economía, en esta solo se incluyen la mercancía producida y comercializada dentro de la economía pequeña y abierta modelada, excluyendo las relaciones comerciales internacionales.

$$\pi_{H,t} = \beta E_t \{ \pi_{H,t+1} \} + \lambda cmg_t \quad [3.1]$$

Sin embargo, y tal como lo establece el modelo, existe una relación proporcional entre la inflación ( $\pi_t$ ), la cual incluye tanto productos domésticos como importados y la inflación de los productos domésticos ( $\pi_{H,t}$ ). La diferencia entre estas dos variables, expresada por la ecuación [3.2], depende de la primera diferencia del logaritmo de los términos efectivos de intercambio, definidos como los precios de los bienes producidos en el extranjero en términos de los bienes de la economía modelada [i.e. ( $s_t = p_{F,t} - p_{H,t}$ )]. Esta diferencia tiende a aumentar entre mayor sea la apertura de la economía, definida por el parámetro  $\{\alpha \in [0,1]\}$ .

$$\pi_t = \pi_{H,t} + \alpha \Delta s_t \quad [3.2]$$

Para obtener una medida de la inflación total de la economía pequeña y abierta modelada, se deben combinar las ecuaciones [3.2] y [3.1]. Al igual que Mihailov et al. (2008), se despeja la inflación doméstica de [3.2] y se obtiene el valor esperado de la misma.

$$E_t \{ \pi_{H,t+1} \} = E_t \{ \pi_{t+1} \} - \alpha E_t \{ \Delta s_{t+1} \} \quad [3.3]$$

Remplazando [3.3] y [3.2] en [3.1], se obtiene la CPN EA en su forma reducida que depende de las expectativas de inflación, la brecha del costo marginal y los términos de intercambio.

$$\pi_t = \beta E_t \{ \pi_{t+1} \} + \lambda cmg_t + \alpha \{ \Delta s_t - \beta E_t \{ \Delta s_{t+1} \} \} \quad [3.4]$$

Es así que suponiendo que los precios domésticos se mantienen constantes, se tiene que a mayor nivel de apertura y mayor valor en las expectativas del nivel general de precios en el exterior, se puede esperar una mayor demanda por los productos domésticos generando una presión sobre el nivel general de precios a la baja lo que terminaría con una menor inflación para la economía modelada.

## Datos y estimación de la Curva De Phillips Neokeynesiana

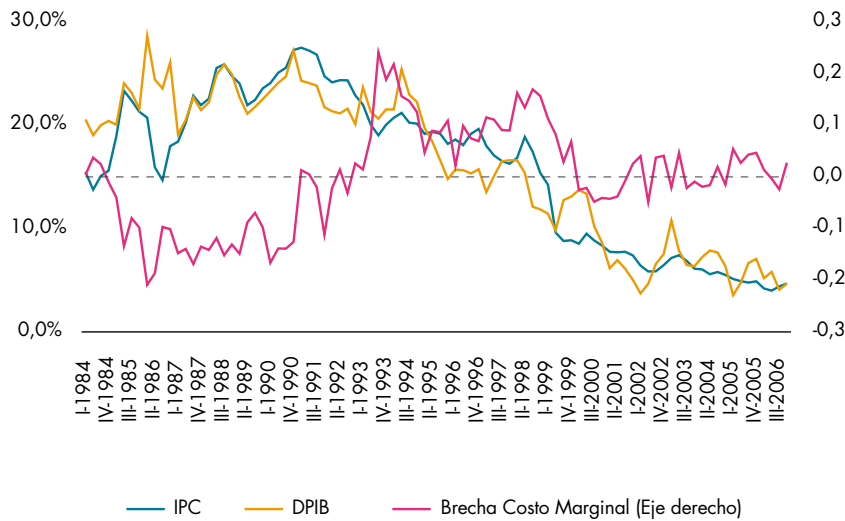
### Datos

En la década de los años ochenta, mientras que la inflación se mantenía dentro de su patrón moderado, los costos laborales unitarios colombianos eran bajos y no se presentaba una relación estrecha entre las dos variables. Sin embargo, como se observa en la gráfica 1, durante los años posteriores al inicio de la década de los noventa, se ve una relación más clara entre la inflación y la brecha de los costos laborales unitarios reales, la cual tiende a reforzarse a medida que transcurre los años.

La implementación de la política de inflación objetivo, la consolidación del proceso de apertura económica y un aumento sustancial en los costos laborales

<sup>2</sup> La derivación de la (CPN EA) se encuentra en el Apéndice 1, sección 4. Este es un documento adicional no indexado a este trabajo.

**GRÁFICO 1. INFLACIÓN ANUAL DEL IPC Y DEL DEFLACTOR DEL PIB COMPARADA CON EL COSTO LABORAL UNITARIO REAL COMO MEDIDA APROXIMADA DEL COSTO MARGINAL REAL EN COLOMBIA. 1984-2006**



Fuente: Cálculos del autor con base en el Banco de la República, DANE y DNP.

unitarios reales generados, según la OIT (1999), por un aumento en los salarios y un alza ocasionada por la aplicación de la Ley 100 de 1993 en las cotizaciones de las pensiones, la salud y los riesgos profesionales a cargo de las empresas hacen que el periodo 1990-2006 sea interesante para el estudio de la CPN, no solo por el presunto incremento de la relación entre las variables bajo análisis sino por la posibilidad de contraste entre los modelos de economía abierta y cerrada.

Los datos utilizados en las estimaciones son trimestrales para el periodo 1990-2006. Con el propósito de contrastar los aciertos teóricos y la robustez de las estimaciones, el estudio se hace con base en dos medidas de inflación: (i) la inflación del deflactor implícito del PIB (DPIB) y, (ii) la inflación trimestral del IPC<sup>3</sup>.

Debido a que el costo marginal real no es observable, Galí y Gertler (1999), y Sbordone (2002), extendieron la idea sobre la cual los costos laborales unitarios reales se calculan como una variable aproximada del costo marginal real dentro de la CPN. Por lo tanto, la brecha del costo marginal real es calculada por medio de la siguiente ecuación:

$$\left\{ cl_t = \ln \left[ \frac{W_t N_t}{(1-\Theta) Y_t} \right] - \overline{CL} \right\}$$

donde todas las series son trimestrales y están definidas por:

- $cl_t$  = Brecha del costo laboral unitario real. Esta es una medida aproximada de la brecha del costo marginal real.
- $W_t$  = Salario nominal. Este es igual al promedio trimestral de los

ingresos por posición ocupacional para las siete principales ciudades de Colombia reportados por el Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE).

- $N_t$  = Número total de empleados. El número total de empleados durante el periodo 1990-2002 se tomó del empalme realizado por Lasso (2002). Desde el tercer trimestre de 2002 hasta el cuarto trimestre de 2006, este es igual a la sumatoria total de empleados de las siete principales ciudades del país reportados por el DANE.
- $Y_t$  = PIB nominal. Para el PIB nominal se realizó un empalme entre las series reportadas por el Departamento Nacional de Planeación (DNP) que tienen como año base 1975 y las series reportadas por el DANE que tienen como año base 1994.

- $(1-\Theta)$  = Elasticidad de sustitución del trabajo. Se calibró con base a los estudios realizados por GRECO (2002) y es igual a tres quintos.
- $\overline{CL}$  = Costo laboral unitario real de largo plazo. Este es igual al promedio del logaritmo de los costos laborales unitarios reales trimestrales durante el periodo 1984-2006.

### La Curva de Phillips Nekeynesiana estándar y la Curva de Phillips Nekeynesiana híbrida, estimación estructural

El método de estimación utilizado es el Método Generalizado de Momentos (MGM), las variables instrumentales ( $\Psi_t$ ) utilizadas en todas las estimaciones realizadas en el documento son los cuatro primeros rezagos de la inflación

<sup>3</sup> La explicación detallada de los datos se presenta en el anexo A del documento.

bajo estudio, la brecha del costo marginal real, la tasa de interés CDT a 90 días trimestralizada y la brecha del PIB estimada con la diferencia sobre su tendencia cuadrática. Las condiciones de ortogonalidad utilizadas para estimar la CPN estándar e híbrida (ecuaciones [2.15] y [2.16]) en Colombia, para el periodo 1990-2006, buscan conservar la no linealidad de la ecuación y están dadas por<sup>4</sup>:

$$E_t \left\{ \left[ \pi_t - \beta E_t [\pi_{t+1}] - \lambda \Omega c m g_t^{prom} \right] \Psi_t \right\} = 0 \quad [4.1]$$

$$E_t \left\{ \left[ \pi_t - \theta \beta \phi^{-1} E_t [\pi_{t+1}] - \omega \phi^{-1} \pi_{t-1} - \lambda' \Omega c m g_t^{prom} \right] \Psi_t \right\} = 0 \quad [4.2]$$

Donde:

$$\phi = \left\{ \theta + \omega [1 - \theta (1 - \beta)] \right\};$$

$$\Omega = \frac{1}{[1 + h]}$$

$$\Gamma = (1 - \theta \beta)(1 - \theta)(1 - \omega);$$

$$\lambda = (1 - \theta)(1 - \theta \beta) \theta^{-1} \Omega;$$

$$\lambda' = \Gamma \phi^{-1} \Omega$$

Las restricciones del modelo hacen que no sea posible estimar todos los parámetros de las ecuaciones [4.1] y [4.2]. Por esta razón, se debe calibrar alguno de los parámetros que determinan estas funciones. Siguiendo la metodología usual en este tipo de documentos, (Galí y López-Salido, [2000]; Galí y López-Salido, [2001]; Céspedes et al., [2005] y, Gagnon y Khan, [2005]), se estiman la tasa de descuento subjetiva ( $\beta$ ) y el porcentaje de empresas

que mantienen sus precios rígidos ( $\theta$ ) en el caso de la CPN estándar; de la misma manera, se hace con los parámetros ( $\beta$ ), ( $\theta$ ) y ( $\omega$ ) de la CPN híbrida, mientras que el valor que afecta la elasticidad de la inflación con respecto a la brecha del costo marginal real [ $\Omega^{CD} = f(h^{CD})$ ] es calibrado.

Para llevar a cabo la calibración se seleccionaron diferentes parámetros estimados o reportados por diferentes autores. Entonces, la elasticidad de sustitución entre los bienes de la economía ( $\varepsilon$ ) es igual a cinco, parámetro reportado por Pérez Amaya (2006); y la elasticidad de sustitución del producto con respecto al capital ( $\theta$ ) es igual a dos quintos, la cual fue calculada por Greco (2002) y se obtiene que ( $h^{CD} = 3.33$ ).

### Estimación de la Curva de Phillips Neokeynesiana estándar

En la tabla 1 se presentan los valores estimados de ( $\theta$ ) y ( $\beta$ ) basados en la normalización de la CPN estándar [4.2]. Tanto para la inflación del IPC como para la inflación del DPIB se estudian dos casos: primero, se asume que los costos marginales reales varían respecto a los movimientos del costo laboral unitario por lo tanto ( $h^{CD} = 0$ ); y segundo, los costos marginales reales varían por movimientos en el costo laboral unitario y la selección de los precios de las empresas, es decir ( $h^{CD} = 3.33$ ).

Adicionalmente, se presentan los valores implícitos del parámetro reducido ( $\lambda$ ), ( $\lambda \Omega$ ) y del número total de trimestres en los cuales los precios se mantienen fijos ( $D$ ). El estadístico

$J$  permite afirmar que el conjunto de variables instrumentales es válido, de esta forma los parámetros estructurales estimados además de ser estadísticamente significativos han sido identificados adecuadamente.

Los resultados reportados demuestran que existe una relación directa entre la inflación y la brecha del costo marginal real en Colombia en el periodo 1990-2006, pues la elasticidad de la inflación con respecto a la brecha del costo marginal real ( $\lambda \Omega$ ) es positiva y estadísticamente significativa en cualquiera de los casos.

Como se observa, la introducción del parámetro estratégico ( $h^{CD} = 3.33$ ) afecta positivamente las estimaciones, pues los parámetros estructurales estimados tienden a ser más realistas tanto para la inflación del IPC como para la inflación del DPIB. Este resultado es el esperado, ya que como afirman Khan y Gagnon (2005), al suponer que ( $h^{CD} \neq 0$ ) se contribuye a capturar el efecto inercial de la inflación, pues se supone que los costos marginales son afectados directamente por el nivel general de precios.

Las estimaciones realizadas con la inflación del DPIB muestran que la brecha del costo marginal real afecta en un mayor grado a esta medida que a la inflación del IPC, lo que implica que una diferencia del 1 % del costo marginal real sobre su tendencia del largo plazo aumenta en 0,025 % la inflación trimestral del deflactor del PIB, mientras que la misma diferencia genera un aumento del 0,009 % en la inflación trimestral del IPC.

Para la estimación realizada con la inflación del IPC, el parámetro que afecta las expectativas racionales

<sup>4</sup> El análisis teórico del Método Generalizado de Momentos no se realiza en el documento para ahorrar espacio. Sin embargo, en el apéndice 3, documento adicional no indexado a este trabajo, se muestra de forma detallada la teoría econométrica que fue utilizada para hacer las estimaciones presentadas en esta sección.

<sup>5</sup> Resulta interesante que al realizar las estimaciones con la inflación del IPC, se obtienen resultados muy parecidos a los que se obtendrían si se hace la estimación con el DPIB, suponiendo que ( $\beta = 1$ ). Este tipo de análisis lo realizan Galí y Gertler (1999) y Bejarano (2005) con el propósito de observar la robustez de las estimaciones, garantizando la homogeneidad dinámica de la curva de Phillips.

**TABLA 1. ESTIMACIÓN ESTRUCTURAL CURVA DE PHILLIPS NEOKEYNESIANA ESTÁNDAR**

	Inflación IPC		Inflación DPIB	
	h = 0	h=3,33	h = 0	h=3,33
Parámetros de la forma reducida y variable a la cual afecta				
$\lambda\Omega(cmgi^{prom})$	0,009 (0,004)	0,009 (0,004)	0,025 (0,013)	0,025 (0,001)
$\lambda$	0,009 (0,004)	0,04 (0,017)	0,025 (0,013)	0,110 (0,003)
Parámetros estructurales				
$\beta$	1,010 (0,007)	1,010 (0,007)	0,924 (0,035)	0,924 (0,035)
$\theta$	0,903 (0,017)	0,814 (0,034)	0,880 (0,027)	0,741 (0,056)
Duración				
D	10,319 (1,895)	5,366 (0,984)	8,339 (1,893)	3,859 (0,840)
Estadístico J				
J	5,711 [0,973]	5,711 [0,973]	6,238 [0,960]	6,238 [0,960]

Fuente: Cálculos del autor con base en Banco de la República, DANE y DNP.

Notas: (i) los errores estándar, basados en la matriz de varianza - covarianza robusta a heteroscedasticidad y autocorrelación de Newey-West con 7 rezagos se muestran en los paréntesis; (ii)  $J$  se refiere al test de Hansen sobre identificación (el valor dentro de los corchetes representa el p-valor); y (iii) los errores estándar de  $(\lambda\Omega)$  y  $D$  se calcularon con el método delta.

$(\beta)$  es estadísticamente significativo y está muy cerca de 1 en los dos casos<sup>5</sup>, este resultado es el esperado y no es una situación inusual en las estimaciones de la CPN con MGM<sup>6</sup>. Esto implica, que en promedio, las empresas colombianas que determinan sus precios siguiendo el comportamiento del IPC podrían darle tanta importancia a las pérdidas futuras como a las presentes.

Por su parte, se obtiene una duración promedio de rigidez en los precios aproximadamente igual a 5 trimestres para las estimaciones realizadas con el IPC y de 4 trimestres para las estimaciones realizadas con el DPIB<sup>7</sup>.

Las estimaciones realizadas con la inflación del DPIB, suponiendo que  $(h^{CD} = 0)$ , se encuentran dentro del rango estimado en los trabajos internacionales Galí y Gertler (1999), pero

difieren de los trabajos realizados para Colombia; Bejarano (2005) encuentra que  $(\beta = 0.87)$  y  $(\theta = 0.70)$ , mientras que Galvis (2010) obtiene como resultado que  $(\beta = 0.83)$  y  $(\theta = 0.80)$ .

Vale la pena resaltar que al realizar la estimación con la inflación del DPIB, suponiendo que  $(h^{CD} = 0)$  y siguiendo la misma normalización usada por Bejarano (2005), la cual busca minimizar la no linealidad de la CPN

$$\left( \langle E_t \{ [\theta\pi_t - \theta\beta E_t[\pi_{t+1}] - (1-\theta)(1-\theta\beta)\Omega cmg_t^{prom}] \Psi_t \} = 0 \rangle \right),$$

se obtiene que  $(\beta = 0.94)$  y  $(\theta = 0.76)$ , resultados muy parecidos a los obtenidos por él.

Si por el contrario, se lleva a cabo esta estimación suponiendo que  $(h^{CD} = 3.33)$ , aunque los parámetros estructurales son identificados solo con el 71 % de confianza, se obtiene que  $(\beta = 0.87)$  y  $(\theta = 0.46)$ , lo cual significa que los precios se mantendrán rígidos en promedio 1,85 trimestres, resultado exactamente igual al obtenido por Julio y Zárate (2008) en su análisis microeconómico del índice de precios al productor.

### Estimación de la Curva de Phillips Neokeynesiana híbrida

Siguiendo la metodología de estimación descrita anteriormente, en la tabla 2 se observan los valores estimados de  $(\theta)$ ,  $(\beta)$  y  $(\omega)$ , basados en la normalización de la CPN híbrida [4.2]. También se encuentran los valores implícitos de los parámetros reducidos  $(\gamma_F)$ ,  $(\gamma_B)$ ,  $(\lambda')$ ,  $(\lambda' \Omega)$  y el número total de trimestres en los cuales los precios se mantienen fijos  $(D)$ .

<sup>6</sup> Céspedes et al. (2005), y Rudd y Whelan (2007) y Mihailov et al. (2008).

<sup>7</sup> Hofstetter (2008), utilizando otro tipo de análisis, estima que en promedio los precios se mantienen fijos en Colombia entre 4,5 y 4,6 trimestres. Por su parte Bejarano (2005) estimó una duración aproximada de 4,5 trimestres, pero excluye los alimentos de su estimación. El autor de este documento realizó el ejercicio con la inflación del IPC sin alimentos, y encuentra estimaciones muy parecidas de la CPN estándar, entre la inflación del IPC y la inflación del IPC sin alimentos. No hay razón para pensar lo contrario, teniendo en cuenta que la volatilidad de estas dos medidas es estadísticamente igual tal y como lo comprobaron Jaramillo et al. (1999). Por su parte, Galvis (2010) estima que los precios se mantienen constantes 5 trimestres.



El estadístico  $J$  permite afirmar, para todos los casos, que el conjunto de variables instrumentales es válido y que los parámetros han sido adecuadamente identificados.

Los aspectos relevantes de la CPN estándar se repiten en la CPN híbrida,

por lo tanto, si se supone que los cambios en los precios óptimos afectan la dinámica de los costos marginales de las empresas, se generan variaciones notables, con resultados más plausibles en las estimaciones realizadas con los dos tipos de inflación.

Como se observa en la tabla 2, los valores de  $(\beta)$  y  $(\theta)$  calculados con la CPN híbrida no varían sustancialmente, con respecto a las estimaciones realizadas con la CPN estándar. Respecto al porcentaje de empresas con expectativas adaptativas  $(\omega)$ , el valor disminuye si se supone que  $(h^{CD} = 3.33)$ . Esto sucede porque los costos marginales incorporan la relación entre los precios seleccionados por las empresas y el incremento esperado en el nivel general de precios favoreciendo a la proporción de agentes con expectativas racionales  $(1 - \omega)$ . La proporción  $(\omega)$  es mayor si se hace la estimación con la inflación del IPC; por lo tanto, si las empresas observan el comportamiento del IPC como el nivel general de precios de la economía se espera que existan en promedio 10 % más empresas observando el comportamiento pasado de los precios.

La característica más interesante de las estimaciones presentadas en la tabla 2, es que si se tiene en cuenta  $(\omega)$  en el cálculo de la CPN, la elasticidad de la inflación con respecto a la brecha del costo marginal real  $(\lambda\Omega)$ , es positiva pero no es estadísticamente significativa. Con excepción del caso en el cual se hace la estimación con la inflación del DPIB y  $(h^{CD} = 3.33)$ , siendo  $(\lambda'\Omega = 0.024\%)$  estadísticamente significativo con el 90 % de confianza. Por lo tanto, los resultados muestran que el efecto rezagado de la inflación tiene un mayor peso y ser más importante como factor determinante de la inflación trimestral del IPC que la brecha del costo marginal real.

Estos resultados son muy diferentes a los presentados por Bejarano (2005), quien obtiene, en el caso de la inflación del DPIB, un valor negativo y estadísticamente no significativo de la proporción  $(\omega)$  aunque adecuadamente identificado. Esto se debe al tipo de normalización de la CPN híbrida utilizada por este autor en la estimación del MGM.

**TABLA 2. ESTIMACIÓN ESTRUCTURAL DE LA CURVA DE PHILLIPS NEOKEYNESIANA HÍBRIDA**

	Inflación IPC		Inflación DPIB	
	h = 0	h=3,33	h = 0	h=3,33
Parámetros de la forma reducida y variable a la cual afecta				
$\gamma_F E_i(\pi_{t+1})$	0,758 (0,048)	0,755 (0,048)	0,734 (0,065)	0,738 (0,070)
$\gamma_B(\pi_{t-1})$	0,251 (0,046)	0,251 (0,046)	0,190 (0,065)	0,190 (0,065)
$\lambda\Omega(\text{cmg}_t^{\text{prom}})$	0,004 (0,010)	0,004 (0,006)	0,024 (0,021)	0,024 (0,014)
$\lambda'$	0,004 (0,010)	0,018 (0,025)	0,024 (0,021)	0,106 (0,061)
Parámetros estructurales				
$\beta$	1,011 (0,010)	1,010 (0,010)	0,891 (0,046)	0,895 (0,044)
$\theta$	0,909 (0,029)	0,828 (0,055)	0,863 (0,027)	0,706 (0,054)
$\omega$	0,305 (0,079)	0,278 (0,075)	0,198 (0,084)	0,163 (0,071)
Duración				
D	10,299 (3,556)	5,818 (1,879)	7,306 (1,450)	3,408 (0,628)
Estadístico J				
J	4,842 [0,978]	4,842 [0,978]	6,183 [0,939]	6,183 [0,939]

Fuente: Cálculos del autor con base en Banco de la República, DANE y DNP

Notas: (i) los errores estándar, basados en la matriz de varianza – covarianza robusta a heteroscedasticidad y autocorrelación de Newey-West con 10 rezagos, se muestran en los paréntesis; (ii)  $J$  se refiere al test de Hansen de sobre identificación (el valor dentro de los corchetes representa el p-valor); y (iii) los errores estándar de  $\gamma_F$ ,  $\gamma_B$ ,  $(\lambda\Omega)$  y  $D$  se calcularon con el método delta.

### Estimación de la Curva de Phillips Neokeynesiana para una economía pequeña y abierta

La CPN EA (ecuación [3.4]) se estima de la misma manera que la CPN estándar estructural. La condición de ortogonalidad impuesta a esta ecuación es:

$$E_t \left\{ \pi_t - \beta E_t [\pi_{t+1}] - (1-\theta) (1-\theta\beta)\theta^{-1} cmg_t + \alpha \left\{ \Delta s_t - \beta E_t [\Delta s_{t+1}] \right\} \Psi_t \right\} = 0 \quad [4.3]$$

La estimación de [4.3] se realiza por medio del MGM, donde  $(\Psi_t)$  representa el conjunto de variables

instrumentales, que sigue siendo exactamente el mismo que en los casos anteriores.

En la tabla 3 se encuentra la estimación de la CPN EA estructural. El estadístico  $J$  permite afirmar, para todos los casos, que dentro del periodo de estimación 1990-2006, el conjunto de variables instrumentales es válido y los parámetros estimados han sido identificados adecuadamente. Sin embargo, los resultados no son los esperados para las estimaciones realizadas con la inflación del IPC, mientras que la relación entre la brecha del costo marginal real y la inflación no es significativa, el parámetro que afecta el nivel de apertura es negativo.

Lo contrario sucede si la estimación se realiza con la inflación de DPIB, donde se obtiene un nivel de apertura positivo y la relación entre la brecha del costo marginal real y la inflación aumenta con respecto a las estimaciones realizadas para una economía cerrada. Este resultado es diferente al analizado por Mihailov et al. (2008), quienes encuentran que la elasticidad de la inflación, con respecto a la brecha del costo marginal real, no es estadísticamente significativa para Austria, Alemania, Italia, Francia, España, Holanda y Suecia, mientras que para el Reino Unido, aunque esta es estadísticamente significativa, no tiene el signo esperado.

**TABLA 3. ESTIMACIÓN ESTRUCTURAL DE LA CURVA DE PHILLIPS NEOKEYNESIANA ESTÁNDAR E HÍBRIDA, PARA UNA ECONOMÍA PEQUEÑA Y ABIERTA**

	$\beta$	$\theta$	$\omega$	$\alpha$	$\lambda$	$\lambda\Omega(cmg_t^{prom})$	$\gamma_F^{\pi_{t+1}}$	$\gamma_B^{\pi_{t+1}}$	D	J
CPN EA estándar (h = 0)										
IPC	1,015 (0,010)	0,917 (0,024)	-	-0,043 (0,013)	0,006 (0,004)	0,006 (0,004)	-	-	12,088 (3,485)	5,686 [0,956]
DPIB	0,914 (0,032)	0,865 (0,019)	-	0,108 (0,054)	0,033 (0,015)	0,033 (0,015)	-	-	7,415 (1,772)	6,259 [0,936]
CPN EA estándar (h = 3,33)										
IPC	1,015 (0,010)	0,843 (0,048)	-	-0,043 (0,013)	0,027 (0,020)	0,006 (0,005)	-	-	6,371 (1,983)	5,686 [0,957]
DPIB	0,914 (0,032)	0,712 (0,039)	-	0,108 (0,054)	0,141 (0,057)	0,032 (0,013)	-	-	3,472 (0,476)	6,259 [0,903]
CPN EA híbrida (h = 3,33)										
IPC	1,015 (0,011)	0,858 (0,069)	0,216 (0,082)	-0,030 (0,013)	0,013 (0,026)	0,003 (0,006)	0,810 (0,060)	0,200 (0,057)	7,052 (3,144)	5,365 [0,945]
DPIB	0,880 (0,042)	0,672 (0,037)	0,163 (0,060)	0,120 (0,052)	0,136 (0,047)	0,032 (0,011)	0,719 (0,076)	0,199 (0,062)	3,047 (0,349)	5,996 [0,916]

Fuente: Cálculos del autor con base en Banco de la República, DANE y DNP.

Notas: (i) los errores estándar, basados en la matriz de varianzas - covarianza robusta a heteroscedasticidad y autocorrelación de Newey-West, se muestran en los paréntesis; (ii)  $J$  se refiere al test de Hansen de sobre identificación (el valor dentro de los corchetes representa el p-valor); (iii) los errores estándar de  $\gamma_F$ ,  $\gamma_B$  y  $(\lambda\Omega)$  se calcularon con el método delta; y (iv)  $(\lambda = \lambda')$  en el caso de la CPN estándar y  $(\lambda = \lambda')$  en el caso de la CPN híbrida.

En la tabla 3 se presentan los resultados de la estimación de la CPN EA estándar e híbrida, asumiendo una medida en la que los costos marginales dependen de la selección óptima de precios de las empresas, por lo tanto se supone que ( $h^{CD} = 3.33$ ) y se obtienen resultados consistentes respecto a la estimación realizada para la CPN estándar e híbrida en una economía cerrada. Al asumir una medida diferente del costo marginal real, se obtienen resultados más plausibles de los parámetros estructurales. Por lo tanto, la duración de rigidez en los precios es menor y más adecuada. Además, las conclusiones generales establecidas en la estimación de la CPN EA son exactamente las mismas.

Para el caso de la CPN EA híbrida se obtiene, en el caso de la inflación del IPC, que la brecha del costo marginal real continúa perdiendo relevancia y el nivel de apertura sigue siendo negativo, corroborando que los resultados con esta medida de inflación son muy sensibles a los cambios en los tipos de ecuación y por lo tanto sus resultados poco confiables desde el punto de vista teórico. Mientras que en el caso del DPIB los resultados son constantes, robustos y confiables. De esta forma, para el caso del DPIB, la brecha sigue siendo relevante y la apertura positiva. Por lo tanto, siguiendo el modelo de Galí y Monacelli, aproximadamente el 12 % del consumo en Colombia durante 1990-2006 se realizó en productos producidos por fuera del país. Este resultado es bastante razonable, pues al observar las estimaciones realizadas para Colombia de los indicadores de apertura «importaciones/producto» y «exportaciones/producto», Esguerra y Villar (2007) y Posada y Morales

(2007) muestran que en la década de los noventa estos se encontraban dentro del rango del 10 % y 15 %.

## Robustez de las estimaciones

### Estimación de la Curva de Phillips Neokeynesiana estándar e híbrida durante los periodos 1984-2006 y 2000-2006

El objetivo de este ejercicio de robustez es establecer la consistencia de los parámetros tanto de la CPN estándar como de la CPN híbrida en una economía cerrada y una economía pequeña y abierta, al realizar las estimaciones para los siguientes periodos (i) (1984-2006) teniendo en cuenta que durante el periodo 1984-1990 no se había profundizado la política de estabilidad de precios y los costos laborales eran menores para las empresas, se espera que en la estimación los agentes con expectativas adaptativas sean mayores que los agentes con expectativas racionales, mientras que la brecha del costo marginal y los términos de intercambio pierden relevancia como factores determinantes de la dinámica de la inflación; (ii) (2000-2006) al realizar la estimación durante este periodo de análisis, en el cual ya se había implementado la política de inflación objetivo y el nivel de apertura económica había aumentado, se espera obtener una mayor cantidad de agentes con expectativas racionales y una mayor impacto de los términos de intercambio y la brecha del costo marginal sobre el nivel general de precios<sup>8</sup>.

En la tabla 4 se presentan los resultados de la estimación estructural de la

CPN estándar e híbrida, tanto para una economía cerrada como para una economía pequeña y abierta en Colombia durante el periodo 1984-2006. Como se puede observar en la mayoría de los casos, si se incluyen los datos de la década del ochenta, en la estimación la brecha del costo marginal real, aunque sigue siendo positiva, deja de ser estadísticamente significativa. Esto no ocurre en el caso de la CPN estándar estimada con la inflación del IPC, pues aunque se disminuye el valor de la elasticidad de la inflación con respecto a la brecha del costo marginal real, respecto al periodo base de estudio, esta sigue siendo un parámetro estadísticamente relevante en la dinámica de la inflación.

Con respecto al parámetro que determina el nivel de apertura de la economía ( $\alpha$ ), pierde relevancia en general, por lo tanto, los términos de intercambio pierden importancia en la dinámica de la inflación. Esta diferencia con respecto a la estimación realizada para el periodo 1990-2006 podría ser explicada por el repunte de las importaciones después del año 1991, el cual fue generado, como lo explican Esguerra y Villar (2007) por la eliminación de las restricciones cuantitativas a todas las importaciones al finalizar el año 1990.

Finalmente, durante el periodo 1984-2006 se puede observar en el caso de la inflación del IPC, que la proporción de empresas con expectativas adaptativas ( $\omega$ ) aumenta sustancialmente, este resultado es el esperado al incluir los datos de la década de los ochenta como se mencionó, la política de inflación objetivo se implementó gradualmente durante la década de los noventa.

<sup>8</sup>. Teniendo en cuenta las estimaciones de la sección 4, se espera que los resultados sean más apropiados al suponer que los costos marginales reales dependen de la selección intertemporal de precios por parte de las empresas. Por lo tanto, todas las estimaciones realizadas en esta sección se realizan suponiendo que ( $h^{CD} = 3.33$ ).

Lo contrario sucede al realizar las estimaciones para el periodo 2000-2006<sup>9</sup>. Como se observa en la tabla

5, la elasticidad de la inflación con respecto a la brecha del costo marginal real ( $\lambda\Omega$ ) es estadísticamente sig-

nificativa y casi duplica su valor con respecto a las estimaciones realizadas para el periodo base.

**TABLA 4. ESTIMACIÓN ESTRUCTURAL DE LA CURVA DE PHILLIPS NEOKEYNESIANA ESTÁNDAR E HÍBRIDA 1984-2006**

	$\beta$	$\theta$	$\omega$	$\gamma_F^{\pi_{t-1}}$	$\gamma_B^{\pi_{t-1}}$	$\lambda\Omega(cm g_t^{prom})$	$\alpha$	$\Delta$	$\vartheta$
CPN estándar									
Economía cerrada									
IPC	1,006 (0,007)	0,841 (0,041)	-	1,006 (0,007)	-	0,007 (0,004)	-	6,296 (1,632)	7,486 [0,914]
DPIB	0,932 (0,020)	0,884 (0,112)	-	0,932 (0,020)	-	0,005 (0,009)	-	8,617 (8,328)	6,157 [0,862]
Economía abierta									
IPC	1,006 (0,007)	0,843 (0,042)	-	1,006 (0,007)	-	0,006 (0,004)	-0,000 (0,027)	6,360 (1,718)	7,432 [0,878]
DPIB	0,933 (0,020)	0,884 (0,133)	-	0,933 (0,020)	-	0,005 (0,011)	0,003 (0,051)	8,591 (9,859)	7,924 [0,850]
CPN híbrida									
Economía cerrada									
IPC	1,002 (0,019)	0,889 (0,166)	0,578 (0,128)	0,607 (0,040)	0,394 (0,037)	0,001 (0,005)	-	9,017 (13,544)	5,390 [0,910]
DPIB	0,924 (0,022)	0,863 (0,104)	0,076 (0,061)	0,854 (0,058)	0,082 (0,059)	0,006 (0,008)	-	7,320 (5,580)	7,824 [0,855]
Economía abierta									
IPC	1,014 (0,027)	0,797 (0,116)	0,654 (0,129)	0,554 (0,060)	0,449 (0,058)	0,009 (0,023)	0,045 (0,019)	4,940 (2,844)	7,021 [0,860]
DPIB	0,924 (0,022)	0,854 (0,114)	0,081 (0,062)	0,850 (0,061)	0,086 (0,061)	0,007 (0,009)	0,020 (0,050)	6,870 (5,380)	7,860 [0,800]

Fuente: Cálculos del autor con base en Banco de la República, DANE y DNP.

Notas: (i) los errores estándar, basados en la matriz de varianza - covarianza robusta a heteroscedasticidad y autocorrelación de Newey-West, se muestran en los paréntesis; (ii)  $J$  se refiere al test de Hansen de sobre identificación (el valor dentro de los corchetes representa el p-valor); (iii) los errores estándar de  $\gamma_F$ ,  $\gamma_B$ ,  $\lambda'$  y  $D$  se calcularon con el método delta; y (iv) ( $\lambda = \lambda'$ ), en el caso de la CPN estándar y ( $\lambda = \lambda'$ ) en el caso de la CPN híbrida.

Los resultados muestran que durante el periodo 1990-2006 el nivel de apertura en Colombia aumentó hasta 19 %. Lo que significa que las variaciones en los términos de intercambio afectarán en una mayor proporción la dinámica

inflacionaria y esto está, posiblemente, asociado con las políticas macroeconómicas que se llevaron a cabo en la década del noventa. Sin embargo, afirmar que el grado de apertura es un factor determinante en la dinámica de

la inflación colombiana es una interpretación que se debe hacer con cuidado, pues Posada y Morales (2007) encuentran para el periodo 1980-2005 en Colombia, que una mayor apertura comercial no debe significar

<sup>9</sup> Las estimaciones de la inflación del IPC no son analizadas durante este rango temporal, se excluyeron debido a que no otorgaban estimaciones suficientemente confiables, según el test de sobre identificación de Hansen.

**TABLA 5. ESTIMACIÓN ESTRUCTURAL DE LA CURVA DE PHILLIPS NEOKEYNESIANA ESTÁNDAR E HÍBRIDA 2000-2006**

	$\beta$	$\theta$	$\omega$	$\gamma_F^{\pi_{t+1}}$	$\gamma_B^{\pi_{t+1}}$	$\lambda\Omega(\text{cmg}_t^{\text{prom}})$	$\alpha$	$\Delta$	$\mathcal{J}$
CPN híbrida									
Economía cerrada									
DPIB	0,851	0,745	0,352	0,600	0,333	0,013	-	3,920	6,816
	(0,117)	(0,274)	(0,092)	(0,075)	(0,036)	(0,022)		(4,217)	[0,911]
Economía abierta									
DPIB	0,859	0,501	0,230	0,603	0,320	0,071	0,190	2,003	6,354
	(0,103)	(0,070)	(0,045)	(0,123)	(0,030)	(0,017)	(0,025)	(0,277)	[0,897]

Fuente: Cálculos del autor con base en Banco de la República, DANE y DNP.

Notas: (i) los errores estándar, basados en la matriz de varianza-covarianza robusta a heteroscedasticidad y autocorrelación de Newey-West, se muestran en los paréntesis; (ii)  $\mathcal{J}$  se refiere al test de Hansen de sobre identificación (el valor dentro de los corchetes representa el p-valor); (iii) los errores estándar de  $\gamma_F$ ,  $\gamma_B$ ,  $\lambda'$  y  $D$  se calcularon con el método delta; y (iv) ( $\lambda = \lambda$ ) en el caso de la CPN estándar y ( $\lambda = \lambda$ ) en el caso de la CPN híbrida.

una menor o mayor inflación sino una mayor sensibilidad a los choques del sector externo que son capturados por aspectos como el grado de protección, la devaluación y la inflación externa.

### La Inflación fundamental

Para terminar esta sección, se analiza qué tan bien explican los movimientos de la inflación la CPN estándar y la CPN híbrida en una economía cerrada. Este tipo de análisis se realiza con el objetivo de observar qué tanto se ajustan los datos a las estimaciones realizadas con el MGM. Siguiendo a Galí y Gertler (1999), se asume una medida de la CPN que asocia el comportamiento actual de la inflación con los movimientos presentes y futuros descontados de la brecha del costo marginal real y se hace la estimación para la llamada inflación fundamental.

#### Inflación fundamental de la Curva de Phillips Neokeynesiana estándar

Si se tiene en cuenta el comportamiento de selección de precios y dado que

las expectativas de las empresas son racionales, al resolver hacia adelante la CPN estándar, se obtiene que el valor actual de la inflación depende de la sumatoria de los valores futuros de la brecha costo marginal real.

$$\pi_t = \lambda\Omega \sum_{k=0}^{\infty} \beta^k E_t \{ \text{cmg}_{t+k} \} \quad [5.1]$$

Como es establecido por Galí y Gertler (1999), la brecha del costo marginal real futura no se puede observar. Sin embargo, suponiendo que la inflación y la brecha del costo marginal real son estacionarios y que para todos los periodos  $t$  presentes y futuros se puede obtener una medida de la brecha del costo marginal real mediante un vector de variables

$$\Xi_t = [ \text{cmg}_t, \text{cmg}_{t-1}, \text{cmg}_{t-2}, \dots, \pi_t, \pi_{t-1}, \pi_{t-2}, \dots ]$$

descrito por un vector autoregresivo determinado por el siguiente sistema de ecuaciones.

$$\Xi_t = A\Xi_{t-1} + u_t \quad [5.2]$$

Mediante el método de proyección de vectores autoregresivos, se puede estimar los valores esperados de la brecha del costo marginal real en la ecuación [5.1]<sup>10</sup>. Por lo tanto, la inflación fundamental puede ser expresada como:

$$\pi_t^f = \lambda\Omega \xi' [I - \beta A]^{-1} \Xi_t \quad [5.3]$$

Donde

$$\langle E_t \{ \text{cmg}_{t+k} / \Xi_t \} = \xi' A^k \Xi_t \rangle \cdot (\xi')$$

es un vector columna, el cual separa los parámetros que afectan en la estimación a la brecha del costo marginal real. El conjunto de variables de información restringida con las que se estiman los valores esperados de la brecha del costo marginal real es descrito por el vector autoregresivo no restringido de orden dos

$$\{ \Xi_t = [ \text{cmg}_{t-1}, \text{cmg}_{t-2}, \pi_{t-1}, \pi_{t-2} ] \}$$

el cual fue seleccionado con el criterio de información de Akaike (1974). Los

<sup>10</sup> Una explicación más detallada de este tipo de estimación se puede encontrar en Campbell J. (1986) y Campbell y Schiller (1986).



valores de los parámetros  $[\lambda \Omega \beta]$  son los mismos que se muestran en la tabla 1 para cada uno de las inflaciónes bajo estudio<sup>11</sup>.

En el gráfico 2 se muestran las inflaciónes del IPC y el deflactor del PIB, y los valores fundamentales calculados para cada una de estas medidas por medio de la ecuación [5.3].

Se tiene el mismo conjunto de variables de información restringida

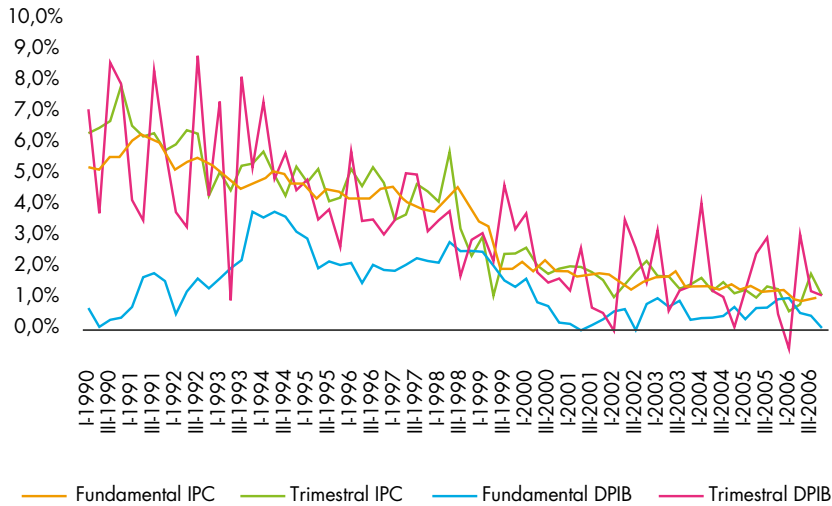
$$\{\Xi_t = [cmg_{t-1}, cmg_{t-2}, \pi_{t-1}, \pi_{t-2}]\}$$

y el vector de parámetros  $[\gamma_F \gamma_b \lambda']$  es el mismo reportado en la tabla 2. En el gráfico 3 se presentan la inflación del IPC y del DPIB y los resultados obtenidos por la inflación fundamental con expectativas híbridas para cada una de estas medidas.

En este caso se observa que la medida de inflación fundamental del DPIB se ajusta mejor a sus valores actuales, mientras que los cálculos realizados con el IPC son visiblemente mejores, lo cual no era de esperarse, pues la brecha del costo marginal real no es estadísticamente significativa en este caso. Por lo tanto, en el caso de la inflación del IPC se corrobora que los efectos rezagados de la inflación son tanto o más importantes que la brecha del costo marginal real.

Como un ejercicio adicional y teniendo en cuenta que la inflación fundamental con expectativas híbridas es mejor que la inflación fundamental con expectativas racionales para el caso del DPIB, donde todos los parámetros, estructurales y reducidos son estadísticamente significativos. Se compara la capacidad de predicción entre el modelo de inflación fundamental de expectativas híbridas con respecto a otros modelos, para así establecer qué tan buena es esta herramienta de predicción en la economía colombiana. Una forma útil de comparar la capacidad de predicción entre modelos, es llevar a cabo la prueba desarrollada con este fin (Diebold y Mariano, 1995). Siguiendo a Céspedes et al. (2005), se supone que la función de pérdida promedio es

**GRÁFICO 2. INFLACIÓN OBSERVADA VS INFLACIÓN FUNDAMENTAL. EXPECTATIVAS PURAS. 1990-2006**



Fuente: Cálculos del autor con base en Banco de la República, DANE y DNP.

Como se puede observar, la inflación fundamental del DPIB con expectativas puras no captura los movimientos de la inflación causada y aunque los aspectos teóricos de la CPN estándar se cumplen para esta medida de inflación, su capacidad de ajuste a los datos observados es reducida. Lo contrario sucede al utilizar la medida de inflación del IPC donde se observa una mayor capacidad de ajuste a los datos observados.

estándar, se obtiene una medida de la inflación fundamental para la CPN híbrida:

$$\pi_t^f = \delta_1 \pi_{t-1} + \frac{\lambda'}{\delta_2 \gamma_F} \Omega \xi_t'$$

$$\left[ \mathbf{I} - \begin{pmatrix} 1 \\ \delta_2 \end{pmatrix} A \right]^{-1} \Xi_t \quad [5.4]$$

Donde

$$\left\{ \delta_1 = \frac{1 - \sqrt{1 - 4\gamma_b \gamma_F}}{2\gamma_F} \right\} \text{ y}$$

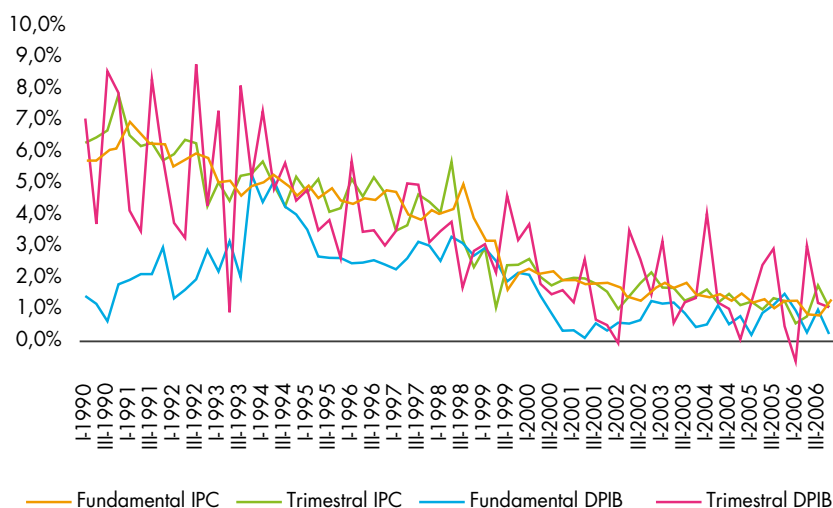
$$\left\{ \delta_2 = \frac{1 + \sqrt{1 - 4\gamma_b \gamma_F}}{2\gamma_F} \right\}.$$

### Inflación fundamental de la Curva de Phillips Nekeynesiana híbrida

Siguiendo a Gagnon y Khan (2005) y de la misma forma que con la CPN

<sup>11</sup> En el acápite 4.3.1 se encontró en el caso del DPIB, que bajo ciertos criterios el parámetro que afecta a la brecha del costo marginal real es igual a 0,18. Al hacer la estimación con este valor, la inflación fundamental sobreestima de manera significativa la inflación observada. Por lo tanto, se hacen los cálculos con los valores reportados en la tabla 1.

**GRÁFICO 3. INFLACIÓN OBSERVADA VS INFLACIÓN FUNDAMENTAL. EXPECTATIVAS HÍBRIDAS. 1990-2006**



Fuente: Cálculos del autor con base en Banco de la República, DANE y DNP.

determinada por la sumatoria a través del tiempo de la diferencia del cuadrado de los errores, generados por la resta entre la inflación actual del IPC y los valores predichos por las diferentes estimaciones

$$d = \frac{1}{T} \sum_{k=1}^T \left( \pi_{t+k}^{(IPC)} - \pi_{t+k}^{f(Expectativas\ Híbridas)} \right)^2 - \left( \pi_t^{(IPC)} - \hat{\pi}_t^{(Otras\ estimaciones)} \right)^2 \quad [5.5]$$

La hipótesis nula, afirma que las predicciones de la inflación fundamental realizadas con expectativas híbridas son mejores que las estimaciones realizadas con (i) la inflación fundamental de la CPN estándar; (ii) un proceso auto regresivo de orden 4; y (iii) una curva de Phillips tradicional estimada con cuatro rezagos de inflación y tres rezagos de la brecha del producto estimada con el filtro de Hodrick y Prescott, (i.e.,  $H_0 : d < 0$ ) en cualquiera de los casos. Esta hipótesis se puede comprobar por medio del estadístico de prueba de Diebold y Mariano

$$S = \frac{d}{\sqrt{\frac{\sum_{t=\tau+1}^T (d_t - d)(d_{t-\tau} - d)}{T^2}}} \quad [5.6]$$

**TABLA 6. COMPARACIÓN DE LA CAPACIDAD DE PREDICCIÓN DE LA INFLACIÓN FUNDAMENTAL ESTIMADA CON EXPECTATIVAS PURAS, FRENTE A OTROS TIPOS DE ESTIMACIÓN**

S	
Tipo de estimación	
Fundamental expectativas puras	-5,499 [0,999]
AR1	5,501 [0,000]
CPN tradicional	5,900 [0,000]

Fuente: Cálculos del autor con base en Banco de la República, DANE y DNP. Notas: (i) Los valores dentro de los corchetes representan el P-valor a favor de la hipótesis nula ( $H_0 : d < 0$ ).

En la tabla 6 se presenta el valor obtenido para el estadístico ( $S$ ) en cada uno de los casos mencionados, tomando toda la muestra y con una correlación de un rezago sobre la diferencia de los errores cuadráticos. Como se observa, la estimación realizada con la inflación fundamental de expectativas híbridas tiene una capacidad de ajuste peor a los otros casos analizados, exceptuando la estimación realizada con la inflación fundamental de expectativas puras. Esto es igual a lo encontrado en la literatura internacional donde la inflación fundamental calculada con expectativas híbridas tiende a describir mejor el comportamiento actual de la serie de la inflación Gali y López-Salido (2000) y Rudd y Whelan (2002).

Por lo tanto, no se puede afirmar que la inflación fundamental es la mejor medida de predicción para la inflación en Colombia.

## CONCLUSIONES

La relación existente entre la brecha del costo marginal real y la inflación identificada por los modelos nekeynesianos es comprobada para Colombia en el período 1990-2006. Como lo sugiere Wollman (1999), establecer otro tipo de medidas de costo marginal real puede mejorar los resultados, es así que al suponer que los costos marginales reales de las empresas varían dependiendo del momento en el cual estas seleccionan sus precios, se obtienen mejores estimaciones sobre los parámetros estructurales que afectan la CPN y se aumenta la relevancia estadística de la brecha del costo marginal en la estimación.

Al comparar los resultados de la CPN estándar de una economía pequeña y abierta con los de su equivalente de economía cerrada, se observa que los términos de intercambio son un factor determinante de la dinámica inflacionaria en Colombia y en el caso de la inflación del DPIB incluir esta variable en la estimación aumenta el impacto de los costos marginales sobre el nivel de precios.

Los resultados en general no favorecen a las estimaciones realizadas con la

inflación del IPC, los parámetros estimados son muy sensibles al periodo de análisis, la validez estadística de estos depende sustancialmente de los postulados teóricos que se imponen en la estimación y aunque la inflación fundamental parece explicar adecuadamente los movimientos de esta medida de inflación, esto se debe más a los movimientos capturados por la inflación rezagada que a los costos marginales reales.

Para la inflación del DPIB, las estimaciones de los parámetros estructurales son más robustas desde el punto de vista teórico pero son sensibles al rango temporal de estimación. Esto puede explicarse por cambios estructurales en el ambiente macroeconómico del país especialmente por la apertura económica, la política de inflación objetivo y los costos laborales crecientes en la década de 1990. Respecto a la capacidad de predicción del modelo se tiene que la inflación fundamental con expectativas híbridas explica adecuadamente la tendencia inflacionaria del DPIB en el periodo de análisis, pero se debe tener en cuenta que la

evidencia empírica no rechaza como medida explicativa de inflación la curva de Phillips híbrida para una economía pequeña y abierta. Por lo cual, no sería prudente afirmar que la inflación fundamental de la CPN híbrida para una economía cerrada es la mejor forma de explicar los movimientos de la inflación en Colombia.

Teniendo en cuenta lo anterior, realizar el estudio seleccionando los parámetros que minimizan la distancia entre la inflación fundamental y la inflación observada a la manera de lo hecho por Sbordone (2002), Groth et al. (2006), entre otros; de igual forma que indagar más sobre la influencia de la apertura comercial en la dinámica del proceso inflacionario, analizar a fondo los cambios en el ambiente macroeconómico que pudieron afectar las estimaciones estructurales de la CPN y analizar un posible efecto generado por la disminución en los costos laborales unitarios en la Ley 1607 de 2012 en el proceso inflacionario podrían enriquecer la discusión de los determinantes de la inflación y son un camino interesante para investigaciones futuras.

## ANEXO A. DEFINICIÓN Y FUENTES DE LAS VARIABLES

- **Brecha de producto.** Es la diferencia del logaritmo del PIB real trimestral con respecto a su tendencia de largo plazo:  $\{y_t = 100 \times (\ln Y_t - \bar{y}_t)\}$ . La tendencia de largo plazo se calcula utilizando una medida de tendencia cuadrática.
- **CDT 90 días.** Es el promedio trimestral del promedio mensual de las tasas de certificados de depósito a término a 90 días, reportadas por el Banco de la República.
- **Costo laboral unitario real.** Es la fracción entre el salario nominal

total y el PIB nominal total multiplicado por la elasticidad de sustitución con respecto al trabajo

$$CL_T = CMG_t = \frac{W_t L_t}{(1 - \Theta) Y_t}$$

La brecha del costo laboral unitario real se define como

$$\{cmg_t = 100 \times (\ln CMG_t - \overline{cmg})\},$$

donde su valor de largo plazo,

$$\left\{ \overline{cmg} = \frac{\sum_{t=0}^T \ln CMG_t}{T} \right\}$$

- **Inflación del deflactor implícito del PIB.** Se empalmaron las series del PIB real y nominal reportadas por el DNP, que tienen como año base 1975 y las series reportadas por el DANE que tienen como año base 1994. La inflación se define como el cambio porcentual trimestral del deflactor implícito del PIB

$$\{\pi_t = 100 \times (\ln P_t^{DPIB} - \ln P_{t-1}^{DPIB})\}$$

- **Inflación del IPC.** Se calcula a partir del deflactor del IPC,

este es reportado por el Banco de la República y estimado por el DANE. La inflación se define como el cambio porcentual trimestral de deflactor del IPC:

$$\{\pi_t = 100 \times (\ln P_t^{IPC} - \ln P_{t-1}^{IPC})\}$$

- **Número total de empleados.**

El número total de empleados durante el periodo 1984-2002 se tomó del empalme realizado por Lasso (2003). Desde el tercer trimestre de 2002 hasta el cuarto trimestre de 2006, el número de empleados se calcula como la sumatoria del número total de ocupados para Barranquilla, Bucaramanga, Bogotá, Manizales, Medellín, Cali y Pasto, el cual es calculado en la Encuesta Nacional Continua de Hogares realizada por el DANE.

- **Salario nominal.** Para el salario nominal se promediaron los

ingresos por posición ocupacional de las siguientes ciudades: Barranquilla Área Metropolitana (AM), Bucaramanga AM, Bogotá, Manizales AM, Medellín, Cali y Pasto. Reportados por el DANE. Esto se hizo para todos los trimestres desde el año 1984 hasta el año 2006.

- **Términos de intercambio.** Representa el promedio trimestral de los términos de intercambio mensuales calculados y reportados por el Banco de la República. Se calculan como el cociente entre el índice de precios de los bienes exportados y el índice de precios de los bienes importados. La fuente de información corresponde al índice de precios al productor.

## REFERENCIAS

Akaike, H. (1974). A new look at the statistical identification model, IEEE: Trans. Auto. Control, vol. 19, 716-723.

Bejarano, J. A. (junio de 2005). Estimación estructural y análisis de la Curva de Phillips Neokeynesiana para Colombia. *ESPE*, (48), 64-177.

Binyamini, A. (2007). Small open economy Newkeynesian Phillips Curve: Derivation and Application to Israel. *Israel Economic Review*, 67-92.

Campbell, J. Y. (1986). Does saving anticipate declining labor income? An alternative test of the permanent income hypothesis. *NBER Working Paper*, (1805).

Campbell, J. & Schiller, R. (1986). Cointegration and tests of present value models. Cowles foundation for research in economics discussion. Paper, (785).

Canzoneri, M., Cumby, R. & Diba, B. (31 de julio de 2002). Recuperado en agosto de 2013, del sitio web de Matthew B. Canzoneri: <http://www9.georgetown.edu/faculty/canzonem/canzoneri.htm>

Céspedes, L., Ochoa, M. & Soto, C. (December 2005). The Newkeynesian Phillips Curve in an emerging market economy: the case of Chile. *Central Bank of Chile Working Papers*, (355).

Diebold, F. & Mariano, R. (1995). Comparing Predictive Accuracy.

*Journal of Business and Economic Statistics*, 253-265.

Dornbusch, R. & Fischer, S. (1992). Inflación moderada. *ESPE*, (21), 7-68.

Esguerra, P. & Villar, L. (2007). El comercio exterior colombiano en el siglo XX. En J. Robinson & M. Urrutia, *Economía colombiana del siglo XX: un análisis cuantitativo* (pp. 81-124). Bogotá D. C.: Fondo de Cultura Económica.

Farné, S. (2010). *Encuesta de Hogares para Dummies: Cómo interpretar la transición de las encuestas continuas a la Gran Encuesta Integrada de Hogares*. Cuadernos de Trabajo 11. Universidad Externado de Colombia.

- Gagnon, E. & Khan, H. (2005). New Phillips Curve under alternative production technologies for Canada, the United States, and the Euro Area. *European Economic Review*, 1571-1602.
- Galí, J. & Gertler, M. (1999). Inflation Dynamics: A structural econometric analysis. *Journal of Monetary Economics*, 195-222.
- Galí, J. & López-Salido, J. D. (2000). A New Phillips Curve for Spain. BIS, 3.
- Galí, J. & Monacelli, T. (2005). Monetary policy and exchange rate volatility in a small open economy. *Review of economic studies*, 707-734.
- Galí, J., Gertler, M. & López-Salido, J. D. (2005). Robustness of the estimates of the hybrid Newkeynesian Phillips Curve. *Journal of Monetary Economics*, 1107-1118.
- Galí, J., López-Salido, J. D. & Gertler, M. (2001). European Inflation Dynamics. *European economic review*, 1237-1270.
- Galvis, J. C. (2010). Estimación de la curva de Phillips neokeynesiana para Colombia: 1990-2006. *Lecturas de Economía*, (73).
- Grupo de Estudios del Crecimiento Económico (GRECO). (2002). *El crecimiento económico colombiano en el siglo XX*. Banco de la República-Fondo de Cultura Económica, Bogotá, D. C.
- Groth, C., Jääskelä, J. & Surico, P. (2006). Fundamental inflation uncertainty. Bank of England. *Working Paper*, (309).
- Hofstetter, M. (2008). Sticky prices and moderate inflation. *Documentos CEDE*, 2008-20.
- Jaramillo, C. F., Caicedo, E., Cobo, A., González, A., Jalil, M., Julio, J. M. & Melo, L. F. (1999). La inflación básica en Colombia: Evaluación de indicadores alternativos. *Borradores de Economía*, (136).
- Julio, J. M. & Zárate, H. M. (2008). The price setting behavior in Colombia: Evidence from PPI Micro Data. *Borradores de Economía*, (483).
- Lasso, F. (2003). Nueva metodología de la Encuesta de Hogares. ¿Más o menos desempleados? *Archivos de Macroeconomía*, (213).
- López, E. & Misas, M. (1999). *Un examen empírico de la curva de Phillips en Colombia*. Banco de la República, Subgerencia de Estudios Económicos.
- Mihailov, A., Rumbler, F. & Johann, S. (September 2008). The small open economy Newkeynesian Phillips Curve: Empirical evidence and implied inflation dynamics. Department of Economics Johannes Kepler University of Linz. *Working Paper*, (0817).
- Organización Internacional del Trabajo (OIT). (1999). Empleo. *Un desafío para Colombia*. Lima: OIT.
- Pérez, J. (2006). Evaluación de reglas de tasa de interés en un modelo de economía pequeña y abierta. *Borradores de Economía Banco de la República*, (002638).
- Phillips, A. W (1958). The relation between unemployment and the rate of change of money wage rates in the united kingdom, 1861 – 1957. *Economica*. Vol. 25. 283 – 299.
- Plessis, S. D. & Burger, R. (2006). *A New Keynesian Phillips Curve for South Africa*. Pretoria: SARB Conference.
- Posada, C. E. & Morales, C. (2007). Inflación y apertura: Evidencia para Colombia (1980-2005). *Borradores de Economía*, (460).
- Rotemberg, J. J. & Woodford, M. (January, 1999). The cyclical behavior of prices and costs. En J. B. Taylor & M. Woodford, *Handbook of Macroeconomics* (pp. 281-361). Amsterdam.
- Rudd, J. & Whelan, K. (2002). Does the labor share of income drive inflation? *Board of Governors of the Federal Reserve System (FEDS)*, 2002-30.
- Rudd, J. & Whelan, K. (2007). Modeling inflation dynamics: A critical review of recent research. *Journal of Money Credit and Banking*, 155-170.
- Samuelson, P.A., and R.M. Solow. (1960). "Analytical Aspects of Anti-Inflation Policy" *American Economic Review Papers and Proceedings* 50(2), 177-94.
- Sbordone, A. M. (2002). Prices and Unit Labor Cost: A New Test of Price Stickiness. *Journal of Monetary Economics*, 265-292.
- Wollman, A. (1999). Sticky prices, marginal cost, and the behavior of inflation. *Federal Reserve Bank of Richmond Economic Quarterly*, 85.





# LA BANCA DE LAS OPORTUNIDADES

## Y LA OFERTA DE MICROCRÉDITO EN LA BANCA PRIVADA TRADICIONAL

THE «OPPORTUNITIES BANK» POLICY AND THE PRIVATE BANKS' MICROCREDIT SUPPLY



## Julián David Rosero Navarrete<sup>1</sup>

Economista y magíster en Economía de la Universidad de los Andes. Posgraduado en Econometría de la Universidad Torcuato Di Tella.

Correo electrónico: szapata@minhacienda.gov.co

Fecha de recepción: 30/06/2011

Fecha de aceptación: 30/09/2015

### Resumen

La Banca de las Oportunidades fue la política bajo la cual el gobierno nacional buscó dinamizar la bancarización en Colombia, logrando la cooperación de varios sectores fundamentales en el proceso. Entre estos se encuentra la banca privada tradicional que, por el hecho de tener la infraestructura y los recursos, es un actor importante para que la política fuera exitosa. Así pues, en el presente trabajo se realiza un análisis de la oferta de microcrédito proveniente de la banca privada tradicional, con ayuda de un ejercicio econométrico para un panel de 14 bancos en el periodo 2002-2010. Los resultados obtenidos y la revisión teórica realizada, que se muestra en este trabajo, llevan a inferir el hecho que la oferta de microcrédito no solo responde a los incentivos y mecanismos establecidos por la administración central, sino que también depende de otro tipo de factores como el desinterés del sector en algunos segmentos del mercado, entre otros asuntos.

### Palabras clave

Modelos datos panel, cambio estructural, oferta de microcrédito, banca privada, política pública.

### Abstract

The «Opportunities Bank» policy was a public effort with which the Colombian government intended to invigorate the banking process in the country, which achieved the cooperation of several key sectors in the process. Among those sectors was the traditional private banking, which due to the fact of their having the infrastructure and financial resources, is an important actor for the policy to be successful. Therefore, in this paper we perform an analysis with respect to the microcredit supply coming from the traditional private banking. The study was developed based on an econometric analysis using a panel of data relating to 14 private banks in the 2002-2010 period. The results obtained and the literature review shown in this paper, causes us to infer that the microcredit supply not only responds to the incentives and mechanisms established by the government, it also responds to other kinds of factors such as the lack of interest in participating private banks with respect to the microcredit market, among other issues.

### Key Words

Panel Data Models, structural change, microcredit supply, private banking, and public policy.

<sup>1</sup> Este trabajo fue culminado como Tesis de Grado en junio de 2011 para obtener el título de Magíster en Economía (Programa para Economistas Graduados – PEG, Universidad de Los Andes). Se agradece la colaboración y asesoría del profesor Luis Carlos Narváez Tulcán y las correcciones de los profesores Jorge Maldonado y Juan Manuel Santiago. Se agradecen también los comentarios de Margarita Uribe Silva, Fabián García Amado y Carlos Andrés Morales. Finalmente, un especial reconocimiento al apoyo de Diana González Triana y Clemencia Navarrete Jiménez.

## INTRODUCCIÓN

A partir de experiencias del Grameen Bank en Bangladesh y Acción Internacional en Brasil, se generó la percepción del microcrédito como herramienta efectiva para enfrentar la pobreza, conllevando a la popularización de este en las economías emergentes. Sen (2000) explora que la población en situación de pobreza está sujeta a limitaciones por no tener los recursos necesarios para subsistir y además, como lo documentó Yunus (2006), resulta expuesta a sistemas informales de financiación con condiciones desfavorables para los usuarios. Por tanto, el microcrédito también permitiría a sus beneficiarios una mayor discreción en la toma de sus decisiones en contraste al escenario de sumisión de la financiación informal (Helm, 2006).

De la misma manera, el procurar la oferta y acceso efectivo de este producto financiero hace que el deber-ser de las microfinanzas sea la reducción de la pobreza, al generar inclusión en los procesos sociales y originando el denominado «empoderamiento» en grupos de alta dependencia económica (Comim, 2007). La experiencia de Yunus (2006) en Bangladesh mostró que las externalidades positivas del empoderamiento no se ven de manera inmediata, sino que es un proceso que termina en emprendimiento y acumulación de capital social. De hecho, Comim (2007) concuerda también que es fuente principal de bienestar familiar y esto, facilita el desarrollo humano a

escala local, sin contar con que logra enfrentar problemas sociales como la baja educación de los hijos, el no uso de anticonceptivos, la violencia intrafamiliar, etc. (Pitt y Khandker, 1998; McKernan, 2002).

Es así como las estrategias para llevar la oferta de productos financieros (y en especial el microcrédito) hacia las poblaciones en situación de pobreza se ha vuelto parte de la agenda de los gobiernos para subsanar y solucionar de manera estructural este problema. Como señalan Medina y Núñez (2006), la alta penetración de estos productos posibilita y promueve el desarrollo en regiones apartadas, facilita el acceso a otros servicios, permite el control de la usura, etc. Al parecer existen muchas ventajas y a lo largo del orbe se ha documentado los efectos de mantener el flujo de financiación a la población que los necesita<sup>2</sup>.

Por su parte, en Colombia se han concretado iniciativas similares: desde programas financiados por la banca multilateral hasta iniciativas públicas como la denominada «Banca de las Oportunidades». Para llevarlas a cabo se ha contado con la participación de varios sectores, entre los cuales se encuentra la banca privada tradicional que siempre ha poseído una gran infraestructura a pesar de tener sus sucursales alejadas de las zonas en donde predomina la pobreza (Econometría S. A, 2008; Echeverri y Fonseca, 2006; Medina y

Núñez, 2006; entre otros). En el marco de la Banca de las Oportunidades, la banca privada es un actor fundamental y por tanto, se han desarrollado los mecanismos que incentiven su participación<sup>3</sup>. Sin embargo, existen estudios que siguen advirtiendo sobre la existencia de barreras y factores que limitan la oferta de microcrédito proveniente de dicho sector (Quevedo y Vesga, 2008).

Así pues, el objetivo principal del presente trabajo es analizar la oferta de microcrédito de la banca privada tradicional y verificar si las estrategias que se encaminaron en el marco de la Banca de las Oportunidades han incidido en ella. Se parte de una revisión teórica del microcrédito, la banca privada y finalmente, se procede a realizar un análisis econométrico de la oferta de microcrédito en 14 entidades bancarias no oficiales y que tampoco pertenecen a la banca especializada. Como el periodo de estudio es de 2002 a 2010, se hace el ejercicio de evaluar si el origen de la mencionada política trajo como consecuencia un cambio estructural en dicha oferta.

El presente documento está dividido en cinco secciones incluyendo esta introducción y las conclusiones del análisis al final del mismo. En la segunda sección, se expone una revisión de literatura relacionada con la banca privada y el microcrédito, el caso colombiano y el estado del arte de la Banca de las Oportunidades en cuanto a la oferta de

<sup>2</sup> Se han construido modelos teóricos que dan cuenta no solo de la eficiencia económica que produce el acceso a la financiación sino de la importancia en materia de oportunidades. A partir de información para varios países, se corrobora con esto que un mayor acceso a cualquier servicio financiero y general, a la financiación formal, tienen una posibilidad mayor de experimentar un mayor crecimiento económico (World Bank, 2008).

<sup>3</sup> En el Documento CONPES Nro. 3484 de 2007 se propone la coordinación de todos los sectores para el desarrollo del sector Mypime. Se expone el hecho que el sector bancario ha venido creando productos especializados para este segmento del mercado, al punto de ser el 33 % de la financiación para el año 2006 (p. 6).

esta modalidad. En la tercera sección, se explica la metodología: se construyen y estiman varios modelos para la oferta de microcrédito con el fin de tener un referente estadístico desde dónde analizar. Se comienza con estimaciones de Modelos de Regresión Lineal Múltiple asumiendo agentes homogéneos para obtener un panorama general. En segundo lugar, se realiza el mismo ejercicio pero con modelos de datos panel que capturen heterogeneidades entre los agentes. Finalmente, se estiman modelos dinámicos. Esta última estimación se considera necesaria puesto que, la variable dependiente (cartera real de microcrédito), es una serie constante desde 2002 y su naturaleza hace necesario tener en cuenta la importancia de su rezago. En la cuarta sección, se expone la evidencia estadística de un racionamiento de microcrédito en la banca privada tradicional, la ineficacia de algunos mecanismos, el desinterés del sector por incursionar en este segmento, el cambio estructural originado por la política en mención, entre otros resultados.

## Microcrédito, banca privada y la banca de las oportunidades

### Microcrédito y banca tradicional: revisión de literatura

Una primera aproximación al mercado de microcrédito puede plantearse a partir de la clasificación realizada por Ossa (2004), quien establece una «pirámide» de oferentes y demandantes de servicios financieros para el caso empresarial. En primer lugar está la cima de la pirámide, en donde pertenecen las empresas grandes cuya financiación es directa y con entidades no bancarias a nivel internacional. En

segundo lugar, se encuentran la mitad de la pirámide, donde se clasifican la mediana y pequeña empresa, respectivamente, cuya financiación proviene de bancos comerciales, cooperativas financieras, Instituciones Microfinancieras (IMF), etc. Finalmente, se encuentra el primer piso o la base en donde se clasifican las microempresas cuya financiación, mayoritariamente, recae en algunas IMF, ONG y prestamistas informales.

Pues bien, existe la problemática que en muchos países las IMF y ONG no cubren totalmente este segmento del mercado (Ossa, 2004). De otra parte, se percibe que el cliente microfinanciero no tiene cercanía a otro tipo de entidades diferentes a las especializadas en microcrédito; una forma de observar esto, es a través del esquema desarrollado por Helm (2006), en donde establece niveles en el sistema de financiación para este segmento del mercado de crédito.

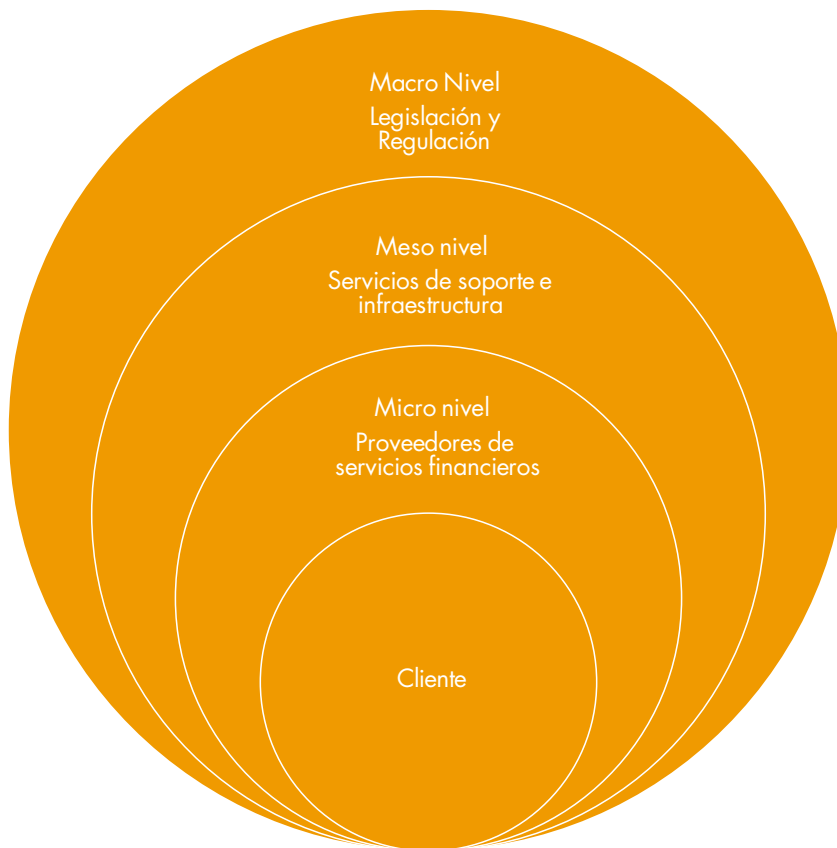
El *micro-nivel* es la categoría más cercana a los clientes, toda vez que hace referencia a la oferta directa de servicios financieros a las poblaciones de bajos recursos. Así que, se podría clasificar a las IMF, ONG y a la banca especializada en microfinanzas como los proveedores primarios de servicios financieros. Balkenhol (2007) señala que los últimos 20 años, estas entidades han proliferado. A finales de 2005, se hablaba de 3.000 IMF reportadas, las cuales sirvieron a cerca de 113 millones de familias de bajos recursos con la distribución de alrededor de US\$50.000 millones en microcréditos. Por su parte, el *meso-nivel* hace referencia a la infraestructura básica y mecanismos que reducen los costos de transacción en entidades organizadas y de alta notoriedad. Se podría clasificar en este nivel toda la infraestructura bancaria y financiera que, como se puede apreciar en la figura 1, se en-

cuentra alejada del usuario de microfinanzas. Finalmente, para completar la estructura, el *macro-nivel* que hace referencia a la política pública y las instituciones de orden gubernamental que se encargan de coordinarla.

Ahora bien, a pesar que las IMF y demás entidades especializadas que se encuentran en ese *micro-nivel* tratan de cubrir este segmento, es prudente mencionar que «(...) estructurar microfinanzas a través de las redes de bancos se facilita mucho en la medida en que estas presentan un costo marginal en la operación que han venido desarrollando (...)» (Villamizar, 2007, p. 33), toda vez que como señalan Sengupta y Aubuchon (2008), el sector bancario tradicional cuenta con la infraestructura necesaria para suplir la demanda de crédito por encima de las entidades tradicionalmente especializadas en este producto financiero. Una evidencia de esto es el ejercicio realizado por Cull, Dermirgüç-Kunt y Murdoch (2009) para un panel de 38 países, en donde encuentran que la existencia de competencia entre banca comercial e IMF conlleva a un deterioro en las ganancias netas de estas últimas, trayendo consecuencias en su expansión y cobertura. Sin duda, esto muestra las ventajas en materia de capacidad e infraestructura que tienen los bancos tradicionales.

Sin embargo, existen problemas tanto en el acceso y la oferta del sector bancario. Según Sengupta y Aubuchon (2008), «(...) los bancos convencionales, que actúan como acreedores para la mayoría de actividades de emprendimiento en el mundo moderno, han evitado en gran parte el financiamiento de los pobres» (p. 71). Se podría tomar los factores que producen esto como *exógenos* y *endógenos*; en primer lugar y en el caso del *macro-nivel*, podría plantearse como factores *exógenos* todo aquello por fuera del mercado y que

**FIGURA 1. NIVELES DEL SISTEMA DE FINANCIACIÓN**



Fuente: Helm, 2006, p. 16.

limita la oferta de crédito. Un ejemplo de ello es la continua intromisión en las operaciones bancarias por parte de las administraciones centrales y sus efectos contraproducentes ya que, como se ha visto en las principales economías del mundo, generan ineficiencias en el sistema, logrando que la operación sea limitada al no lograr economías a escala (Swary y Topf, 1993). En línea con esto, también se encuentra el establecer carteras mínimas o topes en los intereses cobrados. Sin embargo, no se puede apartar este mercado de un ambiente apropiado de regulación. Galindo y Micco (2005) concluyen tras los resultados de un ejercicio econométrico para 62 países que, uno de los factores que posibilitarían una mayor oferta de crédito es constituir los mecanismos

para reducir la información asimétrica y asimismo, la protección al oferente a través de legislación favorable. En definitiva, sin dicha protección, se asume que el rol de la banca tradicional puede ser tan solo marginal.

Ahora bien, los factores *endógenos* podrían surgir de la discreción de ofrecer o no esta modalidad de crédito y el aceptar o no a los usuarios que la soliciten. Woolcock (1999) señala tras su análisis de experiencias fallidas en materia de microfinanzas, que los bancos comerciales tienden a ignorar a los usuarios de microcrédito (o en su defecto, clientes en situación de pobreza) por los altos costos de prestar cantidades pequeñas y la ausencia de garantías. Es más, existe la percepción que

los bancos no están interesados en el mercado de microcréditos y de hecho que el subsidio de estos no asegura su funcionamiento (Siewertsen, 2005; Woolcock, 1999; entre otros).

De igual manera, Perraudin y Sørensen (1992) concluyen que a pesar de existir características demográficas que determinan el precio del crédito (como por ejemplo: vivir en zonas rurales, tener baja educación, ser madre cabeza de familia, entre otros), la banca tiende a rechazar de manera sistemática ciertos clientes y privilegiar a otros, así se encuentren en el mismo contexto. De hecho, Blanchflower, Levine y Zimmerman (2003) detectan tras estimar modelos probit de probabilidad de acceso al crédito en EE.UU., que existen elementos de naturaleza racial que lleva al trato diferenciado de los clientes en el mercado: exponen que una empresa de afrodescendientes con bajo riesgo y una impecable historia crediticia no cuenta con las ventajas de su contraparte caucásica.

Una de las fallas por parte de la banca privada es la ausencia de estudios e investigaciones para entender las necesidades de este segmento del mercado; según Woolcock (1999), el no hacer los estudios correctos para entender las dinámicas de dicho segmento ha hecho que en la práctica el sistema de préstamos hacia los pequeños emprendedores falle. Es más, en muchas ocasiones los bancos ponen a cargo de esta labor a personal inexperto y sin conocimiento en la materia (Woolcock, 1999; Nisbet, 1971). Ravoet (2010) muestra que en varios países de Europa la banca privada solo se encarga de surtir a las entidades que ofrecen esta modalidad de crédito o en su defecto, solo otorga financiación a población que se encuentra bancarizada. Es decir, en general, se puede interpretar que no existe el interés de explorar población que no cuente con



previa participación financiera, asunto que es un factor endógeno *per se*.

Ahora bien, se ha señalado que el desinterés de la banca comercial en ofrecer microcrédito responde a la inexistencia de los incentivos adecuados. Aducen problemas como el riesgo que representa el cliente de microcrédito, la ausencia de garantías e incluso, factores exógenos como la política pública encaminada y el exceso de regulación. De la misma manera, Murcia (2007) señala que los bancos, al no contar con información precisa de los demandantes, no hacen la clasificación apropiada para mitigar el riesgo deviniendo en un «racionamiento». Esto, claramente, va de la mano con el hecho que los bancos diseñan las condiciones para emitir préstamos y hacen una selección acogiendo únicamente a usuarios de considerados de bajo riesgo (Stiglitz y Weiss, 1981), excluyendo al resto.

Empero, existen formas de mitigar el riesgo. Held (1999) realiza una rigurosa descripción de las políticas encaminadas por Chile, Colombia y Costa Rica, y destaca la constitución de fondos públicos que compartían el riesgo con los clientes. El autor comenta que en Chile se creó la Corporación para el Fomento de la Producción (CORFO), la cual ha tenido un papel fundamental en la financiación del segmento microempresarial. De la misma manera, ocurrió en Costa Rica con SIAMPYME, lo cual fue un esfuerzo para coordinar los actores públicos y privados en torno a generar facilidades de financiación (Held, 1999). En Brasil, por su parte, tras la llegada de la administración de Lula da Silva, se encaminaron una serie de medidas de origen estatal para enfrentar problemas como el atraso en los flujos de crédito, la demanda no atendida y las altas tasas de interés. Una medida sobresaliente y sobre todo para acercar los servicios a la población, fue la instalación de corresponsales no bancarios

(Serpa, 2008). Esto sin duda atacaría el problema de no pago y redundaría en el aumento de la confianza por parte de quienes ofrecen financiación.

No obstante, lo que se puede apreciar en los ejemplos anteriores es que el origen de las medidas usualmente es estatal y no del sector bancario tradicional. Aun así, esto no es un comportamiento natural en el sector: Siewertsen (2005) exponen que en países como Francia y España, la banca cuenta con productos con los cuales se acercan al segmento microempresarial. Es más, un caso muy particular se presenta en Italia, en donde los negocios sostenibles y la inclusión social es una estrategia importante de los bancos, enmarcándose por fuera de ser una actividad filantrópica (Ravoet, 2010).

Para finalizar, respecto a Colombia, se han realizado algunos estudios describiendo y evaluando los mecanismos establecidos para aumentar la oferta de microcrédito. Entre estos se encuentra la revisión realizada por el Banco de la República de Colombia, el Ministerio de Agricultura y FINAGRO (2010), en la cual no solo se describe la importancia del microcrédito en el desarrollo social sino que también hace una revisión exhaustiva del mercado de esta modalidad de crédito y de la implementación de mecanismos en el marco de la *Banca de las Oportunidades*. Respecto a la oferta, describe el buen desempeño de ONG, banca oficial y banca pública en el crecimiento de la cartera, a pesar de la contracción en sectores como la banca privada. Otro trabajo es el de Mejía (2009), quien evalúa la irrigación de microcrédito posterior a la Banca de las Oportunidades y detecta problemas en la asignación del recurso, pues solo se dirige a población en «pobreza moderada» y zonas urbanas. Por tanto y reconociendo lo anterior, se hace imperioso el análisis de la oferta de microcrédito

en Colombia y más aún, desde una perspectiva comparada con la que se pueda detectar el desempeño de la banca privada tradicional.

## La oferta de microcrédito en Colombia y la banca de las oportunidades

a comienzos de la década de 1970, la política pública se dirigió a fortalecer las unidades de explotación empresarial a nivel micro en Colombia. Como no existían instituciones con vocación para cubrir la demanda crediticia de este segmento, los organismos donantes y las instituciones multilaterales canalizados por las ONG hicieron llegar estos recursos a la población (Marulanda, 2005). Así pues, se realizó el ejercicio, pero presentó altas tasas de morosidad conllevando a que desapareciera la iniciativa de financiar a este segmento.

En 1984 se formuló el «Plan Nacional de la Microempresa» como parte del Plan Nacional de Desarrollo, estableciendo los mecanismos en el documento CONPES–DNP 2069–UDS, permitiendo el acceso a recursos del BID a las ONG enfocadas en la financiación de micro unidades empresariales a través del denominado crédito solidario (Marulanda, 2005). De igual manera, se encaminaron programas a lo largo de la década de 1990 e incluso, según Arévalo (2005), a mediados de dicha década se empezó a presenciar un «volcamiento» por parte de las entidades financieras para ofrecer sus servicios al segmento Mypime, pues concentraba el 37 % de la producción nacional y cerca del 65 % del empleo. Por su parte, el Instituto de Fomento Industrial (IFI) se encargó de canalizar los fondos de organismos multilaterales a microempresarios. Sin embargo, el IFI no lograba satisfacer las necesidades y la demanda de otro tipo de servicios financieros para este segmento de

la industria nacional (Barona, 2004). Finalizó el siglo con el trámite de la Ley 590 de 2000, la cual articulaba mecanismos fundamentales para la financiación del segmento microempresarial. Estableció también un marco normativo para el microcrédito, comenzando por su definición, cuyo artículo 39 lo determinaba como la modalidad de crédito destinada a unidades de explotación empresarial con 1) menos de 10 trabajadores; y 2) un capital inferior a 500 salarios mínimos mensuales.

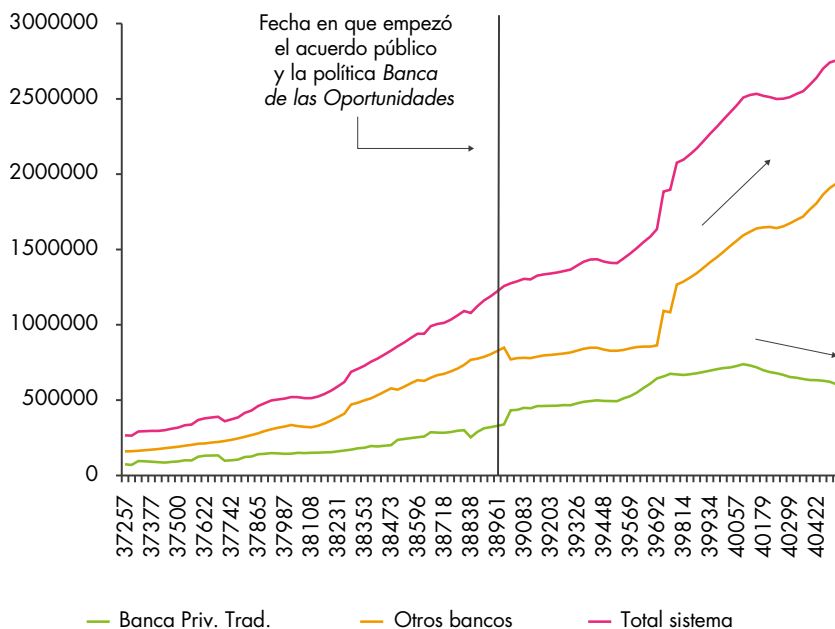
La ley también creó el Fondo Emprender y el Fomi-Pyme; estableció facultades al gobierno nacional para intervenir en el mercado en el momento

que existieran fallas y racionamiento en la oferta; autorizó a las entidades que ofrecían esta modalidad a cobrar comisiones u honorarios que solventen los costos operacionales; y claramente, posibilitó la capitalización constante del Fondo Nacional de Garantías (FNG), (este último un fondo estatal que servía de garante a microempresarios), entre otras cosas (Barona, 2004). De hecho, desde el año 2002 varios bancos comerciales comenzaron a incluir entre la oferta de sus productos cartera de microcrédito y además, se propiciaron los incentivos para incrementar la participación de nuevos agentes (ver gráfico 1)<sup>4</sup>.

estos se encuentran: la autorización para que se establezcan corresponsales no bancarios, la constitución de cuentas de bajo monto, la revisión al régimen de garantías, la revisión de las tasas de interés, la promoción en los incentivos y fundamentalmente, la realización de un acuerdo con los intermediarios financieros. A esto se le denominó *La Banca de las Oportunidades*. Consecuentemente, en septiembre de 2006 se expidió el Decreto 3078, en el cual se crea el programa de inversión de la Banca de las Oportunidades (PIBO), cuyos recursos son administrados por el Banco de Comercio Exterior de Colombia S.A. (Bancoldex) y bajo el cual se encaminaría una política de largo plazo con el fin de bancarizar a la población<sup>5</sup>. Sin duda, fue un esfuerzo por coordinar actores privados y públicos, para aprovechar la infraestructura y los recursos en el caso de los primeros como el generar las condiciones y el marco normativo, en el caso de los segundos. En materia de microcrédito, se expidieron mecanismos como el Decreto 1695 de 2006, el cual permite la emisión de garantías del FNG con recursos del PIBO; el Decreto 2233 del mismo año que reglamenta los servicios financieros de los Corresponsales No Bancarios y el Decreto 4090 de 2007, en donde se establece la diferenciación de tasas de interés según modalidad, entre otros (ver anexo 1, literal A).

Al parecer, estos mecanismos tuvieron algún impacto en la irrigación de microcrédito por parte del Sistema Financiero. En el gráfico 1 se puede observar que a partir de esa fecha se pronuncia un incremento en la cartera y

**GRÁFICO 1. CARTERA BRUTA ACUMULADA DE MICROCRÉDITO 2002-2010. (PRECIOS CONSTANTES DE 2002)**



Fuente: datos de la Superintendencia Financiera de Colombia.

En mayo de 2006, tras la expedición del CONPES 3424, se plantearon mecanismos para dinamizar el acceso a los servicios financieros; entre

<sup>4</sup> Es importante indicar que solo se tomó información de las entidades que la facilitan a la Superintendencia Financiera. Así pues, no se tendrá en cuenta para el presente estudio entidades que no hayan reportado esta información a la mencionada entidad.

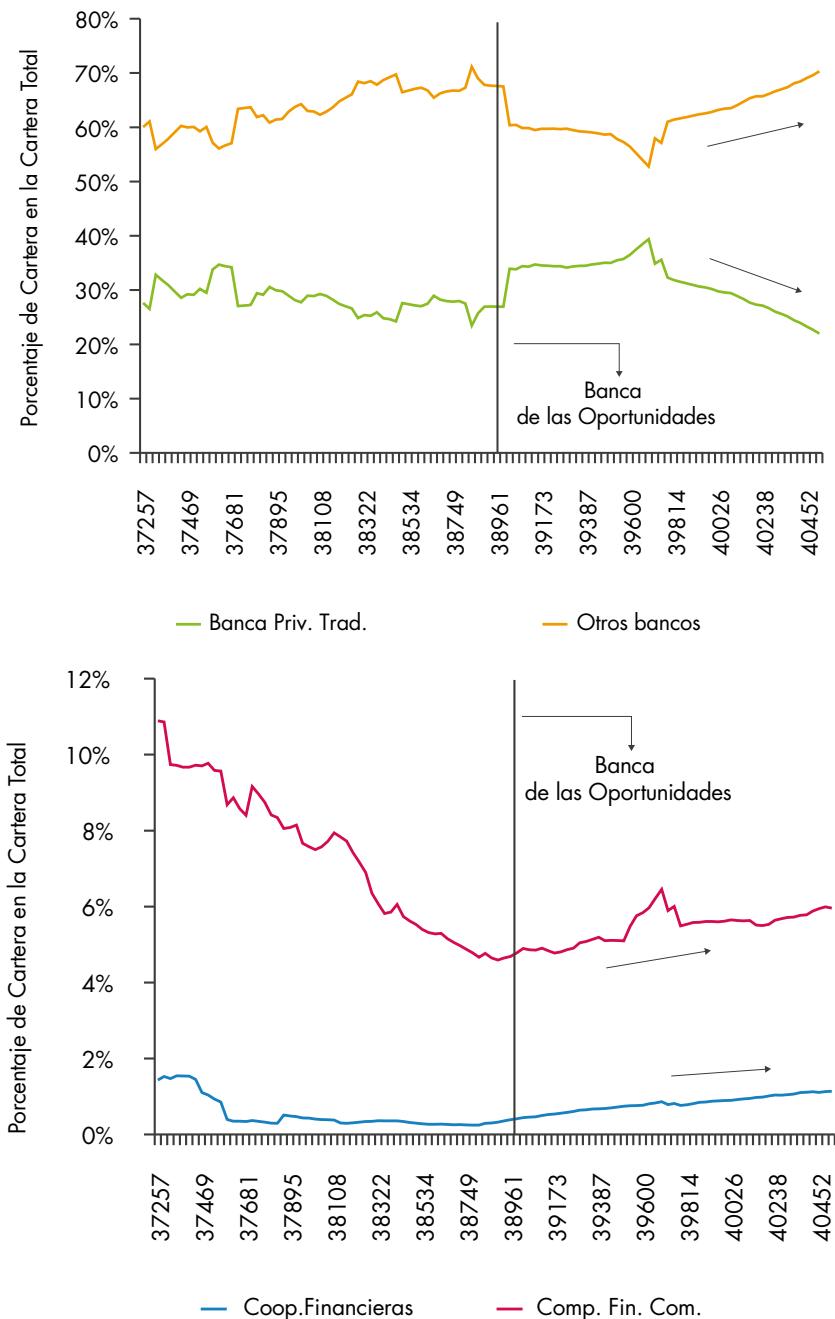
<sup>5</sup> Ver: [www.bancadelasoportunidades.gov.co](http://www.bancadelasoportunidades.gov.co)

se acentúa desde el segundo semestre de 2008. No obstante, este puede ser consecuencia de la injerencia que tuvo la entrada al país de dos bancos especializados: Procredit y Bancamia. Por su lado, el Banco Agrario, las cooperativas financieras y los programas de la *banca de segundo piso* presentaron un dinamismo importante en este periodo (Banco de la República, *et al.*, 2010). En cambio, la banca privada tradicional mantuvo el ritmo de crecimiento en la cartera con el cual venía desde 2002, desacelerándolo a partir de la segunda mitad de 2008 y presentando un leve decrecimiento desde 2009.

El gráfico 2 muestra cómo la participación en la cartera total de microcrédito ha venido incrementando para los bancos oficiales y especializados, llegando a que en 2010 comprendiera el 70 % del total de la cartera del sistema. Las Cooperativas Financieras también aumentaron su participación, pues en el mismo año superaron el 1 % de la cartera emitida. Por su lado, las Compañías de Financiamiento venían registrando un fuerte retroceso perdiendo participación en el total de cartera, pero a partir del segundo semestre de 2006 comenzó a registrar una leve recuperación. Por su lado, la proporción de la banca privada tradicional en la cartera de esta modalidad tuvo un fuerte incremento a partir de la formulación de la política, pero se estancó desde enero de 2007 dando paso a un fuerte retroceso desde la segunda mitad de 2008: comprendía en promedio una porción cercana al 28 % de la cartera y a pesar de casi alcanzar el 35 % finalizando 2006, en diciembre de 2010 su participación se redujo al 21 % del total.

Ahora bien, este comportamiento coincide con el decrecimiento de la cartera bruta finalizando la década y así mismo, con la disminución en la proporción de cartera que este sector destina

**GRÁFICO 2. PARTICIPACIÓN DE CADA SECTOR EN LA CARTERA DE MICROCRÉDITO DEL SISTEMA**



Fuente: datos de la Superintendencia Financiera de Colombia. Cálculos Propios.

a microcrédito. El gráfico 3 muestra que la proporción de cartera que cada sector destina a esta modalidad creció en todos los casos menos en la banca

privada cuya dinámica, al parecer se mantuvo constante (apreciando una ligera caída en 2010) y por debajo del 1 % del total del crédito emitido por

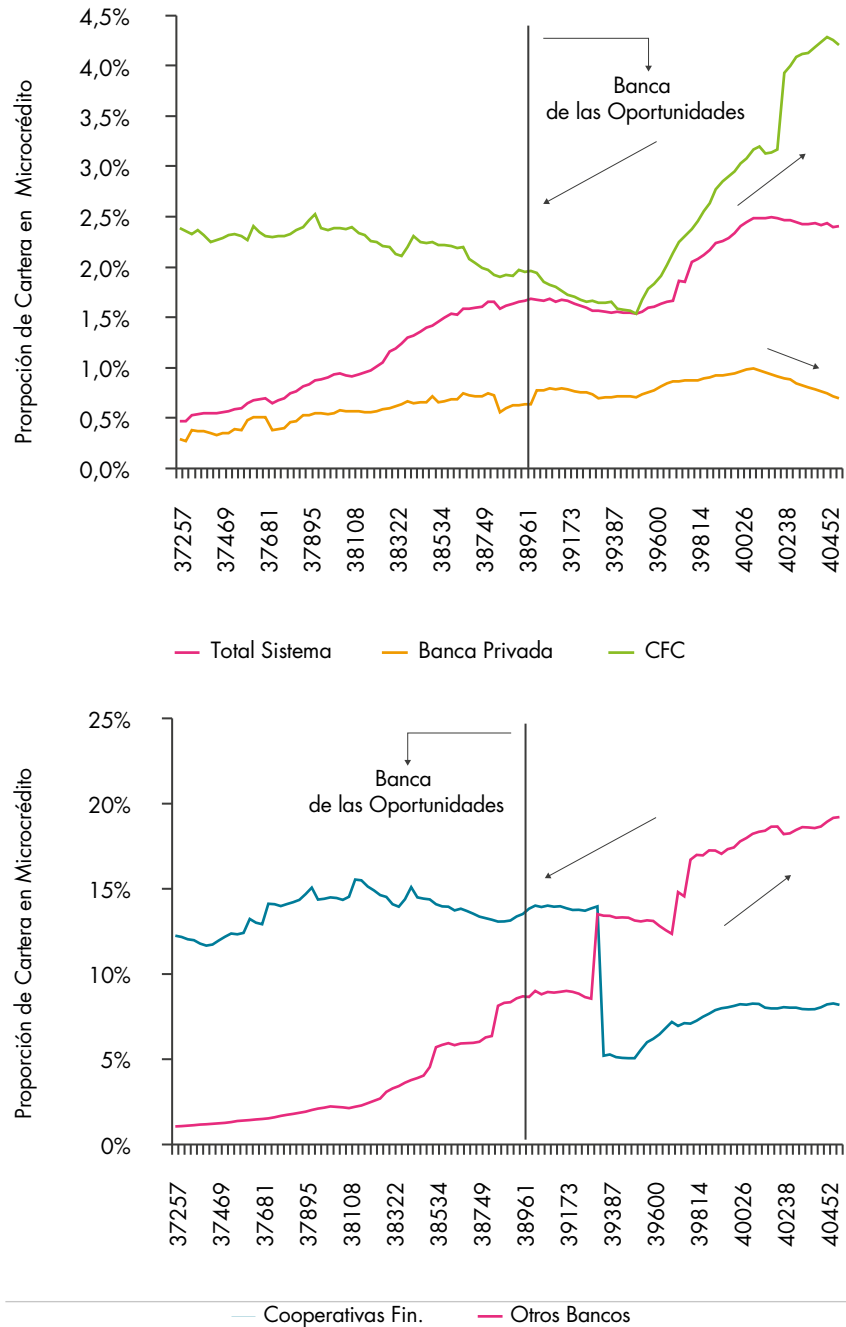
ella. La banca especializada y la banca oficial presentaron el mayor incremento, pues la proporción de cartera destinada a microcrédito pasó de promediar un 2 % en 2002, a superar 10 % en la segunda mitad de 2007 y cerrar el año 2010 en cerca del 20 %. Asunto similar ocurrió con las Compañías de Financiamiento en cuyo caso finalizó la década con un 4,2 % de su cartera total, creciendo cerca de 2 puntos porcentuales del promedio que manejaba antes de la Banca de las Oportunidades. En general, el Sistema Financiero registró una dinámica diferente a la banca privada tradicional, pues la proporción de microcrédito en la cartera total pasó de 1,0 % en promedio antes de la política a 2,4 % en diciembre de 2010.

Definitivamente, el desempeño de la banca privada tuvo un comportamiento particular y diferenciado en comparación a los demás sectores. En un escenario que en general es similar para todos los agentes, ¿a qué se debe este desempeño en la oferta de microcrédito proveniente de este sector? Así pues, resulta necesario realizar un ejercicio econométrico para estudiar profundamente el sector.

## Metodología

Existen muchos trabajos sobre el mercado de crédito; como menciona Murcia (2007) estos se podrían clasificar en tres grupos: 1) los que estudian la teoría y las restricciones; 2) los que hacen evaluaciones empíricas por el lado de la oferta y; 3) los que realizan evaluaciones e indagan por el lado de la demanda. Existen también trabajos como el de Barajas, López y Oliveros (2001), los cuales buscan relacionar los últimos dos enfoques para encontrar en dónde se da el desequilibrio en el mercado de crédito, toda vez que el equilibrio sigue la siguiente condición (p.12):

**GRÁFICO 3. PARTICIPACIÓN DE LA CARTERA DE MICROCRÉDITO EN LA CARTERA DE CRÉDITO EMITIDA POR SECTOR**



Fuente: datos de la Superintendencia Financiera de Colombia. Cálculos Propios.

$$Cdto_i^* = \min \{ Cdto_i^D, Cdto_i^S \}$$

Se tiene que  $Cdto_i$  es el total del crédito desembolsado en el momento

$t$  y su nivel de equilibrio es el mínimo entre la cantidad ofrecida ( $Cdto_i^S$ ) y demandada ( $Cdto_i^D$ ). No obstante, es importante identificar muy bien el enfoque bajo el cual se quiera estudiar el mercado, pues los resultados obtenidos de uno u otro enfoque se pueden diferenciar<sup>6</sup>. Sin embargo, con base en los argumentos de la sección anterior, es importante hacer un primer ejercicio desde la perspectiva de la oferta, construyendo modelos adecuados que muestren factores determinantes y que evidencien los impactos de políticas como la Banca de las Oportunidades.

De hecho, se podría evaluar si la existencia de esta política trajo consigo un cambio estructural en la oferta obteniendo evidencia estadística de un cambio en los parámetros del modelo posterior al evento (Gujarati, 2004). Para esto, resulta útil el contraste de cambio estructural propuesto por Chow (1960). Gujarati (2004) expone la forma de realizarlo: se toma el punto en el que se asume el comienzo de un cambio estructural y se secciona la muestra en dos partes alrededor de él. Se construye un estadístico de prueba  $F^*$  que contraste la Suma del Cuadrado de los Errores (SCE) de las secciones obtenidas con la muestra general y se evalúa la hipótesis nula de igualdad paramétrica  $H_0: \beta = \beta_i$ . Se rechaza si  $F^* > F[k, n_1 + n_2 - 2k]$ , donde  $k$  es el número de parámetros estimados.

Sin embargo, este test es útil si cumple con que las varianzas de las muestras seccionadas sean iguales ( $\sigma_1^2 = \sigma_2^2$ ). De lo contrario, el test carecería de validez pues llevaría a rechazar la hipótesis nula cuando esta es verdadera (Toyoda, 1974). Por tanto, resulta fundamental constatar el supuesto de homocedasticidad de varianzas ( $H_0: \sigma_i^2 = \sigma_j^2$ ) y

para ello, Gujarati (2004) sugiere la construcción de un estadístico F dividiendo la varianza de mayor magnitud sobre la de menor magnitud. Si se rechaza la hipótesis nula, se debe recurrir a la utilización de otro tipo de metodologías como por ejemplo el *Likelihood-Ratio Test* (LR Test).

Andrews (1993) describe que el estadístico obtenido en el LR Test es equivalente a aquellos cuyo estadístico de prueba se distribuye como una F de Fisher y que son usados en la literatura referente al Test de Chow. Además, se puede utilizar para evaluar la hipótesis de igualdad paramétrica en modelos que se asumen anidados y que presentan diferencias en las varianzas de las estimaciones (Kimura, 1990). El estadístico de prueba es  $LR(k) \sim \chi_k^2$ , en donde  $k$  es el número de parámetros del modelo junto con el hecho de asumir que las secciones de la muestra son casos especiales de la muestra general. Adicionalmente, se requiere del uso de una versión del Test de Chow para evaluar cambios estructurales en modelos de datos longitudinales. Por tanto, con base en la descripción de los contrastes de hipótesis para datos panel de Cobocho y Bosch (2005), se podría construir un estadístico  $F^{***}$  para evaluar la hipótesis nula de igualdad paramétrica pero teniendo en cuenta que los grados de libertad en un modelo de datos panel son  $k$  y  $TN - 2k$ , donde  $T$  es el número de periodos y  $N$  el de agentes. La hipótesis nula se rechaza si  $F^{***} > F[k, TN - 2k]$ .

Ahora bien, una desventaja del Test de Chow es que no se puede obtener información de qué parámetros están involucrados, ni el signo de estos. Resulta necesario recurrir al enfoque dicotómico de cambio estructural para obtener una mayor precisión en este aspecto.

## Análisis homogéneo: regresión lineal con datos temporales

Se busca consolidar una sola muestra de información mensual con las entidades que pertenecen a la banca privada tradicional con el fin de tener una apreciación general. Por tanto, se computa la información de todos los agentes y se construye un Modelo de Regresión Lineal Múltiple con series temporales con la siguiente forma funcional:

$$y_t^s = \alpha_0 + \alpha^T \mathbf{X} + \varepsilon_t$$

En donde  $y_t^s$  es logaritmo de la cartera real de microcrédito para el mes  $t$  y  $\mathbf{X}$  es el vector de variables explicativas. Se estiman los modelos a través de Mínimos Cuadrados Ordinarios, Mínimos Cuadrados Ponderados si se presenta heterocedasticidad y el uso de la transformación Prais-Winsten si se presenta autocorrelación en los errores. Si se rechaza la hipótesis de igualdad paramétrica, la forma funcional necesaria para ver qué parámetros están involucrados es:

$$y_t = \alpha_0 + \gamma_0 d_t + \alpha^T \mathbf{X} + \mathbf{Y}^T (d_t \mathbf{Z}) + \varepsilon_t$$

Se supone que hay un cambio en el intercepto de la función de oferta si  $\gamma_0$

resulta significativo. Si adicional a eso los coeficientes del vector  $\mathbf{Y}^T$  también lo son, existe evidencia de variables que influyeron por presentarse un efecto en las pendientes (Gujarati, 2004; Pérez, 2008). Sin embargo, el análisis homogéneo podría ser limitado al no tener en cuenta las heterogeneidades de los agentes que componen la muestra. Por tanto, es de utilidad realizar una comparación, específicamente, con modelos de datos panel.

<sup>6</sup>. Un posible ejemplo es el trabajo realizado por Bernanke y Blinder (1998) en donde realizan un modelo teórico de la demanda de crédito y dinero. Los autores establecen que es más fácil determinar los efectos de los choques en la oferta de crédito y de hecho, exponen la diferencia existente entre los choques de oferta y demanda respecto al impacto que tienen sobre un mismo grupo de variables observables.



## Modelos de datos panel: efectos fijos y estimación dinámica

A diferencia del caso anterior, la estimación por Mínimos Cuadrados Ordinarios en el análisis homogéneo obtendría coeficientes no idóneos que llevarían a conclusiones erróneas (Pérez, 2008). Por tanto, se debe estimar el modelo por efectos fijos, pues contempla las heterogeneidades entre grupos y también permite que los efectos individuales estén correlacionados con las variables explicativas. De la misma manera, se debe trabajar datos anuales para conservar que  $N > T$  en el panel. Se construye un término de error compuesto de la siguiente forma (Pérez, 2008, p. 183):

$$y_{it}^s = \alpha_0 + \alpha^T \mathbf{X} + \varphi_{it}$$

$$\text{Y además, } \varphi_{it} = \theta_i + \omega_i + \varepsilon_{it}$$

Donde la variable dependiente  $y_{it}^s$  es el logaritmo de la cartera de real microcrédito para el  $i$ -ésimo banco en el año  $t$  y  $\mathbf{X}$  es un vector de variables explicativas. Por su parte, el parámetro  $\theta_i$  captura los efectos particulares de cada agente en el grupo. De todas maneras, es necesario realizar un test de Breusch-Pagan para evaluar la existencia de efectos constantes en el error (Rosales *et al.*, 2010). De la misma manera, se requiere contrastar con la Prueba de Hausman (cuya hipótesis nula es la inexistencia de evidencia de endogeneidad) para determinar si la estimación por Efectos Fijos es la mejor opción ante la estimación por Efectos Aleatorios.

Si se rechaza la hipótesis de igualdad paramétrica se podría recurrir al enfoque dicotómico para observar a qué parámetros se debe el cambio; la función de oferta se podría reescribir como:

$$y_{it} = \alpha_0 + \gamma_0 d_t + \alpha^T \mathbf{X} + \gamma^T (d_t \mathbf{Z}) + \varphi_{it}$$

En donde  $d_t$  es la variable dicotómica que captura la información posterior al inicio de la política. No obstante, como señala Aparicio y Márquez (2005), existe la posibilidad que el uso de paneles lleve a la violación sistemática de supuestos como heterocedasticidad, correlación serial y correlación contemporánea. Así pues, en el caso en que se violen supuestos, se deben realizar estimaciones como las regresiones Prais-Winsten de Corrección de Errores Estándar en Paneles (PCSE). Sin embargo, este último tipo de modelos no capturan las especificidades de los agentes, por lo que se deben incluir variables dicotómicas en el vector  $\mathbf{X}$  con el fin de capturar esta información.

De otra parte, algunos bancos privados empezaron a acumular cartera de microcrédito desde el año 2002. Por tanto, esta modalidad de crédito ya tiene una tradición y una cartera acumulada, lo cual sugiere un posible impacto del rezago de la variable dependiente. Pé-

$$y_{it} = \alpha_0 + \varphi_1 y_{it-1} + \gamma_0 d_t + \alpha^T \mathbf{X} + \gamma^T (d_t \mathbf{Z}) + \varepsilon_{it}$$

Sin embargo, como explica Mileva (2007), existen muchos problemas al estimar ecuaciones de esta índole como la correlación serial y endogeneidad. Una forma de solucionarlo es a través de variables instrumentales o en su defecto, la técnica de estimación en diferencias propuesta por Arellano y Bond (1991) podría ser la mejor opción. Finalmente, un supuesto fundamental para realizar la estimación es un panel compuesto por muchos más agentes de estudio que periodos de tiempo. El hecho de estimar un modelo con la técnica de Arellano-Bond en un panel cuyo número de periodos sobrepasan el número de agentes haría que el efecto del rezago se diluya (Mileva, 2007). Por tanto, es fundamental que

rez (2008) menciona que tener en cuenta el rezago «(...) permite controlar por el efecto que valores previos de la variable endógena tiene en el valor presente, y con ello, el efecto de las variables independientes puede ser más acertado y preciso (...)» (p. 288). Es más, en la última década se ha vuelto muy popular el uso de modelos dinámicos en datos panel para evaluar problemas al interior de la banca. Por ejemplo, se encuentra el trabajo de McCandless, Gabrielli y Rouillet (2002) para explicar el fenómeno de las «corridas bancarias» en Argentina o el trabajo de Guerrero (2005), en el cual se inspeccionan las causas de la restricción crediticia en Chile, entre muchos ejercicios de la misma naturaleza. Por tanto, se puede plantear la siguiente función:

$$y_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 y_{it-1} + \alpha^T \mathbf{X} + \varepsilon_{it}$$

De la misma forma, si se quiere observar en detalle el cambio paramétrico:

$N \gg T$ . De la misma manera, se requiere que no exista correlación serial de los errores idiosincráticos y exogeneidad estricta de los instrumentos utilizados. La naturaleza de esta técnica de estimación la hace muy útil para el análisis de dinámicas financieras, pues elimina los efectos no observados de los bancos y de la misma manera, controla la endogeneidad.

## Datos y funciones econométrica.

### Funciones Econométricas:

En definitiva, la elección precisa de formas funcionales para la oferta de microcrédito es fundamental para obtener estimadores e interpretaciones

acertadas. Se puede tomar como referencia a Barajas y Steiner (2002) quienes resumen que la función econométrica correcta debe contener: 1) factores externos y macroeconómicos que afecten la oferta de crédito; 2) la capacidad de préstamo de las entidades; y 3) los factores de riesgo (p. 180). Así que, un conjunto apropiado de variables explicativas podrían ser:

- 1. Factores Externos y Macroeconómicos:** el Índice de Producción capturaría el efecto del desempeño económico, el cual es importante al incidir en la oferta de microcrédito (D'Attelis, 2007). Por otra parte, la tasa de usura fijada para esta modalidad, pues no solo es una proxy del precio sino que como señala Avendaño (2006), es una de las normatividades que se han expedido para este mercado. Además, también capturaría el efecto del precio techo sobre las decisiones.
- 2. Capacidad de Préstamo:** los depósitos y otras exigibilidades como lo exponen Flores, Posada y Escobar (2004), para el caso colombiano.
- 3. Factores de Riesgo:** se incluye la calidad de cartera, medida por la razón entre cartera irrecuperable (calificaciones D y E) sobre cartera de microcrédito bruta. Adicional a eso y tomando como referencia a Barajas y Steiner (2002), el producto entre la calidad de cartera y la razón entre las provisiones de cartera irrecuperable sobre la cartera con esa calificación también funcionaría como una proxy del riesgo.

Sin embargo, se deben tener en cuenta algunos determinantes que atañen de manera exclusiva al mercado de microcrédito. Por ende, es necesario plantear otro tipo de funciones; por ejemplo, Clarke *et al.* (2005) expone

que el tamaño del banco también determina la capacidad de préstamo. Así pues, el patrimonio y/o activos de las entidades es una excelente proxy. De la misma manera, se debe utilizar el cuadrado de esta variable para capturar su efecto marginal y cuya información es de utilidad para observar particularidades del tamaño de las entidades en el mercado de microcrédito. De la misma manera, se debe incluir el número de corresponsales no bancarios por entidad y el monto total de avales y garantías desembolsadas por el Fondo Nacional de Garantías (FNG). Estas dos últimas variables no solo sirven para complementar los efectos anteriores sino que capturan información de algunos de los mecanismos planteados en el marco *Banca de las Oportunidades*. Finalmente, tomando como referencia el ejercicio de Clarke *et al.* (2005), también es importante observar el efecto que tienen estas variables sobre la proporción de cartera que cada entidad tiene en microcrédito toda vez que se supone una relación directa con los mecanismos establecidos, la capacidad del banco, el desempeño económico, etc. En resumen, las formas funcionales bajo las cuales se realizan las estimaciones son (ver anexo 1, literal B):

- 1. Modelo 1 «Canónico»:** el cual corresponde a una adaptación de la forma funcional de la oferta de crédito (logaritmo de la cartera real de microcrédito como variable dependiente y la tasa de usura certificada para esta modalidad entre las variables explicativas).
- 2. Modelo 2 «Modelo Extendido»:** es el modelo 1 pero con prelación a las variables que inciden directamente en el mercado de microcrédito.
- 3. Modelo 3:** cuya variable dependiente es la proporción de

microcrédito en la cartera total de crédito de cada entidad.

### Datos:

Para realizar las estimaciones, se construyó una base de datos con información mensual y un panel anual del periodo comprendido entre 2002-2010 para 14 entidades bancarias privadas y no pertenecientes a la *banca especializada*, a saber: Davivienda, Bancolombia, Banco de Occidente, BBVA, Banco Caja Social-Colmena, Banco Santander, Banco Sudameris, Banco de Bogotá, Citibank, HSBC, Helm Bank, Colpatría, Royal Bank of Scotland y AV Villas. La información correspondiente a balances y cartera de cada entidad se recopiló de los formatos de Indicadores Gerenciales, expuestos por la Superintendencia Financiera de Colombia y de acceso público. Posteriormente, estas series fueron deflactadas con el IPC para construir un panel de datos a precios constantes de 2002. De la misma manera, la información de corresponsales no bancarios relacionados por cada entidad fue obtenida del formato 398 también público y expuesto por la misma entidad. Para terminar, lo referente al gasto en avales y garantías se extrajo de los informes de rendición de cuentas del FNG. Las tasas de interés se obtuvieron también de la Superintendencia Financiera de Colombia y la información macroeconómica utilizada (como lo referente a producción e inflación) se obtuvo del DANE.

## Resultados

En primer lugar, fue necesario detectar la naturaleza de las variables antes de realizar las estimaciones del anexo 2 (análisis homogéneo con Modelos de Regresión Lineal Múltiple); se realizó el test de Dickey-Fuller y se aceptó en

todos los casos la hipótesis nula de raíz unitaria. Por tanto, se procedió a usar el Test de Johansen y se obtuvo evidencia estadística de la inexistencia de vectores de cointegración. Es por ello, que a través de primeras diferencias se transformó las variables a series  $I(0)$  para evitar la obtención de regresiones espurias al momento de estimar los modelos. Por tanto, los coeficientes estimados del anexo 2 se leen como el impacto del cambio en cada variable sobre la tasa de crecimiento real de la cartera de microcrédito. De otra parte, el modelo 3 presentó autocorrelación, por lo que se usó la transformación Prais-Winsten para corregir el problema.

Es importante observar que en general se obtuvieron los signos esperados. En el caso de las variables que capturan la capacidad de préstamo, se esperaba que el impacto en el cambio de la tasa de crecimiento de la cartera real de microcrédito fuera positivo. Entre el patrimonio y los depósitos y otras exigibilidades, la mejor proxy fue la primera, puesto que en todos los casos en que se usó el coeficiente gozó de significancia estadística. De la misma manera, se esperaba un signo negativo para la variable que captura el efecto marginal del patrimonio, pues en la línea de Clarke *et al.* (2005) y demás autores aquí citados, se esperaba que los bancos, conforme a su expansión, tendieran a relegar la oferta de productos como el microcrédito. Frente al uso de variables que capturan el riesgo, la mejor proxy fue el producto entre la calidad de cartera y la proporción provisiones para cartera irrecuperable  $CCPro_t$ . Como se mencionó, esta variable ya había sido utilizada en el trabajo de Barajas y Steiner (2002) y su efecto, coincidiendo con dicho ejercicio, fue negativo y significativo en los tres modelos estimados. Por tanto, coincide que el aumento del riesgo de no devolución ( $CCPro_t$ )

desincentiva la oferta de microcrédito en la banca privada.

Ahora bien, lo curioso de las estimaciones del anexo 2 es que los efectos externos y macroeconómicos tuvieron resultados en apariencia contraintuitivos. Por ejemplo, la tasa de usura certificada para esta modalidad de crédito tuvo un efecto ambiguo, a pesar que la teoría ha mostrado una relación directa entre las el microcrédito emitido y su precio (Armendáriz y Morduch, 2005). No obstante, el hecho de existir fijación y diferenciación de tasas redundan en la baja participación de agentes privados en este segmento. Como la normatividad de diferenciación de tasas de usura para cada modalidad de crédito, se expidió en enero de 2007, el coeficiente de la variable tasa de usura se presenta negativo y significativo en las estimación realizada a partir de esta fecha, pero ambigua y no significativa en la estimación del periodo previo a ella.

De otra parte, el efecto del desempeño económico podría diferir a la teoría pero quizá concuerde con la realidad nacional: comenzando la década, la economía colombiana se encontraba en una fase de recuperación económica y financiera. Por ende, las entidades y principalmente los bancos, preferían no acumular activos riesgosos lo cual, sin duda, fue una secuela de la crisis

de 1999 (Murcia y Piñeros, 2006). De la misma manera, se pudo presentar un comportamiento similar en el marco de la desaceleración económica que aconteció a lo largo de 2009. Quizá por esto en algunas estimaciones el coeficiente asociado a esta variable tuvo un signo negativo. No obstante, al no presentar significancia estadística, se podría interpretar que la banca privada le da más prelación a la capacidad de préstamo, el riesgo y la normatividad expedida (como la diferenciación de tasas) que al desempeño económico.

En el anexo 2 se hizo el ejercicio de incluir la variable de corresponsales no bancarios para estas entidades, pero su efecto no fue claro y tampoco contó con significancia estadística. De otra parte, la variable que captura el impacto del FNG tuvo muchos problemas; en primer lugar, no se podía usar los avales emitidos por el FNG para estas entidades por el evidente problema de causalidad. Tampoco se podía usar ni el patrimonio, ni los activos de la entidad porque generaba problemas de multicolinealidad. Por tanto, se decidió utilizar para las estimaciones el monto total de los avales emitidos por la entidad pero para todo el Sistema. No obstante, al carecer de información mensual para antes de enero de 2004, la inclusión de esta variable generaba problemas

**TABLA 1. TEST DE CAMBIO ESTRUCTURAL PARA LOS MODELOS DE REGRESIÓN LINEAL MÚLTIPLE (MRLM)**

	MODELO 1	MODELO 2	MODELO 3
Test de Varianza Ho: $\sigma^2_i = \sigma^2_j$	4,18 (**)	3,65 (**)	2,39 (**)
k	5	4	5
Estadístico ji-cuadrado (Likelihood Ratio Test)	45,59 (***)	31,35 (***)	19,96 (***)

Fuente: Cálculos del autor.

(\*\*\*) El estadístico de prueba rechaza Ho al 1 % de significancia

(\*\*) El estadístico de prueba rechaza Ho al 5 % de significancia.

y por tanto, se utilizó únicamente para el análisis longitudinal por ser este de frecuencia anual.

La tabla 1 muestra el Test de Cambio Estructural realizado en las tres formas funcionales de los MRLM. En este caso, se utilizó como fecha de inicio de la política el mes de octubre de 2006, ya que es un mes posterior a la fundación del PIBO. Pues bien, como se puede apreciar, en los tres casos se rechazó la hipótesis de homocedasticidad entre muestras, por lo que se utilizó el Test *Likelihood Ratio* asumiendo no igualdad en las varianzas. Los resultados muestran que en los tres modelos se rechazó la hipótesis nula de igualdad paramétrica sugiriendo con esto la evidencia de cambio estructural en la oferta de microcrédito a partir de esta fecha.

En el anexo 2 también se hace la estimación desde el enfoque dicotómico de cambio estructural para los MRLM; en el caso del modelo 1, la inclusión de estas variables llevó a que se presentara heterocedasticidad en los errores. Por tanto, se recurrió a reestimar la función por Mínimos Cuadrados Ponderados asumiendo que el origen del problema lo produjeron dichas variables. Como se puede apreciar en el anexo 2, el cambio estructural en el modelo 1 involucra tanto al intercepto como a los parámetros de las variables compuestas para  $CCPro_t$  y la tasa de usura. Interpretando los signos y la magnitud de los coeficientes, se puede observar que la dirección del cambio posterior a la fecha de quiebre pudo ser negativo, pronunciado por la diferenciación de tasas. Sin embargo, parece que una leve mejora en la recuperación de cartera mitigó el cambio estructural producido por el mencionado efecto de la diferenciación. Los resultados del modelo 3 coinciden parcialmente con lo anterior, pues parece prevalecer un cambio positivo y significativo en la pendiente asociada

a la variable  $CCPro_t$ . No obstante, en este último modelo no se encontró evidencia estadística de cambio estructural en la pendiente asociada a la tasa de usura.

Ahora bien, pasando al análisis con modelos de datos panel, en el anexo 3 se encuentran los cálculos pero usando el error compuesto estimado por la técnica de Efectos Fijos. En primer lugar, se realizaron las pruebas de raíz unitaria utilizando el contraste *Levin-Lin-Chu* para datos panel, lo cual corroboró un comportamiento  $I(0)$  de las varia-

bles sin diferenciar y de los errores estimados. Por tanto, esto puede asegurar que los resultados obtenidos no son de naturaleza espuria. Cabe resaltar que para estas estimaciones la variable dependiente de cada uno de los tres modelos no fue transformada con primeras diferencias, sino que se dejó en niveles. De la misma manera, no se usaron las variables patrimonio y su efecto marginal pues producían problemas en la especificación en los tres modelos estimados bajo el método de Efectos Fijos.

Por su lado, al igual que en las estimaciones de los MRLM, los signos obtenidos en las estimaciones de los modelos de datos panel fueron los esperados; existe una relación inversa y significativa entre la cartera real de microcrédito y el riesgo de no devolución de cartera ( $CCPro_{it}$ ). La tasa de usura, a pesar de presentar un signo negativo, tuvo solo coeficientes significativos en el modelo estimado para el periodo posterior a la Banca de las Oportunidades. Frente a los efectos externos, el desempeño económico carece de significancia estadística, situación que también se presenta en los coeficientes que capturan el efecto de los correspondientes no bancarios. De igual forma, no hay claridad respecto al efecto

del monto total de garantías y avales por parte del FNG.

Sin embargo, así el panel elegido mostrara evidencia de efectos constantes y el Test de Hausman mostrara que la técnica de Efectos Fijos es la indicada para estimación, los modelos 1 y 2 presentaron problemas de heterocedasticidad y autocorrelación. El modelo 3 presentó, adicionalmente, problemas de correlación contemporánea. Por ende, se optó por usar la técnica de estimación PCSE corrigiendo lo anterior. Los resultados en materia de signos esperados no difieren de manera sustancial, pero la proxy de capacidad de préstamo ganó significancia. El modelo 3 por su parte, no presentó resultados robustos y por tanto se excluyó del análisis. En cuanto a los factores externos, el desempeño económico sigue careciendo de relevancia y la tasa de usura, a pesar de tener un coeficiente negativo, perdió la significancia estadística.

Ahora bien, se realizó una segunda estimación por PCSE pero incluyendo las dicotómicas para capturar las especificidades (ver anexo 4); se sacrificó la significancia estadística en el modelo general pero en las estimaciones para el periodo posterior a la Banca de las Oportunidades, la tasa de usura y el desempeño económico ganaron significancia. En los dos casos, el efecto fue negativo lo cual coincide con las estimaciones realizadas hasta ahora.

De otra parte, se obtiene información individual de cada banco respecto a la información de microcrédito: se pueden apreciar casos especiales como el Banco Caja Social, que siempre contribuyó a incrementar la oferta antes y después de la política, al igual que Bancolombia, Banco de Bogotá y BBVA. Efecto contrario ocurre en bancos como Occidente, Citibank, Santander y Scotia Bank, que nunca concentraron cartera

o lo hicieron por muy poco tiempo. Estas particularidades radican en la naturaleza misma de las entidades. Por ejemplo, el Banco Caja Social nació en 1911 como una caja de ahorro obrera, fundada por el R.P. José María Campoamor S.J. (Zambrano, 1999). Esto, posiblemente, haga que su quehacer tenga un componente más social en comparación con el Citibank, cuyo origen se remonta a la segunda década del siglo XIX en EE.UU y, como fue administrado por grandes empresarios de la época (Appelbaum, 2009), se puede inferir que su naturaleza sea atender a corporaciones y clientes con alta capacidad de pago.

Frente al tema de los mecanismos de la Banca de las Oportunidades incluidos en la estimación, se puede observar que los coeficientes de los corresponsales bancarios no presentaron

significancia estadística. La coincidencia con los resultados de las MRLM responde a que de la muestra de 14 bancos, menos de la mitad cuentan con dichos corresponsales; es más, según la información recopilada, más del 90 % del total de los corresponsales bancarios para la banca privada tradicional corresponden al Citibank y pues, dicha entidad no cuenta con cartera destinada a microcrédito. Esto explica el por qué del nulo efecto en la estimación. Por su parte, las variables que capturan información del FNG no tuvieron ni signos esperados, ni significancia estadística e incluso, llevaba a que los modelos perdieran robustez. Así que, para el ejercicio con modelos de datos panel estáticos, no se la incluyó como variable explicativa.

Pasando al análisis de cambio estructural, la tabla 2 muestra los resultados

del Test de Chow para los modelos estimados por PCSE. Se tomó como inicio de la política el año 2007. No se tuvo en cuenta la estimación inicial por Efectos Fijos, ya que los problemas originados por la violación de supuestos podrían inducir a cometer un error tipo I. De hecho, los modelos con estos problemas tienden a arrojar estadísticos de prueba F para cambio estructural muy grande en comparación con los modelos corregidos. Ahora bien, se puede observar que los modelos estimados por PCSE, a los que no se le incluyeron las variables que capturan las especificidades de la muestra tienden a aceptar la hipótesis de igualdad paramétrica. Por su parte, al incluir en los modelos los efectos específicos, la hipótesis nula es rechazada al 1 % de significancia.

**TABLA 2. TEST DE CHOW PARA MODELOS DE DATOS LONGITUDINALES ESTIMADOS POR PCSE**

	MODELO 1		MODELO 2	
	SIN DICOTÓMICAS	CON DICOTÓMICAS	SIN DICOTÓMICAS	CON DICOTÓMICAS
Test de Varianza Ho: $\sigma^2_{it} = \sigma^2_{jt}$	1,4	1,01	1,4	1,01
K	5	18	6	19
NxT	112	112	112	112
Estadístico F (Test de Chow Paneles)	1,47	4,78 (***)	1,05	4,43 (***)

Fuente: Cálculos del autor.

(\*\*\*) El estadístico de prueba rechaza Ho al 1 % de significancia.

Trayendo a colación los anexos 3 y 4, en las ecuaciones estimadas incluyendo el enfoque dicotómico de cambio estructural se obtiene evidencia de un cambio con dirección negativa, jalonado únicamente por la variable que captura el riesgo de no devolución de cartera. En cuanto al intercepto y las demás pendientes, parecen no tener significancia aduciendo con ello que si hubo una contracción estructural de la oferta posterior

a la política, no corresponde a ninguna de las otras variables de estudio. Esto sin duda contradice los resultados de los MRLM. No obstante, se podría aducir que la diferencia responde al hecho que el análisis heterogéneo captura el efecto de aquellas entidades bancarias que ofrecieron en algún momento microcrédito, pero debido a la percepción de riesgo de no devolución de cartera, decidieron apartarse de este mercado. Es

más, al ser los MRLM un análisis general y al tener en la muestra entidades que siempre ofrecieron esta modalidad de crédito independientemente de la política (o en su defecto, que nunca la ofrecieron), el efecto de las entidades que se retiraron del mercado pudo diluirse. El anexo 5 muestra la estimación de los modelos dinámicos. Se buscó en las estimaciones que no hubiese problemas de autocorrelación, los



errores se distribuyan normalmente y exogeneidad de los instrumentos utilizados. Al igual que en el caso anterior, no se diferenciaron la variable dependiente en cada modelo, por lo que se hicieron las estimaciones utilizando en niveles el logaritmo de la cartera de microcrédito y la proporción de esta en el total de cartera de crédito. Así pues, las mejores regresiones se obtuvieron con el estimador de dos etapas e incluyendo el rezago de  $\ln CCPro_{it}$  como variable pre-determinada. Los signos esperados no diferenciaron de los ejercicios descritos con anterioridad: la capacidad de la entidad para prestar, medida por los depósitos, mantuvo su impacto positivo y significativo, mientras que la variable que captura riesgo y la tasa de usura fueron negativas y con alta significancia estadística.

Cuando se usó como proxy de la capacidad de préstamo el patrimonio y su efecto marginal, los signos coincidieron con los de los MRLM. Sin embargo, al incluir estas últimas variables en el modelo, se rechazó la hipótesis nula del Test de Sargan (validez de las restricciones) sugiriendo la existencia de endogeneidad. La inclusión de las primeras diferencias del gasto en avales y garantías del FNG como instrumento adicional de la ecuación estándar, contuvo la sobreutilización de rezagos para instrumentar la variable dependiente (Bond, 2002). En

concordancia con los MRLM y las estimaciones por Efectos Fijos y PCSE, el coeficiente asociado a los corresponsales no bancarios tampoco presentó significancia estadística. De otra parte, del modelo 3 se obtuvieron resultados similares salvo que con la inclusión de los avales y garantías del FNG y los corresponsales bancarios perdía robustez. Además, en este modelo los errores no se distribuían normalmente.

Finalmente, en los modelos 1 y 2, el coeficiente asociado al rezago de la variable dependiente fue significativo y conservó el intervalo  $0.35 \leq \varphi_1 < 0.45$  en las estimaciones que toman los 9 años de la muestra. Sin embargo, cuando se secciona antes y después de la *Banca de las Oportunidades*, las estimaciones para el primer periodo toman un valor negativo y significativo conservando el intervalo  $-0.8 \leq \varphi_{1s1} < -0.5$ , mientras que en el segundo periodo fue positivo pero cercano a cero y sin significancia estadística. Así, se podría argumentar que la oferta cuenta con una modesta persistencia temporal, sobretudo en el periodo posterior a la política. Esto tiene muchas explicaciones: desde la diferenciación de tasas hasta la desaceleración económica interna y el pánico financiero de la Crisis *Subprime*. Es más, el hecho que algunos bancos nunca hayan incluido oferta de microcrédito y que otros lo

hayan hecho pero se hayan retirado del mercado explica la magnitud y dirección del coeficiente. El modelo 3 por su parte, el coeficiente  $\varphi_1$  tiende a obtener valores alrededor de 0,5 mostrando con ello una persistencia constante a lo largo de la muestra de la proporción de cartera destinada a microcrédito.

Para terminar, la tabla 3 muestra la evidencia estadística de cambio estructural para los modelos dinámicos. En tres de los cuatro casos se aceptó la hipótesis nula de igualdad de varianzas del error entre las secciones de la muestra y además, se rechazó la hipótesis nula de igualdad paramétrica en la totalidad de los casos. Tomando como referencia los resultados arrojados bajo el enfoque dicotómico de cambio estructural (ver anexo 5), la nueva estimación del modelo 1 obtiene buenos resultados si solo se incluye la variable compuesta para el riesgo de no recuperación de cartera. Si se incluyen las demás variables, el modelo tiende a perder significancia, aduciendo con esto que el cambio estructural tan solo se presentó en la pendiente asociada a la variable  $\ln CCPro_{it}$ , y no en intercepto o demás pendientes. Se puede observar que la incidencia resulta negativa en el cambio paramétrico. Este

**TABLA 3. TEST DE CHOW PARA MODELOS DINÁMICOS ESTIMADOS EN DIFERENCIAS**

	MODELO 1	MODELO 2		MODELO 3
		SIN COR. NO BAN.	CON COR. NO BAN.	
Test de Varianza Ho: $\sigma^2_{it} = \sigma^2_{jt}$	1,64	1,08	1,02	1,37
K	5	6	6	5
NxT	98	84	84	98
Estadístico F (Test de Chow Paneles)	4,95 (***)	4,38 (***)	3,44 (***)	4,7 (***)

Fuente: Cálculos del autor.

(\*\*\*) Estadístico de prueba rechaza Ho al 1 % de significancia.

comportamiento concuerda con el modelo 3, ya que también arrojó un cambio negativo y significativo en esta pendiente.

En el modelo 2, la pendiente de  $CCPro_{it}$  tuvo un efecto ambiguo y sin significancia estadística pero, el intercepto y el coeficiente asociado a la

tasa de usura, fueron negativos y significativos. Con esta evidencia, se observa que la dirección del cambio estructural también fue negativa, ya sea por intercepto y la pendiente asociada a la tasa de usura en el modelo 2 o por la pendiente asociado al riesgo de no devolución de cartera de los modelos 1 y 3. De hecho, se puede concluir el

ejercicio exponiendo que para las tres formas de estimación, a saber: MRLM por Mínimos Cuadrados Ordinarios, PCSE o usando la técnica de Arellano y Bond para modelos dinámicos, se encontró evidencia estadística de cambio estructural y además, que este cambio pareciera desviar de manera negativa la oferta de microcrédito.

## CONCLUSIONES

En el presente trabajo se ha tratado de explicar la oferta de microcrédito en Colombia bajo la hipótesis de la existencia de un «racionamiento de crédito». De hecho, los trabajos empíricos aquí citados prolongan esta hipótesis para la totalidad de las modalidades de crédito que ofrece el sector en Colombia. Por tanto, se buscó con la revisión teórica y el ejercicio econométrico realizar un análisis bajo los siguientes cuestionamientos: ¿existe la voluntad de participación por parte de la banca privada tradicional en la oferta de microcrédito en Colombia?, ¿pudieron los mecanismos implementados en el marco de la *Banca de las Oportunidades* incrementar la participación que este sector ha tenido en la oferta de dicha modalidad de crédito?

Como se explicó comenzando el estudio, existe una percepción que la banca privada tradicional prefiere no colocar cartera en microcrédito. Aunque se expidan mecanismos para incluir y volver masivos los productos financieros van a existir factores que incidirán en la participación efectiva del sector y que dependen directamente de él. Por ejemplo, los estudios citados muestran situaciones como el rechazar o no ciertos clientes, no solo dependen

del riesgo que representen sino de una naturaleza inercial basada en la razón de ser de la banca: maximizar utilidades que surgen al administrar los recursos del público. Por tanto, el microcrédito, al no tener una ganancia financiera tan grande como su ganancia social, se deslinda de los intereses del sector. Ahora bien, es verídico que en muchas ocasiones se encaminan políticas que generan efectos adversos: por ejemplo, las tasas techo o en sí, el constituir regulación inflexible y que genere distorsiones en los mercados de crédito, en vez de estimular la oferta de financiación, trae como consecuencia contraerla.

Por su parte, el ejercicio econométrico realizado para la muestra de 14 entidades no oficiales y no especializadas en Colombia, arrojó resultados que pueden llevar a inferir qué determina la oferta de microcrédito y el por qué hubo evidencia estadística de cambio estructural con probable dirección negativa. Así pues, con base en el análisis, se podría exponer que esta dinámica responde tanto a voluntad por parte del sector como a los mecanismos establecidos en el marco de la *Banca de las Oportunidades*. En el primer caso, surgió evidencia estadística

del «desinterés» por parte de la banca privada tradicional para incrementar su oferta y participación en el mercado de microcrédito. El hecho que el efecto marginal del patrimonio hubiese mostrado un signo negativo y que además, el efecto de los corresponsales no bancarios no fuera significativo podría servir de argumento para esto. Es más, cuando se obtuvieron los efectos específicos por entidad, se percibió una especie de «discreción de ofrecer», independientemente de las políticas encaminadas.

Ese es el caso de entidades como Banco Caja Social, cuyo coeficiente fue positivo y significativo antes y después de la política, en contraste con entidades como Banco de Occidente, Citibank, cuyo coeficiente siempre fue estadísticamente igual a cero. Otra evidencia obtenida es el nulo efecto del desempeño económico que estuvo presente en todas las estimaciones. Con esto se puede argumentar que para la banca privada, el hecho que haya buen desempeño en la economía podría no redundar en un aumento de la oferta de financiación para micro-empresarios.

Pasando a los desaciertos de la política, la diferenciación de tasas, como se esperaba, tuvo un impacto adverso.

De otra parte, cuando los mecanismos se establecen para subsanar necesidades coyunturales y se expiden sin antes pasar por un consolidado proceso de bancarización, pueden ser inefectivos. Un ejemplo de esto son los nuevos condicionamientos expedidos por decreto para acceder a las garantías del FNG con el fin de obtener financiación para superar calamidades. Además de no ser efectivo, refleja la subutilización de un mecanismo para mitigar el riesgo como lo es un fondo de garantías estatales. Ahora bien, quedó pendiente evaluar si cambios en las definiciones del Decreto 919 de 2008 hubiese tenido también un impacto «nominal» en el desembolso de microcréditos. Queda además la expectativa si la normatividad expedida por el Decreto 2555 en

julio de 2010 logra solucionar parte de los problemas aquí planteados. Se deben seguir realizando evaluaciones exhaustivas de los mecanismos implementados y determinar si se requieren medidas de mayor envergadura como la revisión de los estatutos orgánicos para realizar reformas que estimulen el incremento en la oferta de microcrédito.

Finalmente, en cuanto al ejercicio realizado, posiblemente se pueden revisar otro tipo de metodologías, tanto para estudiar la oferta de la mencionada modalidad como la evaluación de los mecanismos expedidos en el marco de la *Banca de las Oportunidades*. El hecho que hubiese evidencia que lleve a rechazar la hipótesis nula de igualdad y estabilidad paramétrica tras el origen de la mencionada política, pudo

producir estimadores sesgados cuando el ejercicio se realizaba para la totalidad del periodo. Es más, posiblemente, el enfoque dicotómico de cambio estructural y el Test de Chow, hayan sido metodologías que no hayan podido captar puntos de ruptura específicos como sí lo harían otro tipo de pruebas. De la misma manera, al estimar los paneles con datos anuales relegando la frecuencia mensual para mantener la condición  $N \gg T$ , pudo dejar

de lado mucha información. Es así como el presente estudio deja una aproximación, la cual podría ser complementada con otro tipo de metodologías que superen las limitaciones que pudieron tener la que se utilizó para responder al objetivo aquí formulado.

## ANEXOS

### ANEXO 1

#### BANCA DE LAS OPORTUNIDADES Y MECANISMOS PARA ESTIMULAR LA OFERTA DE MICROCRÉDITO

Mecanismo	Año	Descripción
Decreto 3078	2006	Reglamenta la creación del programa Banca de las Oportunidades.
Decreto 4090	2006	Autorización a la Superfinanciera a certificar tasas diferenciadas por modalidad de crédito.
Decreto 2233	2006	Reglamenta los servicios financieros de los Corresponsales no Bancarios.
Resolución 001	2007	El Consejo Superior de la Microempresa fija las tasas máximas de comisiones y honorarios.
Decreto 1695	2007	Permite con recursos del PIB la emisión de garantías expedidas por el FNG.
Ley Estatutaria 1266	2007	Mecanismos de «Habeas Data» .
Circular Externa 025	2007	Se obliga a los establecimientos de crédito el reporte mensual del total de operaciones a través del CNB.
Decreto 086	2008	Deducción de 1 punto del 4x100.
Decreto 919	2008	Modifica la definición de microcrédito. Eleva el monto máximo de préstamo a 120 SMMLV.
Decreto 4490	2008	Autoriza contracrédito al Presupuesto General de la Nación con el fin de capitalizar el FNG.

Mecanismo	Año	Descripción
Decreto 4591	2008	Autoriza incentivos para entidades que emitan 10.000 millones de pesos para créditos Mipyme en el marco de la Emergencia Social.

Fuente: Presentación sobre "Banca de las Oportunidades". Información proporcionada por funcionarios del programa vía e-mail el 16 de marzo de 2011.

## VARIABLES UTILIZADAS EN EL ESTUDIO

VARIABLE DEPENDIENTE	
Modelo 1 y 2	Logaritmo de la cartera real de microcrédito
Modelo 3	Proporción de microcrédito en la cartera
VARIABLES INDEPENDIENTES	
depósitos	Depósitos y otras Exigibilidades
patri	Patrimonio
patri2	Efecto Marginal del Patrimonio
IPI	Índice de Producción Industrial
CC	Calidad de Cartera (% Cartera calificación D y E)
CCPro	Producto Calidad de Cartera y % Provisiones calificación D y E
tusura	Tasa de Usura Certificada para la Modalidad
CNB	Corresponsales No Bancarios
FNG	Monto en Aales y Garantías del Fondo Nacional de Garantías

## ANEXO 2

MODELOS DE REGRESIÓN LINEAL MÚLTIPLE (MRLM) ESTIMACIÓN POR MÍNIMOS CUADRADOS ORDINARIOS														
VARIABLE	MODELO 1			MODELO 2			MODELO 3			TOTAL	EDCE	EDGE		
	Periodo 1	Periodo 2	EDCE (T)	TOTAL	Periodo 1	Periodo 2	EDCE	Periodo 1	Periodo 2				Periodo 1	Periodo 2
Constante	0,1 (**)	-0,045	0,2 (***)	-0,05	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
(ΔIN)depósitos	0,28	0,24	0,39 (*)	0,24 (*)	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Patri	-	-	-	7,95E-9 (***)	6,51E-9	8,29E-09 (***)	7,74E-09 (***)	1,14E-09 (***)	1,2E-09 (***)	1,2E-09 (***)	1,2E-09 (***)	1,13E-09 (***)	1,13E-09 (***)	1,13E-09 (***)
Patri2	-	-	-	-5,29E-16 (***)	-3,34E-16	-5,42E-16 (***)	-5,20E-16 (***)	-3,99E17 (***)	-4,77E-17 (**)	-4,39E-17 (***)	-4,39E-17 (***)	-3,98E-17 (***)	-3,98E-17 (***)	-3,98E-17 (***)
(ΔIN)CCPro	-5,26 (***)	-8,09 (***)	0,07	-0,2038 (***)	-2,82E-01 (***)	-1,31E-02	-2,8 (***)	-	-	-	-	-	-	-
(Δ)CCPro	-	-	-	-	-	-	-	-0,0123 (***)	-0,019 (***)	0,003	0,003	-0,01977 (***)	-0,01977 (***)	-0,01977 (***)
(ΔIN)IPI	-4E-04	-0,001	3E-04	-2,0E-5	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
(Δ)IPI	-	-	-	-	-	-	-	1,44E-06	4,45E-06	1,5E-06	1,5E-06	2,88E-6	2,88E-6	2,88E-6
(1)Tusura	-0,003 (*)	0,002	-0,005 (***)	0,002	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
(Δ)Tusura	-	-	-	-	-	-	-	9,89E-06	-8,8E05	2,2E-05	2,2E-05	-8,6E-05	-8,6E-05	-8,6E-05
(Δ) CNB	-	-	-	5,97E-6	n.a	-5,30E-07	-8,86E-07	-	-	-	-	-	-	-



MODELOS DE REGRESIÓN LINEAL MÚLTIPLE (MLRM) ESTIMACIÓN POR MÍNIMOS CUADRADOS ORDINARIOS												
VARIABLE	MODELO 1				MODELO 2				MODELO 3			
	TOTAL	Periodo 1	Periodo 2	EDGE (T)	TOTAL	Periodo 1	Periodo 2	EDGE	TOTAL	Periodo 1	Periodo 2	EDGE
D				0,32 (***)				0,0036				0,00013
D*Riesgo				9,004 (***)				0,2678 (***)				0,02349 (**)
D*Usura				-0,01 (**)				-				0,00011
D*IPI				-				-				-
Sig. Glob. (F)	7,43 (***)	7,13 (***)	5,18 (***)	12,87 (***)	11,34 (***)	11,46 (***)	4,05 (***)	9,91 (***)	124,09 (***)	57,89 (***)	41,77 (***)	73,76 (***)
R cuadrado	0,22	0,36	0,31	0,47	0,3	0,39	0,25	0,37	0,85	0,85	0,81	0,86
FV promedio	1,04	1,05	1,03	-	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.
Durbin Wat.	1,88	1,8	2,18	1,88	2,101	2	1,89	1,97	1,84	1,7645	1,6539	1,747
Observaciones	0,03	0,004	0,001	0,0001	0,0033	0,0047	0,013	0,0031	1,16E-07	1,53E-07	6,44E-08	1,10E-07

(T) Estimación Realizada por el Método de Mínimos Cuadrados Ponderados

CONVENCIONES 1: (Δ) VARIABLE DIFERENCIADA ; (LN) VARIABLE EN LOGARITMOS NATURALES; (I) VARIABLE REZAGADA UN PERIODO  
 CONVENCIONES 2: PERIODO 1 (ENE-02 A SEP-06); PERIODO 2 (OCT-06 A DIC-10); TOTAL (ENE-02 A DIC-10); EDGE (ENFOQUE DICOTÓMICO CAMBIO ESTRUCTURAL)  
 SIGNIFICANCIAS: (\*\*\*) Coeficiente Significativo al 1 %; (\*\*) Coeficiente Significativo al 5 %; (\*) Coeficiente Significativo al 10 %

Fuente: Cálculos del autor.

**ANEXO 3**

VARIABLE	MODELOS DE DATOS LONGITUDINALES ESTÁTICOS ESTIMACIÓN POR EFECTOS FIJOS Y POR CORRECCIÓN DE ERRORES ESTÁNDAR EN PÁNELES (PCSE)														
	MODELO 1 EST. POR EFECTOS FIJOS				MODELO 2 EST. POR EFECTOS FIJOS				MODELO 2 EST. POR PCSE SIN EF						
	TOTAL	Periodo 1	Periodo 2	TOTAL	TOTAL	Periodo 1	Periodo 2	EDCE	TOTAL	Periodo 1	Periodo 2	TOTAL	Periodo 1	Periodo 2	EDCS
Constante	-15,3 (*)	-13,5	58,3	-17,2	-235	1,314	-11,2	-14,43	13,47	68,87	-23,5	1,178	-17,89	1,178	-10,99
(LN)depositos	0,269	0,15	0,55	1,632 (***)	1,826 (***)	1,139 (***)	1,446 (***)	0,276	0,146	0,478	1,6342 (***)	1,131 (***)	1,826 (***)	1,131 (***)	1,443 (***)
(LN)CCProv	-1,01 (***)	-0,56 (***)	-0,91 (***)	-1,23 (***)	-1,07 (***)	-2,07 (***)	-0,99 (***)	-1,007 (***)	-0,556 (***)	-0,91 (***)	-1,07 (***)	-2,09 (***)	-1,22 (***)	-1,07 (***)	-0,994 (***)
(LN)IPI	3,051	3,22	-12,2	-0,75	-0,28	-3,28	-1,25	2,866	3,217	-14,1	-0,625	-3,24	-0,625	-0,28	-1,269
(I)Usura	-0,02	-0,01	-0,11 (*)	-0,03	0,023	-0,03	-0,05	-0,022	-0,013	-0,12 (*)	-0,029	-0,03	-0,029	0,023	-0,05
CNB	-	-	-	-	-	-	-	9E-05	n.a	3E-04	-9E-05	2E-05	-9E-05	n.a	5E-05
(Δ)I FNG	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
D	-	-	-	-	-	-	-2,01	-	-	-	-	-	-	-	-2,074
D*Riesgo	-	-	-	-	-	-	-0,86 (***)	-	-	-	-	-	-	-	-0,869 (***)
D*Usura	-	-	-	-	-	-	0,025	-	-	-	-	-	-	-	0,026
D*IPI	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-10,99
Test F y Wald	13,45 (***)	3,83 (**)	5,14 (***)	174,9 (***)	103,8 (***)	152,4 (***)	202,7 (***)	10,68 (***)	3,83 (***)	4,24 (***)	174,71 (***)	103,9 (***)	174,71 (***)	103,9 (***)	204 (***)

VARIABLE	MODELOS DE DATOS LONGITUDINALES ESTÁTICOS ESTIMACIÓN POR EFECTOS FIJOS Y POR CORRECCIÓN DE ERRORES ESTÁNDAR EN PÁNELES (PCSE)																
	MODELO 1 EST. POR EFECTOS FIJOS				MODELO 1 EST. POR PCSE SIN EF				MODELO 2 EST. POR EFECTOS FIJOS				MODELO 2 EST. POR PCSE SIN EF				
	TOTAL	Periodo 1	Periodo 2	TOTAL	Periodo 1	Periodo 2	EDCE	TOTAL	Periodo 1	Periodo 2	TOTAL	Periodo 1	Periodo 2	TOTAL	Periodo 1	Periodo 2	EDCS
Breush Pagan	80,45 (***)	31,1 (***)	15,8 (***)	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	78,35 (***)	31,15 (***)	15,25 (***)	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.
Hausman	10,52 (***)	9,24 (***)	13,6 (***)	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	21,93 (***)	9,24 (***)	13,82 (***)	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.
Test Pesaran	-0,9	0,73	0,59	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	-0,955	0,468	0,428	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.
Test Hetero	12355 (***)	4310 (***)	2401 (***)	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	12229 (***)	4310 (***)	1481 (***)	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.
Wooldridge	95,14 (***)	95,1 (***)	95,1 (***)	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	100,3 (***)	100,3 (***)	100,3 (***)	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.
R cuadrado	0,63	0,5	0,78	0,548	0,54	0,73	0,592	0,63	0,506	0,73	0,5471	0,545	0,73	0,5471	0,73	0,595	0,595
SCE	281,8	60,9	61,6	514,3	278,1	201,6	-	281,5	60,94	60,33	511,9	278,1	203,4	511,9	203,4	-	-
	1,732	1,27	1,27	7,578	7,298	5,199	-	1,74	1,266	1,277	7,5661	7,298	5,182	7,5661	5,182	-	-
N	14	14	14	14	14	14	14	14	14	14	14	14	14	14	14	14	14
T	8	4	4	8	4	4	8	8	4	4	8	4	4	8	4	4	8
Observaciones	112	56	56	112	56	56	112	112	56	56	112	56	56	112	56	56	112

CONVENCIONES 1: (Δ) VARIABLE DIFERENCIADA ; [LN] VARIABLE EN LOGARITMOS NATURALES; (I) VARIABLE REZAGADA UN PERIODO  
 CONVENCIONES 2: PERIODO 1 (ENE-02 A SEP-06); PERIODO 2 (OCT-06 A DIC-10); TOTAL (ENE-02 A DIC-10); EDCE (ENFOQUE DICOTÓMICO CAMBIO ESTRUCTURAL)  
 SIGNIFICANCIAS: (\*\*\*) Coeficiente Significativo al 1%; (\*\*) Coeficiente Significativo al 5%; (\*) Coeficiente Significativo al 10%

Fuente: Cálculos del autor.

## ANEXO 4

MODELOS DE DATOS LONGITUDINALES ESTÁTICOS ESTIMACIÓN POR PCSE INCLUYENDO LAS ESPECIFICIDADES POR BANCO									
VARIABLE	TOTAL	MODELO 1				MODELO 2			
		Periodo 1	Periodo 2	EDCE	Total	Periodo 1	Periodo 2	EDCE	
Constante	-13,6	-15,8	54,96	2,865	-11,78	-15,8	65,308	2,865	6,485
(LN)depositos	0,312	0,103	0,504	0,121	0,331	0,103 (***)	0,4506	0,121	0,142
(LN)CCProv	-0,869 (***)	-0,55 (***)	-0,93 (***)	-0,75 (***)	-0,859 (***)	-0,55	-0,919 (***)	-0,75 (***)	-0,72 (***)
(LN)IPI	2,1863	3,609	-12 (*)	0,206	1,792	3,609	-13,89 (*)	0,206	-0,45
(1)Tusura	-0,018	-0,01	-0,11 (**)	-0,15	-0,024	-0,01	-0,12 (**)	-0,15	-0,17
CNB	-	-	-	-	2E-04	n.a	0,0003	-	3E-04
(ΔLN) FNG	-	-	-	-	-	-	-	-	-
AV VILLAS	3,1605 (***)	0,673	5,585 (***)	2,267 (**)	3,062 (***)	0,673	5,2933 (***)	2,267 (**)	2,067 (**)
BACOLOMBIA	7,2186 (***)	6,574 (***)	8,04 (***)	7,037 (***)	7,157 (***)	6,574 (***)	8,0368 (***)	7,037 (***)	6,932 (***)
BBOGOTÁ	6,1847 (***)	5,234 (***)	7,378 (***)	5,757 (***)	6,166 (***)	5,234 (***)	7,4906 (***)	5,757 (***)	5,716 (***)
BBVA	3,5415 (***)	3,214 (**)	4,075 (***)	3,286 (***)	3,514 (***)	3,214 (***)	4,1329 (***)	3,286 (***)	3,234 (***)
BCSC	8,281 (***)	7,274 (***)	9,413 (***)	7,665 (***)	8,282 (***)	7,274 (***)	9,455 (***)	7,665 (***)	7,641 (***)
CITYBANK	-1,005	-2,63 (**)	-0,12	-1,06 (**)	-1,357 (*)	-2,63 (**)	-1,357 (***)	-1,06 (**)	-1,68 (**)
COLPATRIA	-0,771	-2,65 (**)	0,285	-0,8	-0,8	-2,65 (**)	0,31	-0,8	-0,86
DAVIENDA	1,4056	-2,71 (*)	4,894 (***)	1,233	1,36	-2,71 (*)	4,9746 (***)	1,233	1,142
HEIM BANK	1,1078	0,767	2,029 (*)	1,004	1,11	0,767	2,0449 (**)	1,004	1,009

MODELOS DE DATOS LONGITUDINALES ESTÁTICOS ESTIMACIÓN POR PCSE INCLUYENDO LAS ESPECIFICIDADES POR BANCO									
VARIABLE	MODELO 1					MODELO 2			
	TOTAL	Periodo 1	Periodo 2	EDCE	Total	Periodo 1	Periodo 2	EDCE	
HSBC	-0,422	-1,97 (*)	1,936 (*)	-0,75	-0,409	-1,97 (*)	1,8757 (*)	-0,74	
OCCIDENTE	-0,268	-0,059	-1,094	-0,161	-0,315	-0,059	-1,041	-0,240	
SANTANDER	0,9575	1,656 (*)	0,115	0,763	0,949	1,656 (*)	0,1254	0,741	
SCOTIBANK	-0,287	-2,45 (**)	1,319	-0,78	-0,271	-2,45 (**)	1,1804	-0,79	
D				-4,24				-4,72	
D*Riesgo				-0,58 (***)				-0,61 (***)	
D*Usura				0,13				0,144	
D*UPI				-				-	
Test Wald	9445,3 (***)	11179 (***)	5962 (***)	7169 (***)	8883 (***)	11179 (***)	5379,1 (***)	6997 (***)	
R cuadrado	0,8488	0,944	0,96	0,874	0,84	0,94	0,96597	0,873	
SCE	259,22	60,16	61,45	-	257,6	60,16	60,371	-	
	18,745	1,108	1,12	-	2,572	1,108	1,097	-	
N	14	14	14	14	14	14	14	14	
T	8	4	4	8	8	4	4	8	
Observaciones	112	56	56	112	112	56	56	112	

CONVENCIONES 1: (Δ) VARIABLE DIFERENCIADA; (LN) VARIABLE EN LOG; NAT.; (1) VARIABLE REZAGADA  
 CONVENCIONES 2: PERIODO 1 (ENE-02 A SEP-06); PERIODO 2 (OCT-06 A DIC-10); TOTAL (ENE-02 A DIC-10);  
 SIGNIFICANCIAS: (\*\*\*) Coef. Significativo al 1%; (\*\*) Coef. Significativo al 5%; (\*) Coef. Significativo al 10%

Fuente: Cálculos del autor.



## ANEXO 5

MODELOS DE DATOS LONGITUDINALES DINÁMICOS ESTIMACIÓN EN DIFERENCIAS ARRELIANO BOND																
VARIABLE	MODELO 1				MODELO 2 (I)				MODELO 2 (Segunda Versión) (I)				MODELO 3			
	TOTAL	Periodo 1	Periodo 2	EDCE	TOTAL	Periodo 1	Periodo2	EDCE	TOTAL	Periodo 1	Periodo 2	EDCE	TOTAL	Periodo 1	Periodo 2	EDCS
Constante	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
(L)I carmicro	0,435 (***)	-0,55 (*)	0,172	0,481 (***)	0,4097 (***)	-0,5003 (***)	0,08271	0,07169	0,37888 (***)	-0,8005 (***)	0,162	0,398 (**)	0,58953 (***)	0,56494 (***)	0,3148 (***)	0,60998 (***)
(L)I depósitos	0,733 (**)	0,828 (**)	0,256	0,76 (**)	-	-	-	-	0,7975 (***)	0,7522 (***)	0,642	0,268	0,00169 (***)	0,00049 (**)	-0,0028 (**)	-0,0003
Patri	-	-	-	-	1,4E-06 (**)	9,3E-06 (***)	1,3E-06	1,8E-06	-	-	-	-	-	-	-	-
Patri2	-	-	-	-	-1,7E-13 (*)	-2,1E-12 (***)	-6,2E-14	-1,4E-13	-	-	-	-	-	-	-	-
(L)I CCPro (p)	-0,741 (**)	-0,54 (***)	-0,45 (***)	-0,83 (***)	-0,9135 (***)	-5,8E-01 (***)	-5,8E-01 (**)	-6,3E-01 (*)	-9,8E-01 (***)	-6,3E-01 (***)	-0,566 (***)	-0,97 (***)	-0,0003 (***)	-5,8E-04 (***)	-2,5E-04 (**)	-4,5E-04 (***)
(L)I IPI	-1,281	-0,65	-4,6	-2,97	-1,1327	1,4E+02 (*)	-8,7121 (**)	-1,9E+01 (***)	-	-	-	-	-	-	-	-
(Δ)I IPI	-	-	-	-	-	-	-	-	-1,4E-02 (***)	-	-	-	-1,4E-02 (***)	2,9E-03	-2,1E-02 (***)	6,7E-03 (*)
(I)I Tusura	-0,049 (**)	-0,15 (***)	-0,06	-0,06 (**)	-0,0442 (**)	5,16055 (*)	-8,5E-02 (***)	-6,5E-01 (**)	-0,0341 (***)	-0,2179 (***)	-0,038	-0,18 (*)	-	-	-	-
(Δ)I I Tusura	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-1,1E-03 (***)	0,00057	-0,0023 (***)	-0,0062 (***)
CNB	-	-	-	-	-	-	-	-	0,00013	n.a.	2E-05 (***)	3E-04	-	-	-	-
D	-	-	-	-	-	-	-	-11,582 (*)	-	-	-	-5,35 (*)	-	-	-	0,00131 (**)

MODELOS DE DATOS LONGITUDINALES DINÁMICOS ESTIMACIÓN EN DIFERENCIAS ARRELLANO BOND																	
VARIABLE	MODELO 1				MODELO 2 (I)				MODELO 2 (Segunda Versión) (I)				MODELO 3				
	TOTAL	Periodo 1	Periodo 2	EDCE	TOTAL	Periodo 1	Periodo 2	EDCE	TOTAL	Periodo 1	Periodo 2	EDCE	TOTAL	Periodo 1	Periodo 2	EDCS	
D*Riesgo				-0,2 (**)				0,22029									-0,0008 (***)
D*Usura				-				0,49046 (*)									-
D*IPI				-				-									-
ABOND Ord. 1	-2,429	-0,39	-0,88	-2,5 (**)	-2,5042 (**)	-1,4739	-0,747	-0,7995	-2,5186 (**)	-0,1551	-0,784	-2,61 (***)	-1,1178	-0,9957	-1,4068	-1,1765	
ABOND Ord. 2	-0,138 (**)	0,801	-1,57	0,079	-0,2848	-	-1,8363 (*)	-1,2181	-0,5303	-	-1,585	-0,34	0,99735	1,0029	-1,0291	1,0981	
Test Sargan	8,447	6,922	8,642	7,823	8,35136	6,12983	9,2312	3,99115	8,22259	8,78708	8,591	3,921	13,5011	5,3539	13,7689	7,15024	
Test de Wald	177,6 (***)	276,4 (***)	316,1 (***)	137,2 (***)	656,67 (***)	267,39 (***)	222,6 (***)	663,42 (***)	54,15 (***)	1587,38 (***)	98,54 (***)	73,08 (***)	5,3E+06 (***)	3,3E+06 (***)	1,7E+07 (***)	419649 (***)	
SCE	375,6	89,88	203,2	-	374,607	78,9615	195,398	-	371,54	91,23	197,5	-	0,0045	0,0012	0,0023	-	
N	14	14	14	14	14	14	14	14	14	14	14	14	14	14	14	14	
T	7	3	4	7	6	2	4	7	6	2	4	6	7	3	4	7	
Observaciones	98	42	56	98	84	28	56	98	84	28	56	84	98	42	56	98	

(I) INSTRUMENTOS: EL GASTO EN AVALES Y GARANTÍAS DEL FNG; (ALIN) FNG;  
 CONVENCIONES 1: (Δ) VARIABLE DIFERENCIADA; (IN) VARIABLE EN LOGARITMOS NATURALES; (I) VARIABLE REZAGADA UN PERIODO  
 CONVENCIONES 2: PERIODO 1 (ENE-02 A SEP-06); PERIODO 2 (OCT-06 A DIC-10); TOTAL (ENE-02 A DIC-10); EDCE [ENFOQUE DICOTÓMICO CAMBIO ESTRUCTURAL]  
 SIGNIFICANCIAS: (\*\*\*) Coeficiente Significativo al 1%; (\*\*) Coeficiente Significativo al 5%; (\*) Coeficiente Significativo al 10%  
 (p) Variable se tomó como predeterminada para controlar los problemas de endogeneidad excepto en el modelo 3

Fuente: Cálculos del autor.

## REFERENCIAS

- Andrews, D. (1993). *Test for Parameter Instability and Structural Change with Unknown Change Point*. *Econométrica*, 61(4), 821-856.
- Aparicio, J. & Márquez, J. (2005). *Diagnóstico y Especificación de Modelos Panel en Stata 8.0*. División de Estudios Políticos, CIDE; Octubre.
- Appelbaum, B. (2009, 11 de marzo). *Citi's Long History of Overreach, Then Rescue*. The Washington Post, recuperado el 24 de junio, de <http://www.washingtonpost.com/wp-dyn/content/article/2009/03/10/AR2009031003391.html>
- Arellano, M. & Bond, S. (2001). *Some Test of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations*. *The Review of Economic Studies*, 58(2), 277-297.
- Arévalo, D. (2005). *Las Mipymes y el Sector Financiero: ¿Dos Lenguajes o Desinformación?* *Revista Javeriana*, 141(718), 26-33.
- Armendáriz, B. & Morduch, J. (2005). *The Economics of Microfinance*. The MIT Press; Massachusetts, USA.
- Avendaño, H. (2006). *¿Es demasiado Costoso el Microcrédito en Colombia?* *Carta Financiera*, 133, 57-64.
- Balkenhol, B. (2007). *Efficiency and Sustainability in Microfinance*. En: *Microfinance and Public Policy. Outreach, performance and efficiency*. Editado por: Bernd Balkenhol. Palgrave Macmillan e International Labour Office; Houndmills, Reino Unido.
- Banco de la República, Ministerio de Agricultura & Finagro (2010). *Situación Actual del Microcrédito en Colombia: Características y Experiencias*. Reporte de Estabilidad Financiera, Banco de la República, No. 48; octubre.
- Barajas, A., Lopez, E. & Oliveros, H. (2001). *¿Por qué en Colombia el Crédito al Sector Privado es tan Reducido?* Borradores de Economía, Banco de la República, No. 185; septiembre.
- Barajas, A. & Steiner, R. (2002). *Why don't they lend? Credit Stagnation in América Latina*. *IMF Staff Papers*, 49, Special Issue, 156-184.
- Barona, B. (2004). *Microcrédito en Colombia*. *Estudios Gerenciales*, 90, 79-102.
- Bernanke, B. & Blinder A. (1988). *Credit, Money and Aggregate Demand*. *The American Economic Review*, 78(2), 435-439.
- Blanchflower, D., Levine, P. & Zimmerman, D. (2003). *Discrimination in the Small-Business Credit Market*. *The Review of Economics and Statistics*, 85(4), 930-943.
- Bond, S. (2002). *Dynamic Panel Data Models: A Guide to Micro Data Methods and Practice*. The Institute for Fiscal Studies, Department of Economics, UCL; Working Paper No. CPW09/2002.
- Chow, G. (1960). *Test of Equality Between Sets of Coefficients in Two Linear Regression*. *Econometrics*, 28(3), 591-605.
- Clarke, G., Cull, R., Martínez, M. & Sánchez, S. (2005). *Bank Lending to Small Bussines in América Latina: Does Bank Origin Matter*. *Journal of Money, Credit and Banking*, 37(1), 83- 118.
- Cobacho, M. & Bosh, M. (2005). *Contrastes de Hipótesis en Datos de Panel*. *Jornadas de ASEPUMA*, No. 13; septiembre.
- Comim, F. (2007). *Poverty Reduction through Microfinance: A Capability Perspective*. En: *Microfinance and Public Policy; Outreach, Performance and Efficiency*. Editado por: Bernd Balkenhol. Palgrave Macmillan; Nueva York.
- Cull, R., Demirgüç-kunt, A. & Murdoch, J. (2009). *Banks and Microbanks*. Policy Research Working Paper No. 5078, Banco Mundial; octubre.
- D'Attellis, J. (2007). *Fragilidad Financiera Endógena e Inestabilidad Económica en Economías Pequeñas Abiertas*. En: *Impactos de la Crisis Financiera Internacional en la Argentina*. Compilado por: María Teresa Casparri. Facultad de Ciencias Económicas, Universidad de Buenos Aires, I.
- Echeverri, J. & Fonseca, A. (2006). *El Impacto Social del Sector Bancario y Colombia, 1993-2002*. Documento CEDE 2006-22 (Versión Electrónica); mayo.
- Econometría, S.A. (2008). *El Acceso al Crédito Informal y a Otros Servicios Financieros Informales en Colombia*. Estudio realizado financiado por el programa MIDAS y la USAID; enero.
- Flórez, L., Posada, E. & Escobar, J. (2004). *El Crédito y sus Factores Determinantes: El Caso Colombiano 1994-2004*. Borradores de Economía, Banco de la República, No. 311; octubre.
- Galindo, A. & Micco, A. (2005). *Bank Credit to Small and Medium Sized Enterprises: The Roll of Creditor Protection*. Documento CEDE 2005-53 (Versión Electrónica); septiembre.
- Guerrero, E. (2005). *Inversión Privada y Restricción Crediticia: Evidencia para Chile*. Tesis de Maestría, Universidad Católica de Chile; Santiago.
- Gujarati, D. (2004). *Econometría*. Mc. Grow Hill, Cuarta Edición. Traducción: Demetrio Garmendia y Gladys Arango; México D.F.
- Held, G. (1999). *Políticas de Crédito para Empresas de Menor Tamaño con*

- Bancos de Segundo Piso: Experiencias Recientes en Chile, Colombia y Costa Rica. Financiamiento para el Desarrollo, No. 84. CEPAL – SERIES.
- Helm, B. (2006). *Access for All. Building Inclusive Financial System*. Consultative Group to Assist de Poor; Washington D.C.
- Kimura, D. (1990). *Testing Nonlinear Regression Parameter Under Heteroscedastic, Normally Distributed Errors*. *Biometrics*, 46(3), 697-708.
- Marulanda, B. (2005). *Del Microcrédito a las Microfinanzas en Colombia*. *Coyuntura Económica*, 35(2), 249-254.
- McCandles, G., Gabrieli, M. & Rouillet, M. (2002). *Determinando las Causas de las Corridas Bancarias en Argentina durante 2001*. Gerencia de Investigaciones Económico Financieras, Banco Central de la República Argentina; Buenos Aires, Argentina.
- Mckernan, S. (2002). *The Impact of Microcredit Programs on Self-employment Profits: Do Noncredit Program Aspects Matter?* *The Review of Economic and Statistics*, 84(1), 93-115.
- Medina, C. & Núñez, J. (2006). *La Oferta de Servicios Financieros del Sector Financiero Formal*. Documento CEDE 2006-05 (Edición Electrónica); enero.
- Mejía, S. (2009). *Análisis de los Alcances y Limitaciones de los Programas de Microcrédito como Instrumentos Mundiales para Superar la Condición de Pobreza. Caso de Estudio: Aplicación de la Metodología del Banco Grameen en Colombia*. Tesis de Grado, Universidad Colegio Mayor de Nuestra Señora del Rosario; Bogotá D. C.
- Mileva, E. (2007). *Using Arellano-Bond Dynamic Panel GMM Estimators in Stata*. Economics Department, Fordham University; julio.
- Murcia, A. & Piñeros, J. (2006). *Situación del Crédito en Colombia desde la Perspectiva del Sector Financiero*. Reporte de Estabilidad Financiera, No. 16; marzo.
- Murcia, A. (2007). *Determinantes del Acceso al Crédito de los Hogares Colombianos*. Borradores del Banco de la República, No. 449; julio.
- Nisbet, C. (1971). *Moneylenders in Rural Areas of Latinamerica: Some Examples from Colombia*. *American Journal of Economics and Sociology*, 30(1), 71-84.
- Ossa, N. (2004). *Productos y Servicios Financieros a Gran Escala para la Microempresa Colombiana*. En: Cuadernos de Investigación, Documento No. 17052004, Universidad EAFIT; mayo.
- Pérez, C. (2008). *Econometría Avanzada. Técnicas y Herramientas*. Pearson Education S.A.; Madrid, España.
- Perraudin, W. & Sørensen, B. (1992). *The Credit-Constrained Consumer: An Empirical Study of Demand and Supply in the Loan Market*. *Journal of Business & Economic Statistics*, 10(2), 179-192.
- Pitt, M. & Khandker, S. (1998). *The Impact of Group-Based Credit Programs on Poor Households in Bangladesh: Does the Gender of Participants Matter?* *Journal of Political Economy*, 106(5), 958-996.
- Quevedo, C. & Vesga, A. (2008). *Balanza Social del Sector Bancario*. Informe Público de ASOBANCARIA (Versión Electrónica); septiembre.
- Ravoet, G. (2010). *Microfinance within the EU Banking Industry: Policy and Practice*. European Banking Federation; Bruselas.
- Rosales, R., Perdomo, J., Morales, C. & Urrego, J. (2010). *Fundamentos de Econometría Intermedia: Teoría y Aplicaciones*. Apuntes de Clase, Centro de Estudios para el Desarrollo Económico (CEDE), Universidad de los Andes; Bogotá D. C.
- Sen, A. (2000). *Desarrollo y Libertad*. Editorial Planeta; Barcelona, España.
- Sengupta, R. & Aubuchon, C. (2008). *La Revolución de las Microfinanzas: Una Visión General*. CEMLA Boletín, 54(2), 64-83.
- Serpa, F. (2008). *Microfinance in Brazil: Government Policies and Their Effects*. Tesis de Master of Arts en Economía, Center of International Studies of Ohio University; March.
- Siewertsen, H. (2005). *Policy Measures to Promote the Use of Microcredit for Social Inclusion*. The European Microfinance Network y Microfinance Center.
- Stiglitz, J. & Weiss, A. (1981). *Credit Rationing in Markets with Imperfect Information*. *The American Economic Review*, 71(3), 393-410.
- Swary, I. & Topf, B. (1993). *La Desregulación Financiera Global: La Banca Comercial en la Encrucijada*. Fondo de Cultura Económica de México, Ed. en español; México D. F.
- Toyoda, T. (1974). *Use of the Chow Test under Heteroscedasticity*. *Econometrica*, 42(3), 601-608.
- Villamizar, H. (2007). *Integración de los Mercados Financieros hacia el Sector de las Microfinanzas en Colombia*. Tesis de grado obtenida no publicada, Universidad de los Andes; Bogotá, D. C.
- Woolcock, M. (1999). *Learning from Failures in Microfinance: What Unsuccessful Cases Tell Us About How Group-Based Programs Work*. *American Journal of Economics and Sociology*, 58(1), 17-42.
- World Bank (2008). *Finance for all? Policies and Pitfalls in Expanding Acces*. A World Bank Policy Research Report; Washington D. C.
- Yunus, M. (2006). *El Banquero de los Pobres: Los Microcréditos y la Batalla contra la Pobreza en el Mundo*. Paidós; Barcelona, España.
- Zambrano, F. (1999). *Círculo de Obreros*. Revista Credencial Historia, 118, p. 4.

# ENSAYOS

*Revista de Economía*

---

Volumen XXXIV, número 2, \$50

noviembre de 2015

## Artículos

### **Discriminación de género en redes laborales**

*César Vladimir Martínez Arango, Coralia Azucena Quintero Rojas y  
Lari Arthur Viiano*

### **¿Tener obesidad es realmente una desventaja en el mercado laboral mexicano?**

*Martha Claudia Rodríguez Villalobos y Erick Rangel González*

### **Effects of Volatility of the Exchange Rate on Inflation Expectations and Growth Prospects in Mexico (2002-2014)**

*Guillermo Benavides, Isela Elizabeth Téllez-León y  
Francisco Venegas-Martínez*

### **Bounded Rationality in a Cournot Duopoly Game**

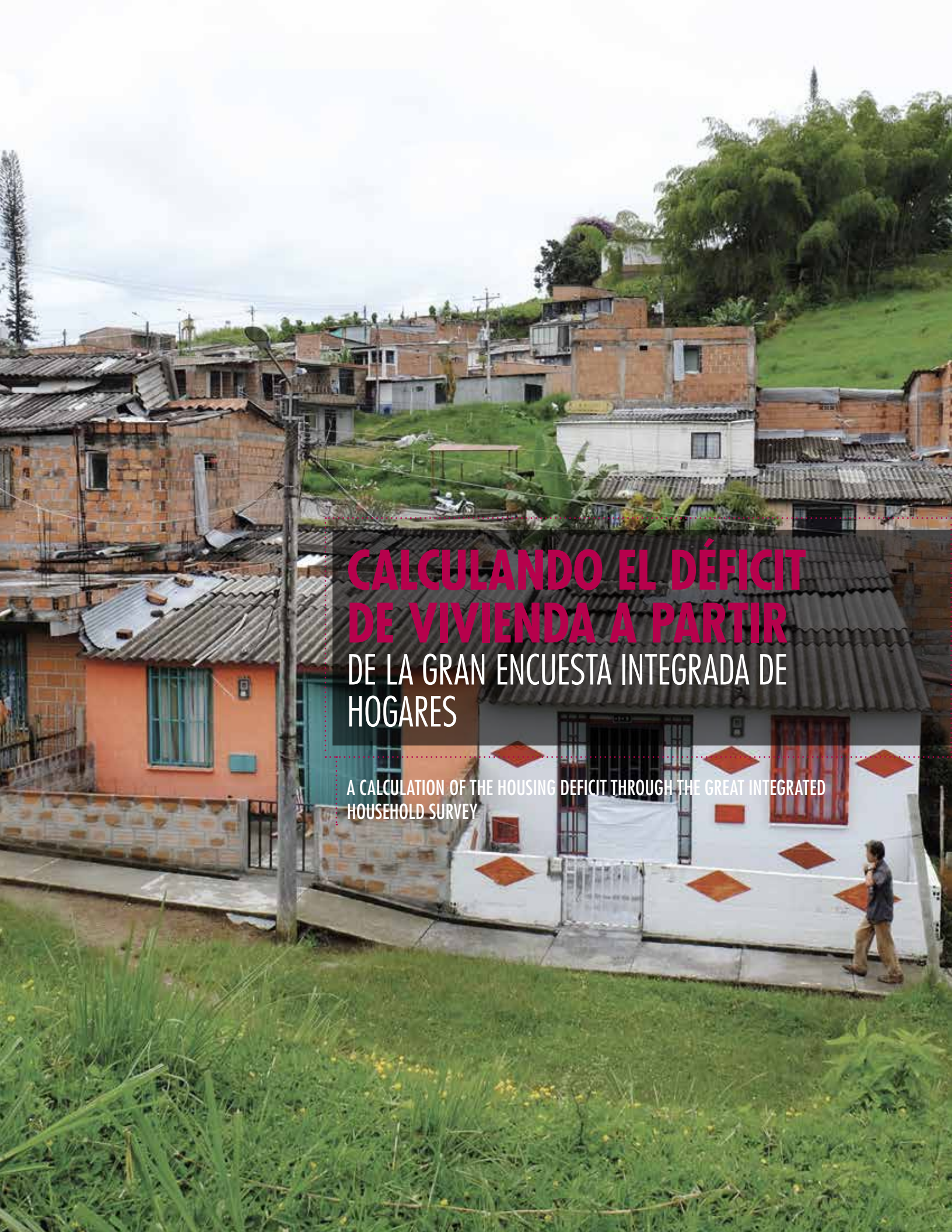
*Mariano Runco*



UANL

Universidad Autónoma de Nuevo León  
Facultad de Economía  
Centro de Investigaciones Económicas





# CALCULANDO EL DÉFICIT DE VIVIENDA A PARTIR DE LA GRAN ENCUESTA INTEGRADA DE HOGARES

A CALCULATION OF THE HOUSING DEFICIT THROUGH THE GREAT INTEGRATED HOUSEHOLD SURVEY

### Jorge Enrique Torres Ramírez

Economista y Especialista en Mercados y Políticas de Suelo en América Latina de la Universidad Nacional de Colombia. Director del Centro de Estudios de la Construcción y el Desarrollo Urbano y Regional-CENAC.

Correo electrónico: cenac@cenac.org.co

### Elizabeth Pérez Pérez

Economista y magíster en Hábitat de la Universidad Nacional de Colombia. Coordinadora de Proyectos del Centro de Estudios de la Construcción y el Desarrollo Urbano y Regional-CENAC.

Correo electrónico: cenac@cenac.org.co

### Jorge Alberto Torres Vallejo

Economista y magíster en Ciencias Económicas de la Universidad Nacional de Colombia. Estudiante de la Maestría en Políticas Públicas de la Universidad de Reading, UK. Profesional de la Dirección de Espacio Urbano y Territorial del Ministerio de Vivienda, Ciudad y Territorio.

Correo electrónico: jatorresva@unal.edu.co

### Néstor Darío Preciado Sánchez

Economista de la Universidad Javeriana y especialista en Finanzas de la Universidad de los Andes. Asesor del Ministerio de Vivienda, Ciudad y Territorio.

Correo electrónico: npreciado@yahoo.com

### Cristian Andrés Torres Casallas

Economista y estudiante de la Maestría en Ciencias - Estadística de la Universidad Nacional de Colombia. Profesional del Departamento para la Prosperidad Social.

Correo electrónico: catorresca@unal.edu.co

Fecha de recepción: 19/06/2015

Fecha de aceptación: 21/09/2015

### Resumen

El déficit de vivienda es uno de los principales indicadores de medición de las necesidades habitacionales de la población en Colombia. Su evolución en el contexto nacional parte desde el origen mismo de la política de vivienda a comienzos del siglo XX y lo ha llevado a convertirse en uno de los determinantes del direccionamiento de la inversión pública en vivienda. Aun con la relevancia y sensibilidad del indicador a cambios en las condiciones socioeconómicas, políticas y demográficas del país, su último cálculo fue realizado en el Censo 2005, cifra que sigue siendo utilizada para la formulación de políticas de vivienda en el país. El presente documento, además de hacer una revisión a la evolución del déficit de vivienda, propone su medición mediante la Gran Encuesta Integrada de Hogares (GEIH) 2010-2014 con el fin de obtener un indicador actualizado de las carencias habitacionales del país.

### Palabras Clave

Déficit de vivienda, carencias habitacionales, informalidad, política de vivienda, encuestas de hogares.

### Abstract

The housing deficit is one of the main indicators for measuring the housing needs of the Colombian population. Its evolution in the national context starts from the origin itself of the housing policy in the early twentieth century, and has become one of the determinants of addressing public investment in housing. Even with the importance and sensitivity of the indicator with respect to changes in socioeconomic, demographic and political conditions of the country, the last measurement of the housing deficit was conducted in the 2005 Census, and this figure is still used for the formulation of housing policy in the country. This document, in addition to making a review of the evolution of the housing deficit, proposed a measurement by means of the Great Household Survey 2010-2014 in order to obtain an updated indicator of the housing needs in the country.

### Keywords

Housing deficit, housing needs, informality, housing policy, household surveys.



## INTRODUCCIÓN

La política pública de vivienda parte de un componente que reviste importancia estratégica dentro de su cadena de valor, como es el diagnóstico y dimensionamiento de las necesidades habitacionales de la población, en el cual se definen, de una parte, los conceptos de vivienda y hábitat y sus atributos correspondientes y, de la otra, se establece la situación de los hogares respecto de los estándares de calidad asociados a los conceptos definidos. Este proceso está mediado por la disponibilidad de información y la aplicación de metodologías pertinentes a las características socioeconómicas de la población objeto de la política sectorial. Con base en el mismo es viable elaborar los componentes de formulación (estrategias, programas e instrumentos), implementación y evaluación.

En Colombia, la definición de vivienda junto con la identificación de las principales necesidades habitacionales (diagnóstico), y la población afectada por cada una de ellas (dimensionamiento), se han conjugado en el concepto de déficit de vivienda, el cual ha evolucionado durante los últimos cien años de política sectorial, aspecto sobre el cual se ocupa inicialmente este artículo.

Para efectos de este documento se asume, a nivel general, el concepto déficit desarrollado en Fresneda (1997)<sup>1</sup>:

«El término déficit, referido a asuntos sociales, denota la brecha que es preciso superar con el fin de lograr una meta compartida de

progreso social. Esta brecha se expresa como la distancia entre una situación observada y una norma, que incorpora las valoraciones predominantes sobre las condiciones mínimas de vida generalizables a todos los miembros de un grupo o comunidad. La noción de carencia en la cual se basa, al hacer manifiesto un valor deseable aún no alcanzado, tiene un sentido motivacional cuyo origen se encuentra en la convicción de que es posible obtener un resultado asociado a un proyecto de sociedad».

La razón para acoger este concepto del déficit obedece a que el mismo constituyó una de las bases para el desarrollo de la metodología que actualmente se aplica en Colombia para estimar el déficit cuantitativo y cualitativo de vivienda.

De otra parte, el concepto de déficit de vivienda está asociado a necesidades habitacionales de los hogares, las cuales no precisamente están respaldadas por la capacidad económica requerida para atenderlas. Es decir, este concepto se predica desde la política social y no guarda correspondencia en todos los casos con el concepto de demanda efectiva, el cual hace parte del dominio del mercado de vivienda.

La medición del déficit de vivienda en Colombia dista de ser una nueva preocupación en el contexto nacional. De acuerdo al Centro de Estudios de la Construcción y el Desarrollo Urbano y Regional (CENAC), los principales esfuerzos realizados por organismos públicos y privados para este fin se enmarcan

en la década de los setenta, si bien los principales desarrollos fueron llevados a cabo durante los noventa.

El presente documento tiene el objetivo de aplicar la metodología del déficit realizada por el Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE), actualizada con corte 2009, a la Gran Encuesta Integrada de Hogares (GEIH) para los periodos comprendidos entre el año 2010 y 2014. El fin último de este ejercicio es poder obtener una medición que permita realizar una aproximación al déficit de vivienda en años posteriores al Censo de Población de 2005 a partir de datos muestrales.

El trabajo se divide en cinco (5) secciones; en la primera, se describe la metodología de cálculo del déficit y se exponen los resultados para los periodos 2010-2014, de acuerdo a los datos de la GEIH del DANE; en segundo lugar, contextualiza el déficit de vivienda medido a través del Censo de Población 2005 por componentes, cuyo resultado es la base de comparación frente a las estimaciones posteriores a partir de las encuestas de hogares. El tercer apartado, se describe de manera formal, la metodología aplicada a las encuestas de hogares y características generales de la medición. En el numeral cuarto, se expone una breve descripción de la necesidad de medición de un indicador asociado al déficit que permita cuantificar la evolución reciente de las necesidades habitacionales del país. Posteriormente, se presentan

<sup>1</sup> En este caso también se destacan los textos que hacen parte de las referencias bibliográficas de este trabajo: SEN, Amartya, 1992a. «Progress and social Deficit. Some Methodological Issues», en: PNUD, Proyecto Regional para la Superación de la Pobreza, 1992b, Santafé de Bogotá; y FRESNEDA, OSCAR y BECCARIA, Luis A., 1992. «Brechas en la satisfacción de las necesidades básicas en América Latina», en: PNUD, Proyecto Regional para la Superación de la Pobreza, Santafé de Bogotá.

los resultados de la aplicación de la metodología a las encuestas de hogares para los años comprendidos entre 2010 y 2014. Finalmente, se presentan las conclusiones.

## Historia de la medición del déficit de vivienda

### Aspectos conceptuales

Iniciando un recorrido histórico y aunque no existen datos de respaldo, la primera legislación relacionada que se expidió en Colombia (la Ley 46 de 1918) evidencia la preocupación por las carencias cualitativas de la vivienda, las cuales se consideraron determinantes de los problemas críticos de salud pública asociados a las muy bajas coberturas de los servicios de agua potable y alcantarillado. En este sentido, los gobiernos de los años siguientes se interesaron en promover y financiar la construcción de «habitaciones higiénicas» (Ministerio de Vivienda, Ciudad y Territorio [MVCT] y CENAC, 2014). En este caso, no existió un proceso de diagnóstico y dimensionamiento y tampoco puede plantearse la formulación de una política pública de vivienda. Esta forma de intervención del Estado se fundamentó con base en la percepción y el nivel de incidencia de los problemas inherentes a la vivienda y a los derivados de sus deficiencias. Sin embargo, con el transcurso del tiempo también se implementaron programas de vivienda nueva que terminaron copando casi completamente la política sectorial hasta la década de los ochenta.

Durante sesenta años, el Estado colombiano, aunque reconoció problemas importantes de calidad en el «stock» construido, se concentró más en promover y acometer directamente la construcción de diversos tipos de soluciones

de vivienda, lo cual era consistente con la concepción del Estado benefactor y su interpretación de la acción de las instituciones públicas ante fallas del mercado en la provisión de bienes como la vivienda, los acueductos, etc. Es decir, durante este periodo prevaleció una concepción cuantitativa del problema de la vivienda, en el sentido que se consideraba el umbral del déficit, es decir, la norma social mínima aceptada o la condición de normalidad habitacional, se producía cuando un hogar poseía una vivienda propia.

En Colombia, el interés de los gobiernos se concentró primero en obtener aproximaciones a las magnitudes de los principales problemas habitacionales y solo hasta la década de los setenta se iniciaron intentos por conceptualizar acerca de la vivienda. En 1955, el Instituto de Crédito Territorial (ICT) realizó el primer seminario sobre vivienda en Colombia, en el cual se trató acerca del déficit de vivienda y la política sectorial (Ceballos, 2008). Luego, en el año 1958 se publicó el informe del padre Louis Joseph Lebreton «*Estudio sobre las condiciones del desarrollo de Colombia*», el cual, para el caso de la vivienda, se apoyó en los resultados del Censo de 1951, con base en él identificó problemas críticos de hacinamiento y de servicios públicos. Esta información se complementó con dos encuestas dirigidas hacia el estudio de las condiciones cualitativas de la vivienda, una rural y otra urbana, considerando las condiciones del urbanismo en esta última. Los resultados fueron alarmantes, pues tanto en el campo como en la ciudad se comparó las condiciones de la vivienda en Colombia con la existente en algunos países africanos e identificó serias precariedades en los atributos del entorno urbano de las ciudades.

En el año 1969, y con base en los censos de 1951 y 1964, el ICT realizó estimaciones y proyecciones del déficit

cuantitativo de vivienda, a nivel nacional y para las principales ciudades del país (Ceballos, 2008), las cuales se presentan más adelante en este documento. Aunque no existe documentación detallada, esta medición se realizó estimando las viviendas «faltantes», derivadas de la comparación del número de familias y viviendas, y considerando también las viviendas afectadas por limitaciones severas de habitabilidad.

Los primeros desarrollos sobre el concepto de vivienda, la utilización y procesamiento de información censal pertinente, y la aplicación de una metodología consistente con estos dos aspectos, se produce en el Centro de Estudios de la Construcción y el Desarrollo Urbano y Regional (CENAC), entidad que estimó el déficit cuantitativo de vivienda, cuyos resultados se consignaron en dos estudios publicados en 1976 y 1980 (CENAC, 1976-1985).

Los trabajos del CENAC mencionados se realizaron en un marco de política social, en la cual prevalecía en la política de vivienda la concepción cuantitativa, es decir, el objetivo ideal de hacer propietarias de una vivienda a todas las familias, como una meta de progreso socialmente reconocida y aceptada. Consecuentemente, la metodología se fundamentó en establecer la diferencia entre el stock de vivienda existente y la población de familias, para lo cual se contó con el concurso del DANE para la cuantificación de estos agregados a nivel nacional y de los entes territoriales.

En este caso, el CENAC asumió como definición de vivienda el concepto de «Vivienda censal» adoptado por el DANE para los censos nacionales de población y vivienda de 1964 y 1973. Esta decisión se ha mantenido en todas las metodologías que se han aplicado en Colombia desde entonces, incluso hasta la instrumentalizada

por el Ministerio de Vivienda, Ciudad y Territorio (MVCT) sobre la información de la Gran Encuesta Integrada de Hogares (GEIH) 2014, ejercicio del cual se presentan resultados en este artículo. Esta es una decisión de importancia significativa dentro del proceso de estimación de las necesidades habitacionales de una población y en este punto se anticipa que es necesario reflexionar sobre su pertinencia.

Otro aspecto destacado de la metodología del déficit cuantitativo del CENAC radica en definir como unidad socioeconómica «demandante social» o sujeta de condición de déficit de vivienda a la familia. En efecto, en el primer estudio se consigna «El déficit cuantitativo contabiliza el número de viviendas necesarias para satisfacer al número de familias existentes y no hogares censales. Este concepto tiene presente que cada vivienda sea habitada por una familia consanguínea» (CENAC, 1985). Esta es otra decisión de alcance estratégico en el dimensionamiento del déficit y de las necesidades habitacionales, dado que el agregado de familias es mayor que el agregado de hogares, lo cual supone en principio una subestimación si se acoge el concepto de hogar censal. Sin embargo, en Colombia se generalizó el uso del concepto de hogar censal como la unidad socioeconómica que toma decisiones sobre su lugar de habitación, lo cual ha trascendido hacia los resultados de estudios sobre el déficit y la demanda efectiva de vivienda. Al respecto, se anuncian también algunas observaciones en la parte final del artículo que trata sobre propuestas relativas al desarrollo de la metodología.

En el año de 1977 tiene lugar el primer estudio relativo al tema del déficit cualitativo de vivienda, mediante una investigación del CENAC a cargo de los Arquitectos Alberto Saldarriaga R. y Lorenzo Fonseca. Esta investigación tuvo por objeto la elaboración de un método de análisis de los datos censales de 1964 y 1973, para definir la calidad de la vivienda en Colombia a nivel urbano y rural. El ejercicio metodológico culmina con un ejemplo práctico de aplicación de la metodología de medición en el departamento de Antioquia (CENAC, 1977).

Durante la década de los ochenta se registra en la región una gran preocupación por la condición de pobreza de la población, ocasionada en buena parte por la crisis de la deuda que afectó a América Latina. En Colombia, esto se reflejó en el plan nacional de desarrollo 1996-2000, *Plan de economía social*, en el cual se enfatiza en la lucha contra la pobreza. Con el apoyo de distintos organismos de cooperación internacional se desarrollaron y aplicaron en la región y en Colombia las metodologías de medición de la pobreza, especialmente Necesidades Básicas Insatisfechas (NBI), Línea de Pobreza (LP) y la Medición Integrada de Pobreza (MIP). En el primer caso, tres de las cinco NBI que definen la condición de pobreza de una persona se relacionan con la vivienda: hacinamiento, estructura inadecuada y falta de uno de los tres servicios públicos domiciliarios básicos.

Este nuevo escenario conceptual, muy asociado a la vivienda, la perspectiva que aportaron los estudios de pobreza, la relación entre esta situación y

las condiciones habitacionales de los hogares, la disponibilidad de información de los censos realizados en 1973 y 1985 y el avance en los estudios sobre vivienda realizados en Colombia<sup>2</sup>, entre otros factores, desplazaron la atención desde las carencias cuantitativas de los hogares (las que se atienden con programas de adquisición de vivienda) hacia las cualitativas (las que requieren programas de mejoramiento de vivienda). Es decir, se pasó de considerar que el problema estaba concentrado en las viviendas que faltaban a priorizar el mejoramiento de la calidad de las existentes. Esto se reflejó en el plan nacional de desarrollo y en los programas del principal operador de la política de vivienda, el Instituto de Crédito Territorial (ICT).

Este trascendental cambio en el diagnóstico del problema de vivienda conllevó al desarrollo de la metodología de estimación del déficit cualitativo de vivienda, concepto que se aplicó de manera excluyente durante algunos años, tal como sucedió con el déficit cuantitativo durante décadas. Se debe reconocer, entonces, que el sector no logró un avance metodológico de manera endógena, sino inducido por desarrollos generados en su entorno institucional, específicamente los relacionados con la lucha contra la pobreza.

En esta oportunidad, el Departamento Nacional de Planeación (DNP), con base en la información de los censos de población y de vivienda de 1973 y 1985, publicó en 1990 un estudio en el cual se estimó nuevamente el déficit cuantitativo definido como «...la diferencia entre el número de hogares y la cantidad de viviendas existentes», es

<sup>2</sup> A manera de ejemplo, se señalan los estudios del CENAC: estudio de las necesidades habitacionales de la población residente en algunos municipios en Colombia (1993); Colombia: estudio de incidencia del gasto público social. El gasto público en vivienda de interés social (1993); así como los estudios «Evolución de las condiciones habitacionales y de la estructura de la producción de vivienda en Bogotá» de Samuel Jaramillo (1992); Demandas futuras por vivienda popular de Oscar Landerreche (1986); y Colombia: vivienda y subdesarrollo urbano de Humberto Molina –editor- (1979); El problema de la vivienda en Colombia, Sociedad Interamericana de Planificación de Humberto Molina (1977).



decir, se mantuvo la esencia de la metodología que se había aplicado hasta entonces, utilizando el concepto de hogar en lugar de familia consanguínea. La innovación importante se presenta con la introducción del concepto de déficit cualitativo, el cual está referido a la existencia de precariedades en los que son todavía considerados como los tres atributos básicos o principales de la vivienda: la estructura (pisos y paredes), el espacio (relación entre el número de personas en la vivienda y el número de cuartos), y los servicios públicos domiciliarios básicos (acueducto, alcantarillado y energía eléctrica).

En cuanto a los resultados, el hallazgo notable consistió en develar que los problemas de los hogares asociados a la calidad de la vivienda multiplicaban los correspondientes a los hogares que requerían una vivienda nueva o usada. Es más, a partir de entonces, en nuestro medio las categorías (singulares y combinadas) del déficit cualitativo se han convertido en los principales componentes del déficit de vivienda. De manera complementaria, el déficit cualitativo ha registrado una mayor inelasticidad frente a los programas e instrumentos de la política de vivienda respecto del déficit cuantitativo, el cual se ha reducido de manera notable durante los últimos años. Al respecto, se señala que hasta 1990, el ICT implementó programas de mejoramiento de vivienda y que, a partir de este año, el gasto público sectorial se ha concentrado en subsidios para adquisición de vivienda, generalmente nueva, lo cual ha incidido en el comportamiento del déficit cualitativo. (ver cuadro 1)

Durante 1993 y 1996 se producen dos avances importantes sobre el concepto de vivienda y las metodologías de estimación del déficit de vivienda. La primera se presenta en el estudio del CENAC «Las necesidades habitacionales de la población residente en algunos municipios de Colombia», en el cual el concepto de vivienda se desarrolla en el marco de la *teoría del desarrollo a escala humana* y este bien se define como un satisfactor sinérgico de necesidades humanas, con lo cual se trasciende la interpretación singular que hasta entonces se le daba a la vivienda como una necesidad. Otro aspecto conceptual importante, se relaciona con los atributos que, en el contexto de esta teoría, debe contener la vivienda y se plantea que la misma integra atributos de la casa y del entorno, bajo la consideración de que en el entorno urbano se forman condiciones que pueden afectar sensiblemente la calidad habitacional de los hogares. En cuanto a la metodología, se diseña y aplica en varias ciudades de Colombia y otros países la «Medición integral de las necesidades habitacionales», la cual corresponde, en términos convencionales, a una estimación e integración de las precariedades existentes en los atributos de la casa y del entorno, según la composición presentada en el cuadro 1.

El concepto de necesidad habitacional es más amplio que el de déficit de vivienda, dado que comprende hogares que, sin estar en condición de déficit, se contabilizan en situación de necesidad activa de vivienda, como es el caso de los hogares que demandan soluciones del tipo construcción en sitio propio y titulación, los hogares arrendatarios con ingresos inferiores

a 4 Salarios Mínimos Legales Mensuales Vigentes (SMLMV), la formación anual de nuevos hogares sujetos de subsidios para VIS, etc. Además, esta concepción supera varias omisiones de la metodología del déficit de vivienda: los hogares que habitan viviendas localizadas en sectores de alto riesgo geológico no mitigable, los hogares que requieren mejoramiento integral de barrios, entre otros.

Los resultados mostraron una alta incidencia de las categorías del déficit de entorno, el cual afecta proporciones altas de la población, que pueden triplicar la correspondiente al déficit de vivienda, evidenciando que es prioritaria la intervención pública en los atributos colectivos del hábitat, como son los del entorno urbano. Sin embargo, esta es una metodología cuya aplicación implica un alto costo, dado que requiere de levantamientos de información socioeconómica (encuestas de hogares) y físico-espacial (del entorno urbano), lo cual, aunque el CENAC la aplica actualmente, ha limitado una instrumentalización más extendida.

Un aporte significativo a la capacidad de diagnóstico y dimensionamiento del déficit de vivienda corresponde al estudio «Magnitud del déficit habitacional en Colombia» de Fresneda (1997), producto de un esfuerzo interinstitucional que se realizó como parte del proceso preparatorio para la participación de Colombia en la Conferencia HABITAT II realizada en Estambul en 1996. El alcance de este avance metodológico radica en el diseño e instrumentalización de una metodología que viabilizó dimensionar de manera integrada los

3. A nivel de América Latina es frecuente la utilización de las encuestas de hogares realizadas por los institutos nacionales de estadística para estudiar las condiciones habitacionales de la población de un país determinado. Generalmente, se acude a las dirigidas a estudiar fuerza de trabajo y a las de calidad de vida. La principal razón reside en la posibilidad que ofrecen de generar datos periódicamente (cada año, principalmente), a diferencia de los censos de población y vivienda, ya que ofrecen una cobertura conceptual o temática más amplia, la cual permite, efectivamente, estimar el déficit de vivienda. Es decir, se consideran más variables que los censos. Sin embargo, existen diferencias importantes en las metodologías que se aplican en la región, en la cual es frecuente la aplicación exclusiva de la concepción cuantitativa o la estimación independiente de los componentes cualitativo y cuantitativo. En la que trata el artículo se hace una estimación integrada.

dos tipos de déficit de vivienda, el cuantitativo y el cualitativo, desarrollando en cada caso su definición, y los componentes singulares y combinados. Se establecieron, además, las secuencias de cálculo o filtros para controlar las dobles contabilizaciones, con la perspectiva de utilizar tanto datos censales como muestrales. En este segundo caso, se recurrió inicialmente a la antigua Encuesta de Hogares del DANE, orientada a fuerza de trabajo, la cual aplicaba anualmente un módulo de vivienda, el cual se utilizó desde entonces para actualizar los resultados del déficit, a partir de las estimaciones derivadas de esta operación estadística.

A partir de este logro, se generaron distintas variantes metodológicas que

concluyeron con la recomendación del Consejo Superior de Vivienda al DANE, respecto de los criterios que se deberían aplicar, los cuales se mantienen actualmente en instituciones como el DNP, el Ministerio de Vivienda, Ciudad y Territorio (MVCT) y el CENAC para estimar el déficit cuantitativo y cualitativo de vivienda. La publicación del DANE, de las estimaciones nacionales y territoriales elaboradas con base en los censos de 1993 y 2005, ha revestido esta información de carácter «oficial».

No obstante, los aspectos metodológicos relativos a esta alternativa de medición se desarrollan más adelante en este documento. Es preciso señalar algunas limitaciones en el alcance de

los resultados en virtud a las siguientes particularidades:

- El déficit de vivienda calculado de manera independiente, para cada una de las categorías (cuantitativa y cualitativa), no ofrece un dimensionamiento global del problema habitacional que permita identificar la verdadera magnitud de los hogares afectados por carencias de esta naturaleza. En este sentido:
  - El déficit cuantitativo es indiferente al estado de las viviendas en términos de su estructura física.
  - El déficit cualitativo no considera la privacidad o autonomía como carencia habitacional posible a nivel de algunos hogares.

Las dos mediciones consideran como carencias habitacionales atributos concernientes únicamente al interior de la vivienda sin tener en cuenta los problemas del entorno que afectan la calidad de vida de los hogares.

Por último, es pertinente señalar el esfuerzo de UN-HÁBITAT por estructurar un modelo analítico, metodológico e instrumental que permitiera la lectura de las variables e indicadores representativos y periódicos de la situación de los hogares en materia habitacional, lo cual constituye una derivación de los estudios expuestos previamente y cuyo desarrollo tuvo lugar para la Secretaría Distrital de Planeación de Bogotá.

### CUADRO 1. CATEGORÍAS DEL DÉFICIT HABITACIONAL CONVENCIONAL

Tipo de déficit	Atributo	Categorías
Déficit Cuantitativo	Estructura	Viviendas con paredes en materiales inestables o sin paredes
	Cohabitación	Hogares secundarios que habitan en la misma vivienda con otros hogares y que tienen más de dos miembros.
Déficit Cualitativo	Estructura	Viviendas con paredes en material no inestable, con pisos de tierra.
	Espacio	3 o más personas por cuarto (urbano)
		Más de 3 personas por cuarto (rural)
	Servicios públicos domiciliarios	Sin sanitario conectado a alcantarillado o a pozo séptico; sin conexión a acueducto, sin servicio de energía eléctrica o de recolección de basuras (urbano).
		Sin sanitario o que sin poseer acueducto, obtienen el agua de río, manantial o agua lluvia (rural).

Fuente: Boletín No. 3 Desarrollo Urbano en Cifras. Artículo *Magnitud del déficit habitacional en Colombia*.

### Déficit cuantitativo y cualitativo-medición actual

Como antecedente del procedimiento actual de medición implementado por el DANE, se identifican siete alterna-

**CUADRO 2. CATEGORÍAS DEL DÉFICIT HABITACIONAL DE ENTORNO\***

Atributo	Categorías	Características
Localización de la vivienda	Condiciones del sector	Riesgo, calidad ambiental, accesibilidad, usos del suelo, origen, estado de desarrollo físico
	Problemas que limitan el desarrollo social	Inseguridad
Infraestructura de servicios	Servicios públicos	Disposición final de las basuras, alumbrado público, teléfono público
	Equipamiento comunal	Educación preescolar, Educación primaria, Educación secundaria, servicios de salud, hogares infantiles, comercio, recreación, cultura
	Infraestructura física	Vías peatonales y vehiculares, andenes
Ámbitos de participación y comunicación	Espacio público	Existencia, suficiencia, usos, estado, amoblamiento
	Percepción social	Política y programas de vivienda de interés social, principales necesidades habitacionales
Seguridad y confianza	Tenencia de la vivienda	Propia, titulación, arrendamiento, otras formas de tenencia
	Trabajo	Actividades productivas en la vivienda, ingresos regulares derivados
	Respaldo económico	Precio de la vivienda

Fuente: CENAC. Estudio de las necesidades habitacionales de la población residente en algunos municipios en Colombia. Aspectos Teóricos y Metodológicos.

\* Atributos, categorías y características aplicables al entorno urbano. En el caso rural se aplican los aspectos pertinentes.

tivas de aproximación a procesos de estimación de las carencias habitacionales desde los ámbitos cuantitativo, cualitativo o de la integración de estos componentes. Cronológicamente, la siguiente relación ilustra los antecedentes mencionados, señalando, para cada caso, los años para los cuales se estimó el déficit de vivienda:

- Déficit cuantitativo - Instituto de Crédito Territorial (ICT), 1955 y 1969.
- Déficit cuantitativo - Centro Nacional de Estudios de la Construcción (actual Centro de Estudios de la Construcción y el Desarrollo Urbano y Regional) CENAC, 1976 y 1980.

- Déficit cualitativo - Centro Nacional de Estudios de la Construcción (actual Centro de Estudios de la Construcción y el Desarrollo Urbano y Regional) CENAC (metodología).
- Déficit cualitativo - Departamento Nacional de Planeación (DNP), 1990.
- Déficit cuantitativo y cualitativo - Magnitud del déficit habitacional en Colombia (Oscar Fresneda). 1997.
- Déficit cuantitativo y cualitativo - Programa de las Naciones Unidas para los Asentamientos Humanos, ONU-HÁBITAT (metodología).

A continuación, se desarrollan los principales elementos metodológicos que permiten implementar la conceptualización sobre el déficit de vivienda esbozada en la primera parte de esta sección, desde la perspectiva de la metodología aplicada por el DANE<sup>4</sup>.

El indicador del Déficit de Vivienda determina el total y la proporción de hogares con carencias habitacionales y sin estas. Para realizar las estimaciones, se identifican las viviendas a reemplazar, mejorar o adicionar dentro de la totalidad de las viviendas ocupadas con personas presentes.

Las «viviendas inadecuadas» se identifican a partir de la variable «tipo de vivienda» y dentro de esta se contempla la categoría «otro tipo de vivienda» que incluye carpa, tienda, vagón, embarcación, refugio natural, puente, etc.<sup>5</sup>

Una vez identificados los hogares que presentan deficiencias de habitabilidad,

<sup>4</sup> Tomado de la Separata Especial: Déficit de vivienda del Boletín 10: Bogotá. Ciudad de Estadísticas. Secretaría Distrital de Planeación - Alcaldía Mayor de Bogotá, la cual referencia a su vez como fuente de información: DANE. Colección de Documentos Número 79. Metodología Déficit de Vivienda.

<sup>5</sup> En términos operativos es pertinente señalar que en la medida en que la selección muestral de la Gran Encuesta Integrada de Hogares (GEIH-DANE) generalmente excluye las alternativas clasificadas bajo esta categoría de tipo de vivienda, los resultados pueden contener algún margen de sesgo.

se procede a su cuantificación o agregación, manteniendo el orden jerárquico iniciando por los atributos que conforman el déficit cuantitativo y luego los del cualitativo.

### Déficit Cuantitativo

Para el cálculo del déficit cuantitativo se analizan los siguientes atributos de la vivienda:

- Estructura: se tienen en cuenta los hogares que habitan en viviendas inadecuadas y aquellos que lo hacen en viviendas construidas con materiales transitorios o perecederos.
- Cohabitación: viviendas particulares con la presencia de hogares secundarios o allegados, unipersonales, de una (1) persona y de dos (2) o más personas.
- Hacinamiento «no mitigable»: solo se contempla para el área urbana para hogares en los cuales habitan cinco o más personas por cuarto o pieza en que duermen las personas.

Los hogares se contabilizan solo una vez en alguno de los atributos mencionados y en el orden en que se presentan, con el fin de obtener precisión y evitar doble contabilización. La estimación del componente cuantitativo se obtiene como la sumatoria

de los tres atributos mencionados anteriormente.

### Déficit Cualitativo

Viviendas que hacen parte del stock, pero que la sociedad debe mejorar para que ofrezcan las condiciones mínimas de habitabilidad a sus moradores. Adicionalmente, el cálculo del déficit cualitativo implica descontar o excluir a los hogares que están en déficit cuantitativo con el propósito de evitar la doble contabilización.

- Estructura: se contabilizan los hogares que habitan en viviendas construidas con materiales estables o duraderos, pero que presentan pisos en tierra o arena.
- Hacinamiento «mitigable»: para la zona urbana contempla los hogares con más de tres y menos de cinco personas por cuarto. Para el área rural se contabilizan los que tienen más de tres personas por cuarto.
- Espacio (cocina): se contabilizan los hogares que presentan carencia por no disponer de un lugar adecuado para preparar los alimentos.
- Servicios públicos: se registran los hogares que presentan carencia

por un servicio, hasta aquellos que registran insuficiencia incluso por los cuatro servicios. En el área rural no se contempla la recolección de basuras.

- Pueden existir hogares en condición de déficit cualitativo como resultado de la combinación de carencias en los cuatro atributos anteriores:
- Estructura-pisos y hacinamiento mitigable; estructura-pisos y cocina.
- Estructura-pisos y servicios públicos; hacinamiento mitigable y servicios públicos, cocina y servicios públicos.
- Estructura, hacinamiento mitigable y cocina; estructura, hacinamiento mitigable y servicios públicos; estructura, cocina y servicios públicos.
- Hacinamiento mitigable, cocina y servicios públicos; estructura-pisos, hacinamiento mitigable, cocina y servicios públicos.

A manera ilustrativa, las tablas 1 y 2 presentan los resultados obtenidos para los años 1993 y 2005, respectivamente; acogiendo los parámetros metodológicos señalados para los componentes cuantitativo y cualitativo del déficit.

**TABLA 1. DÉFICIT DE VIVIENDA TOTAL, CUANTITATIVO Y CUALITATIVO. NACIONAL 1993\***

Componente	Total		Cabecera		Resto	
	Nro.	%	Nro.	%	Nro.	%
Total hogares	7.159.825	100,00	5.374.990	100,00	1.784.835	100,00
Hogares sin déficit	3.318.525	46,35	2.940.183	54,70	378.342	21,20
Hogares en déficit	3.841.300	53,65	2.434.807	45,30	1.406.493	78,80
Hogares en déficit cuantitativo	1.217.056	17,00	1.093.077	20,34	123.979	6,95
Estructura	160.319	2,24	81.337	1,51	78.982	4,43
Cohabitación	943.622	13,18	898.625	16,72	44.997	2,52

Componente	Total		Cabecera		Resto	
	Nro.	%	Nro.	%	Nro.	%
Cohabitación - unipersonales	118,448	1,65	114,241	2,13	4,207	0,24
Cohabitación - dos o más personas	825,174	11,53	784,384	14,59	40,79	2,29
Hacinamiento no mitigable	113,115	1,58	113,115	2,10	NA	0,00
Hogares en déficit cualitativo	2.624.244	36,65	1.341.730	24,96	1.282.514	71,86
Estructura	57,367	0,80	35,806	0,67	21,561	1,21
Hacinamiento mitigable	87,118	1,22	63,459	1,18	23,659	1,33
Servicios	1.259.391	17,59	675,61	12,57	583,781	32,71
Cocina	139,398	1,95	NA	0,00	NA	0,00
Estructura y hacinamiento mitigable	6,26	0,09	2,531	0,05	3,729	0,21
Estructura y servicios	442,288	6,18	82,133	1,53	360,155	20,18
Estructura y cocina	8,863	0,12	7,215	0,13	1,648	0,09
Hacinamiento mitigable y servicios	121,496	1,70	41,741	0,78	79,755	4,47
Hacinamiento mitigable y cocina	15,838	0,22	13,428	0,25	2,41	0,14
Servicios y cocina	190,352	2,66	163,937	3,05	26,415	1,48
Estructura, hacinamiento mitigable y servicios	137,367	1,92	10,73	0,20	126,637	7,10
Estructura, hacinamiento mitigable y cocina	1,809	0,03	1,335	0,02	474	0,03
Estructura, servicios y cocina	97,729	1,36	75,293	1,40	22,436	1,26
Hacinamiento mitigable, servicios y cocina	31,11	0,43	25,38	0,47	5,73	0,32
Estructura, hacinamiento mitigable, servicios y cocina	27,858	0,39	17,557	0,33	10,301	0,58

Fuente: DANE. Elaboración CENAC

NA: No aplica

\*Censo Nacional de Población y Vivienda 1993

TABLA 2. DÉFICIT DE VIVIENDA TOTAL, CUANTITATIVO Y CUALITATIVO. NACIONAL. 2005\*

Componente	Cabecera		Resto		Total	
	Nro.	%	Nro.	%	Nro.	%
Total hogares	8.210.347	100	2.360.552	100	10.570.899	100
Hogares sin déficit	5.993.484	73	749,36	31,7	6.742.844	63,8
Hogares con déficit	2.216.863	27	1.611.192	68,3	3.828.055	36,2
Déficit cuantitativo	1.031.256	12,6	276,501	11,7	1.307.757	12,4
Estructura	111,465	1,4	172,255	7,3	283,72	2,7
Cohabitación	784,418	9,6	104,246	4,4	888,664	8,4
Hacinamiento no mitigable	135,373	1,6	0	0	135,373	1,3
Déficit cualitativo	1.185.607	14,4	1.334.691	56,5	2.520.298	23,8
Solo estructura	38,59	0,5	95,753	4,1	134,342	1,3



Componente	Cabecera		Resto		Total	
	Nro.	%	Nro.	%	Nro.	%
Solo hacinamiento mitigable	118,777	1,4	40,705	1,7	159,482	1,5
Solo servicios	647,963	7,9	614,049	26	1.262.012	11,9
Solo cocina	101,002	1,2	13,302	0,6	114,304	1,1
Estructura y hacinamiento mitigable	5,032	0,1	16,284	0,7	21,316	0,2
Estructura y servicios	87,818	1,1	349,613	14,8	437,431	4,1
Estructura y cocina	8,251	0,1	3,471	0,1	11,722	0,1
Hacinamiento mitigable y servicios	34,85	0,4	54,127	2,3	88,977	0,8
Hacinamiento mitigable y cocina	14,097	0,2	3,488	0,1	17,586	0,2
Servicios y cocina	59,004	0,7	14,991	0,6	73,995	0,7
Estructura, hacinamiento mitigable y servicios	12,755	0,2	97,793	4,1	110,548	1
Estructura, hacinamiento mitigable y cocina	2,315	0	1,457	0,1	3,772	0
Estructura, servicios y cocina	36,182	0,4	16,856	0,7	53,037	0,5
Hacinamiento mitigable, servicios y cocina	10,519	0,1	5,338	0,2	15,857	0,2
Estructura, hacinamiento mitigable, servicios y cocina	8,452	0,1	7,464	0,3	15,916	0,2

Fuente: DANE. En: CENAC. Boletín Contexto sectorial nacional. www.cenac.org.co  
 \*Censo Nacional de Población y Vivienda 2005

### Formalización del cálculo del déficit de vivienda

Con el fin de formalizar el proceso de estimación de las carencias habitacionales de los hogares Colombianos, se plantea desarrollar un esquema de cálculo que resuma de manera sencilla el algoritmo de cálculo.

Supóngase una función  $F(\cdot)$ , la cual toma los valores  $0, 1$  y además depende de un conjunto de variables dicotómica  $X_j = (x_{j1}, x_{j2}, x_{j3}, \dots, x_{jn})$ , donde  $n$  representa el número de características de la vivienda tenidas en cuenta para el proceso de estimación del déficit y  $j$  es una variable indicadora del hogar en análisis. En este caso  $F(\cdot)$  representa una función cuyo dominio es el espacio de tamaño  $n$ , el

cual está conformado por las variables dicotómicas que representan las carencias de la vivienda de un hogar  $j$  y su codominio está determinado por el conjunto de categorías  $(1, 2, 3)$ , los cuales reflejan el estado actual de déficit habitacional en el hogar  $j$ .

Si bien, son las características de la vivienda las que determinan la existencia de déficit habitacional, son los hogares quienes sufren esta condición; por ello, esta función toma los valores correspondientes al conjunto de variables  $X_j = (x_{j1}, x_{j2}, x_{j3}, \dots, x_{jn})$ , el cual mide el estado de la vivienda habitada por el hogar  $j$  en un momento del tiempo y determina si durante el periodo de referencia el hogar se encuentra en:

- Déficit cuantitativo= 1

- Déficit cualitativo= 2
- Fuera de déficit= 0

Como ya se mencionó,  $X$  es un conjunto de variables dicotómicas, es decir, miden la ausencia o presencia de una cualidad determinada. A manera de ilustración, supóngase que la variable  $x_{ji}$  mide si un hogar  $j$  habita en una vivienda con problemas en la característica  $i$ , si este presenta carencias  $x_{ji}$  tomará el valor de 1; por otro lado, si existe ausencia tomará el valor de 0.

Es importante realizar un paso previo para el proceso de formalización. De acuerdo a la metodología adoptada por el DANE, para realizar el cálculo agregado de los hogares con carencias habitacionales, cada hogar deficitario es clasificado en la categoría

más grave que presente dentro de la jerarquía del déficit<sup>6</sup>, si es que cuenta con más de una carencia.

Lo anterior se realiza con el fin de tener en cuenta el proceso de jerarquización de los componentes del déficit y no generar una doble contabilización de hogares planteada por la metodología de cálculo del déficit. Así, un hogar que presenta carencias cuantitativas y cualitativas, en un mismo momento del tiempo, debe ser contabilizado solo como un hogar en déficit cuantitativo; por la misma vía, un hogar que presente déficit cuantitativo, por estructura y

hacinamiento crítico, únicamente será contabilizado en déficit cuantitativo por estructura. Se debe entender, entonces, a  $X$  como un vector, donde  $X = (X_1, X_2)$ , donde  $X_1$  es un subvector que contiene las características de las viviendas en déficit cuantitativo y el subvector  $X_2$  que representa las variables usadas para la medición del déficit cualitativo.

De esta manera, la función de asignación de los hogares a las tres categorías del déficit habitacional queda dada por:

$$F(X_j) = \begin{cases} 1 \text{ si y solo si } \sum_{i \in X_{j1}} x_{ji} \neq 0 \\ 2 \text{ si y solo si } \sum_{i \in X_{j1}} x_{ji} = 0 \text{ y } \sum_{i \in X_{j2}} x_{ji} \neq 0 \\ 3 \text{ si y solo si } \sum_{i \in X_j} x_{ji} = 0 \end{cases} \quad (1)$$

Donde  $\sum_{i \in X_{j1}} x_{ji}$

contabiliza el número de carencias en la vivienda de tipo cuantitativo a las que está sometido el hogar (j);

y  $\sum_{i \in X_{j2}} x_{ji}$

representa el número de carencias de tipo cualitativo que presenta la vivienda del hogar j, de esta manera si la suma de estas dos expresiones es cero el hogar está fuera de cualquier tipo de falencia en la vivienda.

La ecuación 1 nos dice que si un hogar presenta al menos una carencia en el conjunto de variables  $X_1$ , la función  $F(\cdot)$  asigna el hogar en la categoría 1, déficit cuantitativo; por otro lado, si se tiene que el hogar no posee

ninguna carencia en el conjunto  $X_1$  y además existe al menos una carencia en el conjunto  $X_2$ , el hogar es asignado en la categoría déficit cualitativo. Finalmente, si no existe ninguna carencia en el recorrido total de variables, el hogar es ubicado en la categoría fuera de déficit habitacional.

**Necesidad de incorporar la metodología a la estimación mediante las encuestas de hogares**

Las necesidades habitacionales de la población son el foco de la política pública de vivienda del Gobierno Nacional, lo cual pone el déficit de vivienda como uno de los principales indicado-

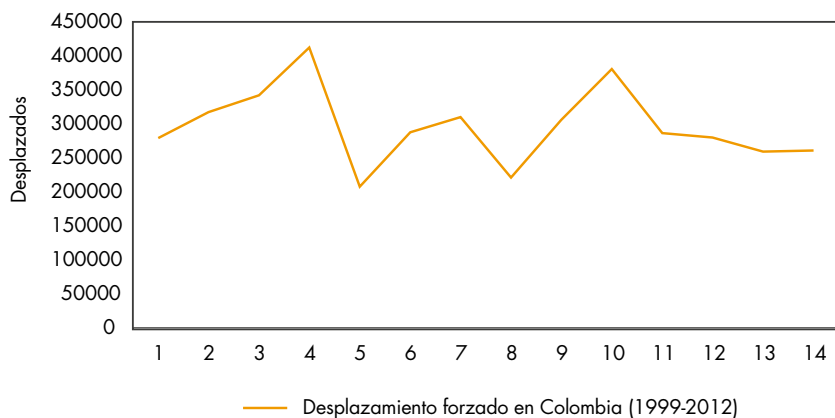
res para direccionar el gasto hacia las zonas más afectadas por carencias de tipo cuantitativo y cualitativo. Aunque la información censal es suficiente para la medición del déficit de vivienda, lo cierto es que los resultados de 2005 siguen siendo utilizados para la formulación de políticas, como se observa en las metas del Plan Nacional de Desarrollo 2010-2014, lo cual si bien obedece a que la información era la única disponible de tipo censal a la fecha, dejaba por fuera la comprensión de importantes fenómenos que venían ocurriendo en el país

En efecto, el Censo 2005 se realizó durante periodos críticos del conflicto interno en Colombia, donde los años que siguieron a la transición entre el gobierno de Andrés Pastrana y la aplicación plena de la seguridad democrática del gobierno de Álvaro Uribe, marcaron una dinámica de desplazamiento sin precedentes. Como se observa en el gráfico 1, desde el año 1999 se generaron avalanchas de desplazados que ingresaron a las ciudades, promoviendo el proceso de expansión y densificación de las ciudades hacia la periferia urbana (Hurtado y Naranjo, 2003).

Aunque existen pocos estudios académicos respecto a cómo el desplazamiento forzado ha sido parte activa del proceso de urbanización de las principales ciudades colombianas durante los últimos 15 años, trabajos como los de Sánchez (2007), Naranjo (2005), y Hurtado y Naranjo (2003), han realizado aportes relevantes al tema, aludiendo al proceso de colonización urbana, retomando la tesis de Aprile-Gnisset (1992). Las autoras caracterizan el proceso de reasentamiento de los desplazados, que hoy en día superan los 5,7

<sup>6</sup> Toda la información relacionada a la jerarquización se puede consultar en el documento «Metodología del Déficit de Vivienda» disponible en [https://www.dane.gov.co/files/investigaciones/fichas/Deficit\\_vivienda.pdf](https://www.dane.gov.co/files/investigaciones/fichas/Deficit_vivienda.pdf)

**GRÁFICO 1. DESPLAZAMIENTO FORZADO EN COLOMBIA. 1999-2012**



Fuente: CODHES, elaboración de los autores.

millones de habitantes (IDCM, 2014) en tres etapas:

La primera es el periodo de desplazamiento rural-urbano, el cual presenta una duración aproximada de cuatro años, donde los migrantes experimentan un asentamiento disperso en la ciudad y se generan los primeros asentamientos nucleados mediante invasiones y urbanizaciones piratas. Esta primera etapa constituiría un engrosamiento del déficit de vivienda, en particular, el cuantitativo urbano. Pasada la etapa de desplazamiento rural-urbano aparece una etapa de desplazamiento interurbano, donde los asentamientos nucleados siguen aumentando, pero los desplazados empiezan a radicarse en barrios ya conformados de la ciudad, lo cual supone una articulación de la población con el entorno y por lo tanto, una reducción en el déficit cuantitativo, al menos en los componentes de estructura. En el tercer periodo, continúa el desplazamiento rural-urbano, el desplazamiento interurbano, pero además surge el desplazamiento intraurbano, el cual se deriva de la formación de disputas entre grupos asociados a la violencia urbana heredada del conflicto en el campo.

Aunque la mirada de Deisy Hurtado y Gloria Naranjo (2003) da luz respecto a las transformaciones del déficit, derivadas de la asimilación del proceso migratorio de las ciudades, se podría complementar una cuarta etapa que deriva de la articulación de los barrios piratas a la ciudad, donde las intervenciones de política pública y las políticas de titulación y mejoramiento de barrios tienen consecuencias importantes en la reducción de carencias habitacionales, particularmente, asociadas a los servicios públicos. Se debe tener en cuenta además que la informalidad no es sinónimo de déficit cuantitativo, en tanto una urbanización pirata con viviendas construidas con materiales adecuados, que cumpla con los requerimientos de habitaciones respecto al número de habitantes, con hogares que no cohabiten, no requerirían (de acuerdo a la definición DANE) la reposición de la vivienda. En general, se tendría que este tipo de urbanizaciones tiende a migrar al déficit cualitativo durante el proceso de articulación con la ciudad.

La asimilación del desplazamiento es solo uno de los factores relevantes que puede haber contribuido a la evolución y recomposición del déficit de vivienda en el país. No obstante, se podría hablar también

de factores económicos tales como el aumento sostenido de las escalas de producción de vivienda formal. De acuerdo al modelo ampliado de iniciaciones del DNP, el país pasó de producir 149.464 viviendas en 2005 a un volumen promedio de 241.047 entre 2013 y 2014. Cambios en las escalas de producción, sustentados además en políticas que han promovido la vivienda de interés social, tienen relevancia en la conformación del déficit y justifica una medición que permitirá, por lo menos a manera de inferencia estadística, realizar una aproximación temporal al problema habitacional (ver gráfico 2).

La política de vivienda es dinámica y las intervenciones del Gobierno Nacional en materia de vivienda generan efectos en las condiciones de habitación de la población. Programas que fomenten la producción de vivienda formal para los sectores más pobres de la sociedad impactan de forma relevante el déficit de vivienda. Un ejemplo interesante es el programa de «vivienda sin cuota inicial» del gobierno de Belisario Betancur llevado a cabo entre 1982 y 1986, el cual si bien suele ser citado como un fracaso en términos arquitectónicos y urbanísticos, dados los bajos estándares de la construcción masiva de viviendas; en términos de desobediencia civil; y un proyecto que desprestigió al ICT ante la opinión pública de forma notable (Saldarriaga et al., 1996), lo cierto es que generó efectos positivos en los déficit acumulados de ciudades como Medellín y Bogotá.

Recientemente, la expedición de la Ley 1537 de 2012 constituye el punto de referencia en el desarrollo de la política de vivienda en Colombia, donde se establece nuevamente el vínculo entre el sector y las estrategias de superación de la pobreza extrema. La promulgación de la llamada «Ley de vivienda» puede ser vista como una respuesta institucional a un conjunto de

hechos que sugerían la necesidad de revisar integralmente la operación del modelo de acceso a la vivienda, conocido como modelo de cierre financiero (MVCT & CENAC, 2014) para asegurar su eficacia.

Estudios como los realizados por Pecha (2011), y Gaviria y Tovar (2011) proveyeron argumentos contundentes en torno a la necesidad de revisar el modelo implícito de acceso a vivienda basado en el cierre financiero, según el cual los recursos para la adquisición de una vivienda provienen de la articulación de tres fuentes: el subsidio de vivienda, crédito hipotecario y ahorro o fuentes propias del hogar comprador. En general, las conclusiones exponían un secreto a gritos, el cual radica en la inoperancia del Subsidio Familiar de Vivienda y mecanismos como el subsidio a la tasa de interés en la población de bajos ingresos, ante su incapacidad de acceder al crédito hipotecario y lograr los niveles de ahorro requeridos por el modelo.

La revisión al funcionamiento de la política de vivienda y al modelo del cierre financiero coincidió con el rediseño que se operó a la arquitectura de la política social en el Gobierno Nacional, con el fin de cumplir las metas de reducción

de pobreza y pobreza extrema, de manera que la Ley 1537 de 2012 dio el marco para la creación del Programa de Vivienda Gratuita (PVG), mediante el cual se otorgarían 100.000 viviendas de interés prioritario gratuitas a la población en condición de pobreza extrema y vulnerabilidad priorizada caracterizada por el Departamento para la Prosperidad Social (DPS).

Teniendo en cuenta que, según el Ministerio de Vivienda, cerca del 48 % del déficit se concentra en hogares cuyos miembros presentan condiciones de pobreza y pobreza extrema, se esperaría que programas como el PVG tengan un efecto relevante en la reducción del déficit de vivienda, tanto cuantitativo como cualitativo. La pregunta radica entonces en cómo medir todos los fenómenos mencionados en los periodos intercensales.

Una aproximación, que ya realizan varios países de América Latina, se deriva de la utilización de encuestas de hogares, cuyas preguntas permiten realizar una estimación del déficit de vivienda bajo los parámetros ya mencionados en la metodología. Las mediciones más relevantes han sido realizadas por Chile, mediante la Encuesta de Caracterización Socioeconómica (CASEN), y

Uruguay mediante la Encuesta Nacional de Hogares Ampliada. En el caso de la CASEN de Chile la muestra es cercana a los 73.000 hogares al año, y para Uruguay la muestra es del orden de 22.000 hogares. Países desarrollados también utilizan encuestas para la medición de carencias habitacionales donde la «*Survey of English Housing*» y la «*General Household Survey*» son un instrumento de caracterización en Inglaterra (Clapham, 2015).

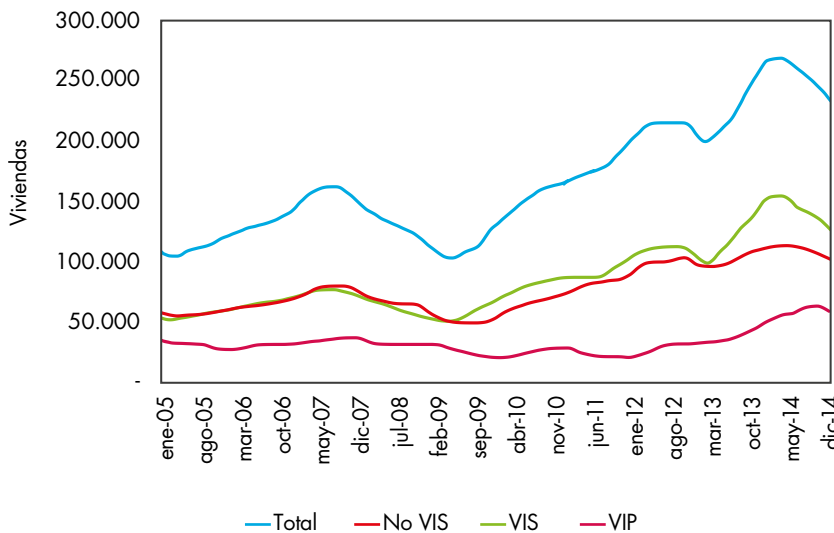
Para el caso de Colombia, se cuentan con dos fuentes de información que permiten realizar inferencia respecto al déficit de vivienda: la Encuesta Nacional de Calidad de Vida (ENCV) y la Gran Encuesta Integrada de Hogares (GEIH)<sup>7</sup>. El Ministerio de Vivienda en un trabajo mancomunado con el DANE, el CENAC y el Departamento Nacional de Planeación, ha adaptado la metodología del déficit al cálculo a través de las encuestas de hogares para los años comprendidos entre 2010 y 2014.

Aunque la ENCV es una investigación realizada con el objeto de recoger información sobre diferentes aspectos y dimensiones del bienestar de los hogares, su muestra es relativamente limitada al incluir alrededor de 67.000

<sup>7</sup> Principales lineamientos operativos y metodológicos de la GEIH (DANE. Dirección de Metodología y Producción Estadística. Ficha metodológica Gran Encuesta Integrada de Hogares. Marzo 2013)

- Marco conceptual: la Gran Encuesta Integrada de Hogares (GEIH) inicia su diseño en diciembre de 2005, con el objetivo de obtener la mayor cantidad de información posible sobre un mismo hogar, de tal forma que pueda ser utilizada para la realización de investigaciones desde diferentes perspectivas, facilitando un análisis más completo de las características económicas y sociales de la población colombiana. La conformación del formulario de la GEIH preserva las series principales de la Encuesta Continua de Hogares (ECH) para no perder continuidad y capacidad de comparación. Las preguntas nuevas tienen en cuenta la necesidad de trabajar la recolección de la información con informante directo en los casos que aplique.
- Diseño muestral: aunque desde 1970 los diseños muestrales han tenido ajustes, sus elementos fundamentales han permanecido en forma parcial desde 1999 y definitiva a partir del año 2000. Se introdujo la modalidad de encuesta continua tanto para las grandes ciudades como para el resto del país.
- Objetivo general: proporcionar información básica sobre el tamaño y estructura de la fuerza de trabajo (empleo, desempleo e inactividad) de la población del país, así como de las características sociodemográficas de la población colombiana.
- Tipo de investigación: encuesta por muestreo probabilístico, multietápico, estratificado, de conglomerados desiguales y autoponderado (para las veinticuatro ciudades capitales con sus áreas metropolitanas).
- Universo de estudio: conformado por la población civil no institucional residente en todo el territorio nacional.
- Tamaño de la muestra mensual: 20.669 hogares.
- Precisión: medida en términos del error de muestreo es menor o igual a 5 % con un nivel de confiabilidad del 95 %, para los principales indicadores nacionales.
- Cobertura geográfica: nacional que permite obtener resultados por zona urbana y rural, grandes regiones y total por departamento.

**GRÁFICO 2. MODELO AMPLIADO DE INICIACIONES DE VIVIENDA. 2005-2014**



Fuente: DNP, elaboración de los autores.

registros al año<sup>8</sup>. Por su parte, la Gran Encuesta Integrada de Hogares 2014 cuenta con una muestra de 228.932 registros en las 13 principales áreas del país, lo cual permite realizar inferencias representativas al momento de estimar un indicador de déficit de vivienda, con un área de cobertura relevante dada la descentralización de las inversiones del Gobierno Nacional en materia de vivienda. El uso de la GEIH fue concertado durante las mesas técnicas realizadas durante el año 2013 entre el CENAC, el Ministerio de Vivienda, Ciudad y Territorio, el Departamento Nacional de Planeación y el DANE, sin perjuicio de la utilización de la ENCV para el mismo fin.

Las estimaciones mediante encuestas de hogares permiten recolectar estadísticas actualizadas de las condiciones habitacionales que pueden ser relevantes para la formulación, ejecución y evaluación de políticas de vivienda, cuya concepción por lo general hacen

parte de la política social y económica de los países.

### Resultados de la medición del déficit mediante la GEIH 2010-2014

Los resultados del déficit de vivienda, calculados con base en la metodología descrita en la sección 3, se describen de las tablas 3 a la 7, junto con el correspondiente cálculo de la variación del estimador, el coeficiente de variación y las bandas de confianza:

Los resultados arrojan una notable disminución en el déficit cuantitativo de vivienda si se compara con los resultados del censo 2005, hecho que se explica particularmente por la dinámica del indicador calculado para las áreas urbanas. De acuerdo con la estimación a 2014, apenas 9,4 % de los hogares del país

requeriría la reposición de su vivienda, es decir, cerca de 1.273.427 unidades habitacionales según el factor de expansión anualizado de la GEIH 2014. Es de resaltar que la cifra contrasta notablemente con el registro del déficit cuantitativo del 11,2 % en el año 2010 derivado de la GEIH para ese año.

El déficit cualitativo de vivienda, por su parte, muestra las mayores rigideces para su disminución y afecta notablemente las áreas rurales del país. Las carencias que no requieren la reposición de una vivienda no han variado sustancialmente entre los periodos analizados de la encuesta y se estima que hoy alcanzan al 15,3 % de la población. Sin embargo, es notable que el componente cualitativo presenta una reducción lenta pero consistente entre encuestas en términos porcentuales.

El déficit total se ubicó en el 24,7 % en 2014, lo cual indicaría que aproximadamente 3,35 millones de hogares presentan algún tipo de carencia habitacional, cifra que contrasta con el 36,2 % del censo 2005 y mantiene la ya mencionada tendencia decreciente, la cual es consistente entre encuestas. Así, en 2010 se parte de un déficit agregado del 28,5 % y se cierra el año 2014 con la cifra ya mencionada.

Más allá de determinar si el resultado de la estimación es positivo o negativo, o de la identificación de los factores fundamentales que han liderado su tendencia, se debe tomar el índice como un insumo que puede ser importante para el direccionamiento del gasto público agregado del sector, así como para su focalización regional, pensado en las regiones en el sentido amplio, de manera que no se atente con la significancia estadística de los resultados. Las cifras obtenidas mediante la aplicación de la

<sup>8</sup> La ENCV 2014 cuenta con 67.548 registros.



**TABLA 3. DÉFICIT DE VIVIENDA TOTAL, CUANTITATIVO Y CUALITATIVO. NACIONAL. 2010**

Año	Dominio	Déficit	N	Estimación	V(p)	C.V	Documento		Intervalos aproximación TLC corrección por continuidad	
							Inferior	Superior	Inferior	Superior
2010	Cabeceras	Cuantitativo	202.931	8,9%	0,000%	0,7%	8,8%	9,0%	8,8%	9,0%
		Cualitativo		12,7%	0,000%	0,6%	12,5%	12,8%	12,5%	12,8%
		Total		21,6%	0,000%	0,4%	21,4%	21,8%	21,4%	21,8%
	Resto	Cuantitativo	23.346	18,9%	0,001%	1,4%	18,4%	19,4%	18,4%	19,4%
		Cualitativo		33,4%	0,001%	0,9%	32,8%	34,0%	32,7%	34,0%
		Total		52,2%	0,001%	0,6%	51,6%	52,9%	51,6%	52,9%
	Total	Cuantitativo	226.277	11,2%	0,000%	0,6%	11,0%	11,3%	11,0%	11,3%
		Cualitativo		17,3%	0,000%	0,5%	17,2%	17,5%	17,2%	17,5%
		Total		28,5%	0,000%	0,3%	28,3%	28,7%	28,3%	28,7%

Fuente: DANE, cálculos de los autores.

**TABLA 4. DÉFICIT DE VIVIENDA TOTAL, CUANTITATIVO Y CUALITATIVO. NACIONAL. 2011**

Año	Dominio	Déficit	N	Estimación	V(p)	C.V	Inferior	Superior	Inferior	Superior
2011	Cabeceras	Cuantitativo	207.125	8,3%	0,000%	0,7%	8,2%	8,4%	8,2%	8,4%
		Cualitativo		12,3%	0,000%	0,6%	12,2%	12,5%	12,2%	12,5%
		Total		20,6%	0,000%	0,4%	20,5%	20,8%	20,5%	20,8%
	Resto	Cuantitativo	23.374	18,8%	0,001%	1,4%	18,3%	19,3%	18,3%	19,3%
		Cualitativo		32,7%	0,001%	0,9%	32,1%	33,3%	32,1%	33,3%
		Total		51,5%	0,001%	0,6%	50,8%	52,1%	50,8%	52,1%
	Total	Cuantitativo	230.499	10,7%	0,000%	0,6%	10,6%	10,8%	10,6%	10,8%
		Cualitativo		16,9%	0,000%	0,5%	16,8%	17,1%	16,8%	17,1%
		Total		27,6%	0,000%	0,3%	27,4%	27,8%	27,4%	27,8%

Fuente: DANE, cálculos de los autores.

**TABLA 5. DÉFICIT DE VIVIENDA TOTAL, CUANTITATIVO Y CUALITATIVO. NACIONAL. 2012**

Año	Dominio	Déficit	N	Estimación	V(p)	C.V	Inferior	Superior	Inferior	Superior
2012	Cabeceras	Cuantitativo	205.308	7,9%	0,000%	0,8%	7,7%	8,0%	7,7%	8,0%
		Cualitativo		12,2%	0,000%	0,6%	12,1%	12,4%	12,1%	12,4%
		Total		20,1%	0,000%	0,4%	19,9%	20,3%	19,9%	20,3%
	Resto	Cuantitativo	23.353	18,5%	0,001%	1,4%	18,0%	19,0%	18,0%	19,0%
		Cualitativo		33,2%	0,001%	0,9%	32,6%	33,8%	32,6%	33,8%
		Total		51,7%	0,001%	0,6%	51,0%	52,3%	51,0%	52,3%

Año	Dominio	Déficit	N	Estimación	V(p)	C.V	Inferior	Superior	Inferior	Superior
2012	Total	Cuantitativo	228.661	10,2%	0,000%	0,6%	10,1%	10,4%	9,8%	10,6%
		Cualitativo		16,9%	0,000%	0,5%	16,7%	17,0%	16,4%	17,4%
		Total		27,1%	0,000%	0,3%	26,9%	27,3%	26,5%	27,7%

Fuente: DANE, cálculos de los autores.

**TABLA 6. DÉFICIT DE VIVIENDA TOTAL, CUANTITATIVO Y CUALITATIVO. NACIONAL. 2013**

Año	Dominio	Déficit	N	Estimación	V(p)	C.V	Inferior	Superior	Inferior	Superior
2013	Cabeceras	Cuantitativo	206.013	7,5%	0,000%	0,8%	7,4%	7,6%	7,4%	7,6%
		Cualitativo		11,6%	0,000%	0,6%	11,4%	11,7%	11,4%	11,7%
		Total		19,1%	0,000%	0,5%	18,9%	19,3%	18,9%	19,3%
	Resto	Cuantitativo	22.931	17,6%	0,001%	1,4%	17,2%	18,1%	17,1%	18,1%
		Cualitativo		31,0%	0,001%	1,0%	30,4%	31,6%	30,4%	31,6%
		Total		48,6%	0,001%	0,7%	48,0%	49,3%	48,0%	49,3%
	Total	Cuantitativo	228.944	9,8%	0,000%	0,6%	9,6%	9,9%	9,6%	9,9%
		Cualitativo		15,9%	0,000%	0,5%	15,7%	16,0%	15,7%	16,0%
		Total		25,6%	0,000%	0,4%	25,4%	25,8%	25,4%	25,8%

Fuente: DANE, cálculos de los autores.

**TABLA 7. DÉFICIT DE VIVIENDA TOTAL, CUANTITATIVO Y CUALITATIVO. NACIONAL. 2014**

Año	Dominio	Déficit	N	Estimación	V(p)	C.V	Inferior	Superior	Inferior	Superior
2014	Cabeceras	Cuantitativo	206.341	7,0%	0,000%	0,8%	6,9%	7,1%	6,9%	7,1%
		Cualitativo		11,3%	0,000%	0,6%	11,1%	11,4%	11,1%	11,4%
		Total		18,3%	0,000%	0,5%	18,1%	18,5%	18,1%	18,5%
	Resto	Cuantitativo	22.591	17,8%	0,001%	1,4%	17,3%	18,3%	17,3%	18,3%
		Cualitativo		29,7%	0,001%	1,0%	29,1%	30,3%	29,1%	30,3%
		Total		47,5%	0,001%	0,7%	46,8%	48,1%	46,8%	48,1%
	Total	Cuantitativo	228.932	9,4%	0,000%	0,7%	9,2%	9,5%	9,2%	9,5%
		Cualitativo		15,3%	0,000%	0,5%	15,1%	15,4%	15,1%	15,4%
		Total		24,7%	0,000%	0,4%	24,5%	24,8%	24,5%	24,8%

Fuente: DANE, cálculos de los autores

metodología del déficit de vivienda a la GEIH son robustas y no presentan saltos inesperados frente a los resultados 2005. El dato cuenta con consistencia temporal registrando una paulatina tendencia decreciente, además de presentar coeficientes de variación (CV), que

permiten realizar una inferencia confiable de las estadísticas. En todos los casos, el CV se encuentra por debajo del 1,5 % de manera que la estimación es precisa dado el nivel de desagregación expuesto en el presente trabajo.

Aunque varios factores intervienen en la formación y composición del déficit de vivienda, se debe tener en cuenta que entre 2010 y 2014 se han llevado a cabo numerosos programas de vivienda liderados por el gobierno central que seguramente han incidido

en la reducción del indicador, teniendo en cuenta la población objetivo. Asimismo, factores como la reducción

de la pobreza monetaria y la pobreza multidimensional<sup>9</sup> muestran que las condiciones de vida de la población

vienen mejorando en los últimos años, lo cual se refleja en una mejoría de las condiciones habitacionales.

## CONCLUSIONES Y RECOMENDACIONES

El presente documento da cuenta de la evolución en los conceptos y mediciones del déficit de vivienda en Colombia, haciendo énfasis en los periodos sucedidos entre 1960 y 2014. La revisión histórica permite contrastar los cambios en la visión relativa a las carencias habitacionales así como las innovaciones metodológicas y las fuentes de información disponibles durante todo el periodo de análisis. Hoy se cuenta con operaciones estadísticas relevantes que permiten realizar un acercamiento a la medición del déficit de vivienda con una alta precisión.

La tendencia del indicador actual es decreciente, lo cual, como ya mencionamos, puede obedecer a factores muy variados donde resaltamos la asimilación de la migración de población pobre y desplazada a las ciudades, así como cambios en las escalas de producción de vivienda formal, en muchos casos asociada a las intervenciones de política o a la misma expansión del mercado de vivienda. Independientemente de los factores que motiven la dinámica, el déficit de vivienda se reduce de forma acelerada y sus variaciones son cada vez menos significativas, lo cual obedece a la incidencia que toleran las encuestas de hogares y los bajos coeficientes de variación.

Las limitaciones de la aplicación de las encuestas en la medición de este tipo de indicadores deben estar siempre en el radar. El trabajo ha hecho énfasis en que la proporción de la población que se encuentra en condición de déficit es baja y su tendencia se mantiene decreciente. Estos bajos niveles registrados en el déficit soportan la necesidad, o bien de generar una encuesta específica para el sector vivienda, como ya ocurre con el sector salud, o de mejorar las coberturas y los tamaños de las encuestas ya existentes, particularmente a nivel de la ENCV, cuya naturaleza la hace una herramienta más apropiada para el cálculo del déficit, teniendo en cuenta que la GEIH tiene una finalidad más orientada a la recolección de datos asociados al mercado laboral.

En general, es relevante para la política pública contar con estadísticas actualizadas en sectores con montos de inversión sensibles, por lo cual aproximaciones al déficit de vivienda pueden constituirse, y de hecho ya lo hacen, como una herramienta importante para la formulación, ejecución y seguimiento de políticas en una forma agregada. No obstante, la calidad y el alcance de las conclusiones deben tener en cuenta las limitaciones de las operaciones estadísticas utilizadas y

deben analizarse con cuidado teniendo en cuenta las características del muestreo, el cual no siempre cubre población de interés para la política (hogares en zonas de alto riesgo, población en condición de indigencia, etc.).

En el marco del Censo de Población 2016, la coyuntura se presta para dar la discusión respecto a la metodología para el cálculo del déficit de vivienda. La discusión no es simple y se constituye en un reto importante para los expertos siempre que las características definidas como carencias habitacionales son arbitrarias (Clapham, 2005). En efecto, los estándares mínimos definidos son una construcción socialmente aceptada pero que no obedecen a una realidad efectivamente comprobable en términos de espacio y resultados. Adicionalmente, es necesario evaluar la necesidad de incluir nuevas variables que permitan establecer lineamientos para la medición de aspectos que afectan el bienestar de los hogares como los son las condiciones del entorno, acceso a bienes públicos y equipamientos, medición de las condiciones de seguridad, percepciones subjetivas asociadas a la calidad de vida, entre otros.

<sup>9</sup> Para desarrollar más el tema de pobreza monetaria y pobreza multidimensional el lector puede dirigirse a <http://www.dane.gov.co/index.php/estadisticas-sociales/pobreza/160-uncategorised/6020-pobreza-monetaria-y-multidimensional-2014>

## REFERENCIAS

- Angulo, R., Gaviria, A. & Morales, L. (2013). *La década ganada: Evolución de la clase media y las condiciones de vida en Colombia 2002-2011*. Bogotá: Universidad de los Andes, CEDE.
- Aprile-Gnisset, J. (1992). *La ciudad colombiana. Siglo XIX y siglo XX*. Santafé de Bogotá: Biblioteca Banco Popular.
- Ceballos, O. (2008). *Vivienda social en Colombia, una mirada desde su legislación 1918-2005*. Bogotá: Pontificia Universidad Javeriana.
- Centro de Estudios de la Construcción y el Desarrollo Urbano y Regional (CENAC). (1976). *Déficit de vivienda en Colombia 1964-1973 y proyecciones 1974-1980*. Santafé de Bogotá.
- (1977). *Método para el estudio de calidad de la vivienda urbana y rural en Colombia y estimación del déficit cualitativo*. Santafé de Bogotá.
- (1985). *Déficit de vivienda: una nueva perspectiva*. Santafé de Bogotá.
- Centro de Estudios de la Construcción y el Desarrollo Urbano y Regional (CENAC) & Ministerio de Vivienda, Ciudad y Territorio (MVCT). (2014). *Cien años de políticas habitacionales* (Publicación en el marco del VII Foro Urbano Mundial). Bogotá: CENAC-MVCT
- Clapham, D. (2005). *The Meaning of Housing: A Pathways Approach*, The Policy Press, Bristol.
- Departamento Administrativo Nacional de Estadística. (DANE). (2009). *Metodología del déficit de vivienda*. Colección de documentos. Bogotá D. C.
- Departamento Nacional de Planeación. (DNP). (1990). *Déficit cuantitativo y cualitativo de vivienda por regiones y ciudades capitales*. Santafé de Bogotá.
- Fresneda, O. (1997). Magnitud del déficit habitacional en Colombia. *Desarrollo Urbano en Cifras*, 3, 175-176.
- Fresneda, O. & Beccaria, L. (1992). *Brechas en la satisfacción de las necesidades básicas en América Latina*. Santafé de Bogotá.
- Gaviria, A. & Tovar, J. (2011). *El potencial de la política de vivienda en Colombia*. Presentado en el III Foro de Vivienda de Asobancaria.
- Hurtado, D. & Naranjo, G. (2003). *Desplazamiento forzado y reconfiguraciones urbanas: Algunas preguntas para los programadores del restablecimiento*.
- Max-Neef, M., Elizalde, A. & Hopenhayn, M. (1986). *Desarrollo a escala humana. Opciones para el futuro*. Santafé de Bogotá.
- Naranjo, G. (2005). *Desplazamiento forzado y reasentamiento involuntario. El caso de Medellín: 1992-2004. Desplazamiento forzado: dinámicas de guerra, exclusión y desarraigo*.
- Pecha, C. (2011). *Programa de Vivienda de Interés Social de Colombia: Una evaluación*. Banco Interamericano de Desarrollo (BID).
- Saldarriaga, A. (1996). *Estado, ciudad y vivienda. Urbanismo y arquitectura de la vivienda estatal en Colombia 1918-1990*. Colegio de Villa de Leyva, CEHAP, CITCE. Bogotá: INURBE, Universidad Nacional de Colombia.
- Sánchez, L. (2007). *Migración forzada y urbanización en Colombia: Perspectiva histórica y aproximaciones teóricas*. Bogotá.
- Secretaría Distrital de Planeación (SDP). (2010). *Bogotá, Ciudad de Estadísticas*. Bogotá: Secretaría Distrital de Planeación-Alcaldía Mayor de Bogotá.
- Sen, A. (1992). *Progress and social Deficit. Some Methodological Issues*. Santafé de Bogotá.





# **ESTIMACIÓN DE FLUJOS DE EMIGRACIÓN INTERNACIONAL DESDE COLOMBIA EN EL PERÍODO 2000-2010**

ESTIMATING INTERNATIONAL MIGRATION FLOWS FROM COLOMBIA DURING  
THE PERIOD 2000 - 2010



## Iván Fernando Camacho

Sociólogo con Especialización en Estadística de la Universidad Nacional de Colombia. Es contratista de la Dirección de Censos y Demografía del DANE.

Correo electrónico: IFCamachoM@dane.gov.co

Fecha de recepción: 30/06/2015

Fecha de aceptación: 11/09/2015

### Resumen

Entre los componentes de la dinámica demográfica, la migración presenta mayores complejidades para su conceptualización y medición debido a su naturaleza cambiante y renovable. En Colombia, al igual que en muchos otros países, se cuenta únicamente con fuentes indirectas para la estimación de los flujos de migración, como los censos y padrones de población, siendo hoy por hoy el método de cálculo en Colombia el de la estimación a través de la información censal ajustada por cobertura. Actualmente, la Dirección de Censos y Demografía del DANE se encuentra desarrollando nuevas metodologías de estimación indirecta de los flujos de migración desde Colombia a otros países. En este contexto se propone desarrollar nuevos métodos que estimen cifras de referencia de los flujos totales de emigración a partir de fuentes censales internacionales, específicamente con base en fuentes censales y encuestas oficiales de los cuatro países mayores receptores de emigración desde Colombia: Venezuela, Estados Unidos, España y Ecuador, rondas censales 2000 y 2010.

Se pretende en el presente artículo exponer un primer ejercicio de implementación de la estimación mencionada para el periodo 2000-2010. Se explica de manera detallada la metodología aplicada y se presentan las cifras resultantes del ejercicio, dejando el refinamiento del método y algunos parámetros para desarrollos posteriores, los cuales, a partir de la experiencia realizada, son enunciados en el apartado de conclusiones. La pretensión es hacer una primera prueba del método, antes que producir cifras definitivas.

En primer lugar se ubica la pertinencia del ejercicio y sus antecedentes, posteriormente se hace una breve explicación de las definiciones conceptuales que se aplican. Luego se exponen los detalles del método utilizado y los resultados de las estimaciones. Finalmente se hace el balance del ejercicio, la comparación de los resultados, y se proponen posibilidades de mejora del mismo con miras a refinar la estimación en desarrollos posteriores.

### Palabras clave

Migración internacional, metodología de estimación de la migración, fuentes internacionales sobre migración, emigración de colombianos, estimación de flujos de migración desde Colombia.

### Summary

*Among the components of demographic dynamics, migration presents greater complexities for its conceptualization and measurement due to its changing and renewable nature. In Colombia, like in many other countries, there are only indirect sources for the estimation of the migration flows, such as the censuses and registers of population, being the estimation through the census information adjusted by coverage the current calculation method in Colombia. Currently, the Census and Demography Division of DANE is developing new methodologies of indirect estimation of the migration flows from Colombia to other countries. In this framework it intends to develop new methods that estimate reference figures of the total emigration flows from international census sources, specifically based on census sources and official surveys of the four main recipient countries emigration from Colombia: Venezuela, the United States, Spain and Ecuador, census rounds 2000 and 2010.*

*This article aims at presenting a first implementation exercise of the above-mentioned estimation for the 2000 - 2010 period. The methodology that was applied is explained in detail and the resulting figures of the exercise are shown, leaving the refinement of the method and some parameters for further developments, which are listed in the conclusions section. It is intended to make a first test of the method, before producing final figures.*

*Firstly the relevance of the exercise and its background are established, consequently a brief explanation is made of the conceptual definitions that are applied. Then, the details of the method used and the results of the estimations are presented. Finally, the evaluation of the exercise is made, results are compared, and improvement possibilities thereof are proposed aiming at refining the estimation in further developments.*

### Keywords

*International migration, migration estimation methodology, international migration sources, Colombian people emigration, and estimation of migration flows from Colombia.*

## INTRODUCCIÓN Y ALCANCE DEL EJERCICIO

Colombia al momento no dispone, al igual que muchos otros países, de un método de estimación directa de los flujos migratorios internacionales, lo cual obliga a realizar diversos tipos de estimaciones indirectas (Recaño, 2012b). Actualmente el DANE desarrolla nuevos métodos de estimación indirecta que aprovechen la información disponible en fuentes nacionales e internacionales que permitan ajustar y refinar las estimaciones de este importante rubro demográfico, el cual se estima en la actualidad con base en la información censal proyectada.

La limitación principal de las fuentes censales es la de la medición de la emigración desde el respectivo país del censo, por cuanto por definición los emigrantes no hacen parte de la población nativa. Sin embargo, al registrarse en los censos o encuestas demográficas a los inmigrantes y algunas de sus características, es posible recopilar información sobre quienes han emigrado desde Colombia rastreando información de fuentes censales en otros países.

Actualmente, el DANE se encuentra en proceso de desarrollo y ajuste de una metodología de estimación indirecta a

partir de los registros de viajeros internacionales contenidos en las bases de datos de Migración Colombia, cuyos primeros desarrollos fueron presentados en esta revista (Recaño J.; Sánchez C. y Rivera N., 2014).

Se propuso en este contexto realizar un ejercicio de estimación a partir de fuentes internacionales que incluyan el registro de la llegada a otros países de inmigrantes colombianos o provenientes desde Colombia sin importar la nacionalidad. Se presenta en este artículo una primera implementación de la metodología con una estimación inicial, dejando el ajuste de algunos métodos y parámetros para desarrollos posteriores.

El ejercicio realizado tiene como objetivo realizar un primer acercamiento a la estimación de los flujos totales de emigración internacional colombiana en el periodo 2000-2010 a partir de la información disponible en los países de mayor recepción de emigración colombiana, adaptando al caso colombiano la metodología que se está implementando en México por parte del Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI) para estimar la emigración total mexicana a partir de la

emigración a Estados Unidos. Se busca un método sencillo que aporte un marco de referencia útil y aproveche la información disponible en fuentes oficiales internacionales de uso público.

El ejercicio es pertinente con fines de comparación de estimaciones basadas en datos generados en Colombia con los generados en otros países, principalmente en cuanto permite tener cifras de referencia de las tendencias de mediano plazo en la evolución de los flujos migratorios, comparaciones que permitirán evaluar y calibrar los resultados arrojados por el desarrollo de otras metodologías con fuentes diversas. De momento se espera probar la coherencia de este ejercicio en las tendencias y el nivel general de los flujos de migración mediante la comparación con otras estimaciones indirectas, ya sean de fuente censal y con resultados preliminares del ejercicio con datos de Migración Colombia, ya mencionado.

Se presentan a continuación algunas notas sobre la definición de migrantes desde Colombia aplicada en este trabajo, la metodología aplicada para la estimación del total de migrantes y la selección de países de destino a evaluar,

para luego detallar algunos aspectos específicos en los procedimientos y la implementación al caso concreto de la emigración colombiana, procedimientos que difieren parcialmente debido a la diversidad de fuentes utilizadas para cada país. Luego se presentan los resultados de la estimación por países y del total y finalmente se presentarán comparaciones de las estimaciones, una evaluación general del ejercicio con conclusiones y recomendaciones para refinar la estimación.

## Migración exterior de Colombia

Entre los componentes de la dinámica demográfica, la migración presenta mayores complejidades para su conceptualización y medición. Existen dificultades importantes para captar los movimientos de población en tanto la movilidad es susceptible de ser entendida, conceptualizada y medida de diferentes maneras y con diferentes enfoques, aspecto relacionado con la naturaleza espacio-temporal del fenómeno (Naciones Unidas, 1999 y Courgeau, 1973).

Desde el punto de vista espacial, se entiende por migración el «desplazamiento, con traslado de residencia de los individuos, desde un lugar de origen a un lugar de destino o llegada y que implica atravesar los límites de una división geográfica» (IUSSP, 1959). A partir de esta definición general, los diferentes países, por razones históricas y jurídicas, han establecido diferentes criterios para definir la condición de

persona migrante, ya sea según el lugar de nacimiento, la nacionalidad o la residencia previa (Recaño, Sánchez y Rivera, 2014).

Sin embargo, en tanto hablamos de flujos y de que cada persona puede tener varias migraciones, tratamos de la ya vieja distinción entre migrante y migración (Courgeau, 1973) en donde la caracterización de las migraciones está determinada no solamente por un criterio espacial sino también por la dimensión temporal del movimiento efectuado.

Por la simplicidad en la operacionalización, los tipos de fuente utilizados, y dado que se pretende contabilizar los flujos totales (sin importar la nacionalidad) que anualmente salen desde Colombia hacia otros países<sup>1</sup>, se ha optado por tener en cuenta un doble criterio para definir los flujos de migración:

- El criterio de residencia previa, presente en las fuentes censales y de encuestas de los cuatro países incluidos. En este sentido, dado que se quieren captar los flujos anuales, se tiene en cuenta conceptualmente la residencia habitual un año antes. Como se verá más adelante, para algunas fuentes fue necesario estimar el flujo anual según residencia previa a un año a partir de información referenciada en otras temporalidades (5 o 10 años). Este criterio aplica a los no nacidos pero residentes en Colombia que pasaron a residir a otros países<sup>2</sup>.
- El criterio del lugar de nacimiento, para ubicar de manera precisa a los nacidos en Colombia que emigraron,

usando como referencia temporal el año de llegada al país de destino. Aunque toda la estimación podría realizarse teniendo en cuenta solamente el lugar de residencia previa, se encontró en la revisión de fuentes que el criterio de lugar de nacimiento en Colombia presenta menor omisión. El hecho de haber nacido en Colombia implica haber salido de Colombia en algún momento, y la referencia temporal completa el criterio para poder estimar flujos de migración.

## Metodología

### Planteamiento general

Dado que en la práctica por el costo-beneficio es demasiado complejo realizar la revisión de fuentes censales de todos los países que reciben colombianos, este ejercicio pretende estimar la emigración internacional de Colombia en el periodo 2000-2010 definiéndola como la suma de dos flujos:

1. Emigrantes a un grupo de *países base*.
2. Emigrantes a los *demás países del mundo*.

El concepto aplicado es estimar, para cada año, el total de emigración internacional colombiana a partir de los flujos registrados en un conjunto de países base, y a partir de este conjunto, estimar la emigración a los demás países del mundo. Es decir, se realiza una aproximación mediante la siguiente fórmula:

<sup>1</sup> En este sentido se busca una conceptualización comparable con las cifras de Migración Colombia, registro administrativo que permite designar las migraciones teniendo en cuenta las entradas y salidas del país. Para la discusión conceptual completa y en relación con un trabajo sobre la misma temática con datos de migración Colombia ver: Recaño, J., et al. (2012b).

<sup>2</sup> El criterio de residencia previa tiene la ventaja de no presentar las ambigüedades inherentes al uso de la nacionalidad, en donde el estatus jurídico depende no solo del desplazamiento geográfico y la temporalidad, sino del modo de entrar al otro país e incluso de la ascendencia o nacionalidad de los padres, con criterios diferentes en cada país de destino.

$$EmigCOL = \left( \sum Emig^{BASE} \right) + Emig^W$$

Donde cada término expresa un vector con 11 elementos correspondientes a los 11 años a estimar (2000-2010):

$EmigCOL$  = Emigración colombiana internacional total.

$Emig^{BASE}$  = Emigración colombiana al grupo de países base.

$Emig^W$  = Emigración colombiana hacia el resto del mundo, la cual se estima a partir de:

$$Emig^W = W * \left( \sum Emig^{BASE} \right)$$

Donde:

$W$  = Escalar que expresa la razón entre la emigración colombiana al resto del mundo y la emigración a los países base:

$$W = \frac{emig^W}{\sum emig^{Países\ base}}$$

Donde  $emig^{Países\ base}$  y  $emig^W$  son las estimaciones desagregadas por país del flujo total de emigración internacional desde Colombia en un año particular que se escoge como punto de referencia. Nótese que se debe tener, en al menos un momento del tiempo, el total y la desagregación de la emigración colombiana para poder realizar la estimación.

## Selección de países base y estimación de W

El factor  $W$  es clave en la estimación final así como la selección de los *países base* a partir de los cuales se estima el total. A más pequeña la razón entre *resto del mundo* y *países base*, más precisa la estimación del total, objetivo que se logra con un mayor número y una correcta escogencia de países, es decir, aquellos que reciban en conjunto una mayor proporción del total de la emigración colombiana. Sin embargo, al mismo tiempo, se pretende que el número de *países base* sea lo más pequeño posible, con el fin de realizar una estimación razonable a partir de un número pequeño de fuentes de información.

La definición de  $W$  se debe realizar a partir de fuentes primarias o secundarias que contengan la información consolidada de los flujos de emigración desde Colombia, total y discriminado por países de destino. Sin embargo, como ya se anotó, es muy escasa la información consolidada de los flujos de emigración colombiana, limitación que obliga a hacer esta ponderación preliminar basada en *stocks*.

Con el fin de realizar la selección de países y la estimación de  $W$  se realizó una revisión de las principales fuentes internacionales disponibles públicamente en internet. Se optó por utilizar la información publicada por las Naciones Unidas (ONU, DESA, 2013a), escogencia que se justifica por tratarse de una fuente confiable técnicamente, bien documentada en su metodología (ONU, DESA, 2013b), que abarca varios puntos en el tiempo, comprende un número relativamente grande de

países con suficiente nivel de detalle y se basa en datos actualizados<sup>3</sup>.

La fuente consiste en matrices del *stock* de migrantes internacionales por origen y destino para el punto medio (primero de julio) de los años 1990, 2000, 2010 y 2013. Incluye 55 países y se basa en la definición de migrantes según el país de nacimiento. Las estimaciones se basan en estadísticas oficiales, censales, de padrones y encuestas de los países, las cuales fueron estandarizadas y ajustadas.

Para escoger los países se analizó la matriz de *stocks* de migrantes de 2013 buscando los países receptores de un mayor porcentaje de la migración colombiana y un número de países óptimo según los criterios ya mencionados: que sea razonablemente pequeño como para poder controlar las múltiples fuentes de información requeridas, y que recoja un porcentaje acumulado suficientemente grande para una estimación confiable, ponderando si los beneficios en la estimación justificarían agregar un país adicional al conjunto de países base. Realizado el análisis, se escogieron 4 países: Venezuela, Estados Unidos, Ecuador y España.

Como se observa en la tabla 1, los cuatro países escogidos se destacan por su porcentaje alto en el total del *stock* de migrantes nacidos en Colombia. Se estima que con la escogencia de esos cuatro primeros países se está recogiendo el 85,7% de la emigración total internacional desde Colombia, dejando para estimar mediante razón  $W$  solamente el 14,3% del total. El quinto país del *ranking*, Canadá, representaría solo un 2% adicional de información del total,

<sup>3</sup>. Existen otras fuentes confiables y reconocidas que proporcionan información consolidada sobre *stocks* de migración internacional pero que no cumplen con todos los requisitos mencionados. Es pertinente nombrar, entre otras, las cifras del Banco Mundial (WORLD BANK GROUP, 2011) con referencia de 231 países, decenal de 1960 a 2000 y para 53 países en 2010. Esta información tiene un nivel de detalle menor que la de la ONU, pues algunos países se agrupan como «other south» y «other north». También está disponible la información de la OCDE (2014) que abarca un número muy limitado de países (34). Las demás fuentes que fueron revisadas consisten en extracción y/o procesamiento a partir de alguna o varias de estas tres fuentes internacionales ya mencionadas: ONU, World Bank u OCDE.

**TABLA 1. DIEZ PAÍSES CON MAYOR STOCK DE COLOMBIANOS POR NACIMIENTO Y FACTOR W. 2010**

Lugar en el ranking	País	Porcentaje de la inmigración colombiana	Porcentaje acumulado	W *
	Total	100,0%	--	--
1	Venezuela	33,7%	33,7%	1,96
2	Estados Unidos	29,9%	63,6%	0,57
3	España	15,0%	78,6%	0,27
4	Ecuador	7,0%	85,7%	0,17
5	Canada	2,0%	87,7%	0,14
6	Panamá	1,8%	89,5%	0,12
7	Italia	1,4%	90,9%	0,10
8	Francia	1,1%	92,0%	0,09
9	Reino Unido	0,8%	92,7%	0,08
10	Costa Rica	0,8%	93,5%	0,07
	55 países con menor stock	6,5%	100,0%	--

Fuente: ONU DESA Trends in International Migrant Stock: Migrants by Destination and Origin 2013.

\* W resultante de escoger cada país y los anteriores del ranking.

porcentaje que no justifica el incluirlo en el conjunto de países base. Además, analizando a lo largo del tiempo se observa que el conjunto de los cuatro países escogidos es estable; en cambio, en años anteriores se observa que el quinto país cambia. Una exposición detallada de esos cambios a lo largo del tiempo se encuentra en el capítulo final de conclusiones.

El factor W correspondiente a los cuatro países escogidos es de 0,17 y es el que se usará para la estimación final del total.

### Fuentes utilizadas para la estimación de los cuatro países base

Para cada país se realizó una estimación basada en las fuentes aprovechables teniendo en cuenta aquellas con

mejor cobertura y basadas en las cifras y operaciones estadísticas oficiales. Las fuentes utilizadas para cada uno de los cuatro países son:

- Estados Unidos. Microdatos públicos disponibles en el proyecto IPUMS-USA (2014) de la Universidad de Minnesota. Se descargó y procesó la información de la American Community Survey (ACS), encuesta anual oficial que recoge información por muestreo en todo el territorio estadounidense. Se usaron archivos de microdatos correspondientes a las 11 encuestas anuales ACS del periodo a estimar.
- Venezuela. Estimaciones con base en los censos 2001 y 2010 para hacer la proyección anual. Se utilizó la herramienta de análisis de información censal REDATAM (2014) publicada por CEPAL, la cual contiene la

información más completa y detallada, disponible públicamente, de los censos venezolanos.

- Ecuador. Base de datos en archivo plano publicada por el Instituto Nacional de Estadísticas del Ecuador, INEC (2014), con microdatos anonimizados del censo 2010. Por no tratarse de información anualizada se hizo una proyección de la migración colombiana a partir de las cifras del censo 2010, resultado del procesamiento de la base.
- España. A partir de microdatos públicos del censo de población y viviendas 2011, archivo en texto plano con errores de muestreo por cuanto ese censo se basa en una muestra de viviendas (INE, 2011). Como apoyo para la estimación del flujo de no colombianos se extrajeron cifras de la herramienta de consulta en línea de los resultados del censo 2001 (INE, 2014).

### Estimación de la emigración a los países base

El flujo anual de emigración colombiana a cada uno de los cuatro países escogidos se descompone en la estimación de dos flujos que sumados dan el total estimado de emigración colombiana:

- I. Flujo anual de nacidos en Colombia a cada país destino de grupo base.
- II. Flujo anual de no nacidos en Colombia pero que emigraron desde Colombia al país de destino.

Para cada país se adaptó el método aplicado por el INEGI con los datos de la ACS de Estados Unidos, procedimientos que se detallan a continuación.



## Flujo de emigración de Colombia a EE. UU.

- Migración de nacidos en Colombia que entran a EE. UU. cada año. A partir de la pregunta que indaga por el lugar de nacimiento y la pregunta sobre el año de llegada a los EE. UU.
- Migración de personas residentes en EE. UU., nacidas en otros países, que reportan a Colombia como lugar de residencia un año antes; es decir que llegaron desde Colombia. A partir de las preguntas que indagan por el lugar de nacimiento y por el lugar de residencia un año antes de cada encuesta.

Con los microdatos de IPUMS USA, muestras de un año de 2000 a 2012<sup>4</sup>, se estimó el número total de nacidos en Colombia que llegaron cada año a los Estados Unidos en el periodo 2000-2010. Como existe información de los nacidos en Colombia con año de llegada a EE. UU. en cada una de las encuestas anuales ACS consideradas, el uso de la información disponible permite refinar la estimación. Con tal propósito se hizo el siguiente arreglo que utiliza los datos de todas las encuestas disponibles de los años 2000 a 2012.

Como puede observarse en la tabla 2, en general existe subestimación del número de emigrantes de un año determinado en la encuesta del mismo año, la cual tiene que ver con las fechas

concretas de realización de cada encuesta<sup>5</sup>. Para solventar esto, se realizó una estimación del flujo de colombianos a EE. UU., definida como el promedio de inmigrantes colombianos en un año determinado reportado en los tres años posteriores al año a estimar. Por ejemplo, la estimación para el año 2000 es el promedio reportado por las encuestas de los años 2001, 2002 y 2003. Para el año 2010, por no contarse a la fecha con datos de la encuesta de 2013, se calculó la subestimación de 2009 y se la aplicó a 2010<sup>6</sup>.

Adicionalmente, por tratarse de una encuesta basada en muestreo y no de un censo, y especialmente por los problemas relacionados con el subregistro de la inmigración, se tiene en cuenta una omisión de la inmigración de latinos ilegales a los EE. UU., estimada por autores expertos<sup>7</sup>, de aproximadamente 12,5%, la cual se agrega a la estimación básica.

La ACS pregunta a cada encuestado el lugar de residencia un año atrás. Con tal información se puede estimar el flujo de personas que cada año emigraron a EE. UU. desde Colombia, y específicamente el flujo de no naci

dos en Colombia. Para cada encuesta anual se tiene la cifra de los llegados el último año; es decir, cada año a estimar cuenta con el dato de una sola encuesta ACS, lo que hace innecesario el procedimiento anterior empleado para los nacidos en Colombia. Se aplicó igualmente el ajuste por cobertura e ilegales del 12,5%.

La suma de los componentes, emigrantes nacidos y no nacidos en Colombia, es una estimación del flujo total de emigración desde Colombia a EE. UU.

## Flujo de emigración de Colombia a Venezuela

- Migración nacidos en Colombia que entran a Venezuela cada año. A partir de la pregunta que indaga por el lugar de nacimiento y la pregunta sobre el año de llegada a Venezuela en el censo 2011.
- Migración de personas residentes en Venezuela, nacidas en otros países, que reportan a Colombia como lugar de residencia cinco años antes; es decir que llegaron desde Colombia. A partir de las preguntas que indagan por el lugar de nacimiento y el lugar de residencia cinco años antes de la realización de cada censo. Se tuvieron en cuenta los censos 2001 y 2011.

Para la emigración a Venezuela de nacidos en Colombia, por tratarse de información censal, no fue necesario ningún ajuste o recálculo en las cifras. Simplemente se hizo el cruce para el censo 2011 de nacidos en Colombia según año de llegada para el periodo estudiado.

El flujo de personas no nacidas en Colombia pero que cada año emigraron a Venezuela desde Colombia se calculó a partir del cruce del lugar de nacimiento

<sup>4</sup> Se utilizan solo las muestras de estos años por razones de disponibilidad (hasta 2012) y porque en las encuestas ACS previas al año 2000 existe una codificación diferente en las variables implicadas.

<sup>5</sup> La American Community Survey (ACS) es realizada en todo el territorio de EE. UU. a lo largo de todo el año. Por lo tanto, puede haber subestimación y omisión en el reporte de inmigrantes que entraron en fechas posteriores a la realización de la ACS en determinada zona.

<sup>6</sup> La subestimación se define como el cociente entre la cifra reportada en determinado año y el promedio de las reportadas, para ese mismo año, en las tres siguientes encuestas. P. ej. para 2010 sería: Cifra de 2009 en ACS 2009 / Promedio de las cifras de 2009 reportadas en ACS 2010, 2011 y 2012.

<sup>7</sup> Pueden citarse varios estudios sobre el particular. Cf. Hoefler, Michael, Nancy Rytina and Christopher Campbell (2006). Estimates of the Unauthorized Immigrant Population Residing in the United States: January 2005. Washington, DC: Office of Immigration Statistics, Policy Directorate, U.S. Department of Homeland Security. Jeffrey S. Passel and D'Vera Cohn (2008). Trends in Unauthorized Immigration: Undocumented Inflow Now Trails Legal Inflow. Washington, DC: Pew Hispanic Center, October 2008.

TABLA 2. TOTAL. INMIGRANTES A EE. UU. NACIDOS EN COLOMBIA POR AÑO DE ENTRADA Y ENCUESTA ANUAL ACS.

Año de la encuesta ACS IPUMS- USA	Año de entrada a EEUU													
	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	
2000	17.431													
2001	48.161	20.474												
2002	43.200	38.161	10.992											
2003	44.240	33.736	23.631	8.558										
2004	37.596	37.022	16.167	19.760	5.837									
2005	42.410	35.101	20.802	16.296	17.053	9.207								
2006	48.882	35.430	22.472	20.098	14.473	19.292	11.360							
2007	43.538	32.966	22.957	16.722	17.815	17.722	19.853	7.405						
2008	37.093	38.319	23.546	20.845	19.473	18.110	15.748	15.569	6.727					
2009	43.105	30.555	21.688	20.422	15.739	19.796	18.312	17.386	13.635	11.788				
2010	52.814	27.208	21.766	20.413	16.983	22.621	22.359	16.648	18.537	17.010	9.475			
2011	42.562	33.377	22.540	20.679	17.323	17.191	19.327	16.405	14.926	13.349	11.305	12.355		
2012	53.278	34.354	23.702	16.560	17.736	24.675	17.657	16.819	14.680	14.816	13.597	19.822	9.111	
Promedio tres años posteriores a cada encuesta:	45.200	36.306	20.200	18.718	16.447	18.375	17.971	16.534	15.699	15.058	12.104	-	-	-

Fuente: Autor. Cálculos a partir de los micro datos de la ACS IPUMS-USA

**TABLA 3. ESTIMACIÓN DEL FLUJO A EE. UU. DE NACIDOS EN COLOMBIA POR AÑO DE LLEGADA. 2000- 2010**

Año	Estimación ACS sin ajuste	Ajuste por omisión de ilegales en la ACS (12.5%)	Estimación de migrantes no nacidos en Colombia	Ajuste por omisión de ilegales en la ACS (12.5%)	Estimación final emigración de Colombia a EEUU.
2000	45.200	5.650	5.575	697	57.122
2001	36.306	4.538	5.096	637	46.578
2002	20.200	2.525	1.879	235	24.839
2003	18.718	2.340	3.440	430	24.928
2004	16.447	2.056	1.428	179	20.109
2005	18.375	2.297	2.757	345	23.773
2006	17.971	2.246	3.898	487	24.603
2007	16.534	2.067	2.798	350	21.749
2008	15.699	1.962	4.147	518	22.327
2009	15.058	1.882	2.942	368	20.250
2010	12.104	1.513	2.762	345	16.724
Total período	232.613	29.077	36.722	4.590	303.002

Fuente: Autor. Cálculos a partir de los micro datos de la ACS IPUMS-USA

(no nacidos en Colombia) y el lugar de residencia 5 años atrás (Colombia).

Debido a que los datos indagados en el censo venezolano son sobre el lugar de residencia hace 5 años, se hace necesario hacer una aproximación al flujo anual a partir de esa información disponible. Al respecto, analistas internacionales coinciden en que no es correcto asumir que la migración que reportaría una pregunta por el lugar de residencia un año antes es la quinta parte de la migración reportada por una pregunta censal por el lugar de residencia cinco años atrás:

«En la literatura científica sobre migraciones se han realizado diferentes ensayos para establecer igualdades que permitan convertir

las magnitudes que ofrece la pregunta sobre lugar de residencia 5 años antes a un valor que se aproxime a los cambios de residencia medidos por una pregunta de lugar de residencia un año antes, que sería la más próxima a un flujo anual de migraciones [...]. Así, diferentes investigadores han establecido con datos estadounidenses y canadienses con mediciones de diferentes intervalos temporales en la misma fuente un factor de K conversión de 3 para migraciones de media y larga distancia» (Recaño, 2012b)<sup>8</sup>.

Con esto, se asumió el procedimiento citado por Recaño y se imputó una migración promedio en el periodo de referencia (5 años previos) que equivale aproximadamente a la tercera parte de la migración total reportada en el periodo.

A partir de las dos cifras se hizo una interpolación lineal, asignando la estimación del promedio anual en el periodo previo a cada censo, al año punto medio del periodo.

La suma de los componentes recién presentados es una estimación del flujo total de emigración desde Colombia a Venezuela.

## Flujo de emigración de Colombia a Ecuador

- Migración nacidos en Colombia que entran a Ecuador cada año. A partir de la pregunta que indaga por el lugar de nacimiento y la pregunta sobre el año de llegada a Ecuador en el censo 2010.
- Migración de personas residentes en Ecuador, nacidas en otros países, que reportan a Colombia como lugar de residencia cinco años antes; es decir que llegaron desde Colombia. A partir de las preguntas que indagan por el lugar de nacimiento y el lugar de residencia cinco años antes de la realización del censo 2010.

Para la emigración a Ecuador de nacidos en Colombia se realizó el cruce de las variables pertinentes recién mencionadas.

El flujo de personas no nacidas en Colombia se calculó a partir del cruce del lugar de nacimiento (no nacidos en Colombia) y el lugar de residencia 5 años atrás (Colombia). De manera análoga a los cálculos para Venezuela, se hizo una estimación promedio anual del periodo a partir de la pregunta sobre el lugar de residencia 5 años atrás. Por

<sup>8</sup> Recaño Valverde, Joaquín (2012b). Existe relativo consenso sobre esta cuestión metodológica. Además del trabajo de Recaño se revisaron otros trabajos a nivel internacional, que coinciden en la cuestión utilizando datos de países desarrollados. Sobre el particular pueden citarse además, entre otros, los trabajos de: Kitsul, P. y Philipov, D. (1981); Long, J. F. y Boertlein, C. G. (1990); Rogerson, P. A. (1990); Rogers, A.; Raymer, J. y Newbold, K. B. (2003).

**TABLA 4. RESIDENTES EN VENEZUELA. NO NACIDOS EN COLOMBIA QUE REPORTAN A COLOMBIA COMO LUGAR DE RESIDENCIA CINCO AÑOS ANTES DE CADA CENSO.**

Censo	Periodo de estimación	Año medio del periodo	Número de inmigrantes a Venezuela	Promedio anual en el periodo*
2001	1996-2001	1998	6435	2145
2011	2006-2011	2008	2058	686

Fuente: Autor. Calculos a partir de la información censal 2001 y 2011 Venezuela . REDATAM CEPAL.

\* Factor de conversión 1/k con k = 3 a partir del total de inmigrantes en el periodo.

**TABLA 5. ESTIMACIÓN DEL FLUJO TOTAL DESDE COLOMBIA A VENEZUELA. 2000 A 2010**

Año	Nacidos en Colombia por año de llegada.	No nacidos en Colombia que reportan residencia en Colombia un año antes.	Estimación final emigración de Colombia a Venezuela.
2000	33.972	1.853	35.825
2001	14.621	1.707	16.328
2002	12.769	1.561	14.330
2003	13.325	1.416	14.741
2004	18.076	1.270	19.346
2005	27.424	1.124	28.548
2006	26.419	978	27.397
2007	20.149	832	20.981
2008	20.722	686	21.408
2009	16.722	540	17.262
2010	12.446	394	12.840
Total período	216.645	12.361	229.006

Fuente: Autor. Calculos a partir de la información censal 2001 y 2011 Venezuela . REDATAM CEPAL.

contar con un solo dato para toda la serie, se aprovechó la serie completa de los nacidos en Colombia. Se calculó la razón entre inmigrantes nacidos y no nacidos en Colombia en el punto medio del periodo de referencia

(2007) y se aplicó esta razón a la serie completa de nacidos en Colombia, teniendo de este modo una aproximación básica<sup>9</sup> a la cifra de los no nacidos en Colombia en toda la serie.

## Emigración total desde Colombia a Ecuador

La suma de los dos componentes recién presentados es una estimación del flujo total de emigración desde Colombia a Ecuador.

## Flujo de emigración de Colombia a España

- Migración nacidos en Colombia que entran a España cada año. A partir de las preguntas del censo 2011 que indagan por el lugar de nacimiento y el año de llegada a España.
- Migración de personas residentes en España, nacidas en otros países, que reportan a Colombia como lugar de residencia 1 y 10 años antes en el censo 2011. Para el censo 2001 se usaron las preguntas de lugar de nacimiento y lugar de residencia 10 años atrás.

Para la emigración a España de nacidos en Colombia se realizó el cruce de las variables pertinentes antes mencionadas.

Para la estimación del flujo anual a España de no nacidos en Colombia existen problemas adicionales a resolver debidos a la disponibilidad de información. De manera análoga a los datos venezolanos, se cuenta con la información de los dos últimos censos (2001 y 2011), pero con una complicación adicional, pues el censo español de 2001 no indagó acerca del lugar de residencia un año atrás sino 10 años atrás. Debido a esto, puede aplicarse el procedimiento de Recaño (2012) antes citado, pero no el mismo factor k de conversión, pues este está

<sup>9</sup> Basada en el supuesto de estabilidad de la razón entre nacidos y no nacidos en Colombia para la emigración desde Colombia a Ecuador.

**TABLA 6. RESIDENTES EN ECUADOR NO NACIDOS EN COLOMBIA QUE REPORTAN COLOMBIA COMO LUGAR DE RESIDENCIA CINCO AÑOS ANTES DEL CENSO 2010.**

Censo	Periodo de estimación	Año medio del periodo	Número de inmigrantes no colombianos	Promedio anual en el periodo *	Razón inmigrantes nacidos en Colombia y no nacidos en Colombia
2010	2005 - 2010	2007	4.268	1422,67	3,18

Fuente: Autor. Cálculos a partir de la información censal 2010 Ecuador INEC 2014.  
\* Factor de conversión  $1/k$  con  $k=3$  a partir del total de inmigrantes en el periodo.

**TABLA 7. ESTIMACIÓN DEL FLUJO TOTAL DESDE COLOMBIA A ECUADOR. 2000 - 2010**

Año	Nacidos en Colombia	Estimación de no nacidos en Colombia al año punto medio de periodo	Razón de inmigrantes nacidos en Colombia y no nacidos en Colombia	No nacidos en Colombia 2000 - 2011 *	Total: Nacidos más no nacidos en Colombia
2000	3.459			1.088	4.547
2001	2.662			837	3.499
2002	3.460			1.088	4.548
2003	3.454			1.086	4.540
2004	3.744			1.177	4.921
2005	4.034			1.269	5.303
2006	3.705			1.165	4.870
2007	4.524	1422,67	3,18	1.423	5.947
2008	6.075			1.910	7.985
2009	7.566			2.379	9.945
2010	12.305			3.870	16.175
Total 2000 - 2010	54.988			17.292	72.280

Fuente: Autor. Cálculos a partir de la información censal 2010 Ecuador INEC 2014.  
\* Se aplicó la razón de nacidos vs. no nacidos en Colombia observada para el intervalo 2005-2010 punto medio 2007..

diseñado para estimar el flujo promedio anual basado en la pregunta de residencia en 5 años antes y no a 10 años antes. Sin embargo, se cuenta con información adicional no disponible para Venezuela, pues el censo

español de 2011 indagó el país de residencia 10 años antes del censo y también el país de residencia un año atrás. Esta información permite estimar un factor  $k$  de conversión entre intervalos de tiempo de manera ajustada al

caso de la inmigración de Colombia a España. Este factor  $k$  de conversión fue aplicado a la cifra censal 2001 de no nacidos en Colombia con residencia colombiana 10 años atrás para obtener una estimación del flujo promedio anual promedio en el periodo 1991-2001.

A partir de la anterior estimación, imputada al punto medio del periodo 1991-2001 (año 1996), y el dato de residencia colombiana un año antes del censo 2011, se realizó la interpolación lineal del flujo de no nacidos en Colombia.

La suma de los dos componentes recién presentados es una estimación del flujo total de emigración desde Colombia a España.

## Estimación del total de emigración internacional de Colombia

A partir de los flujos estimados de los cuatro países base y del factor  $W$  ya definido se aplicó la fórmula presentada en la metodología y se llegó a los totales de emigración internacional desde Colombia. Los resultados fueron los siguientes:

## Balance del ejercicio, conclusiones y recomendaciones

A partir de lo recién desarrollado se concluye que es viable producir estimaciones anuales del total de la emigración internacional desde Colombia con base en la información de fuentes oficiales y públicas de otros países y adaptar al caso colombiano la metodología implementada por el INEGI para el total de la emigración mexicana a



**TABLA 8. ESTIMACIÓN DEL FLUJO ANUAL DE NO NACIDOS EN COLOMBIA CON RESIDENCIA PREVIA EN COLOMBIA.**

Censo	Inmigrantes desde Colombia según lugar de residencia		Factor k *	Estimación del promedio anual de periodo 1991-2001 **
	1 año antes del censo	10 años antes del censo		
2001	--	3.004	--	300,88
2011	546	5.452	9,98	--

Fuente: Autor. Cálculos a partir de la información censal 2011 España. INE 2014.

\* Razón entre migrantes según residencia colombiana 10 años antes Vs. 1 año antes.

\*\* Aplicando factor de conversión 1/k calculado a partir del censo 2011.

Nota: Se aplicó la razón de nacidos vs. no nacidos en Colombia observada para el intervalo 2005-2010, punto medio 2007.

**TABLA 9. ESTIMACIÓN DEL FLUJO TOTAL DESDE COLOMBIA A ESPAÑA. 2000 - 2010**

Año	Nacidos en Colombia por año de llegada	No nacidos en Colombia		Total: Nacidos más no nacidos en Colombia
		Estimación del año de referencia	Interpolación lineal para 2000 - 2010	
1996		301	301	
1997			318	
1998			336	
1999			353	
2000	50.837		371	51.207
2001	77.955		388	78.343
2002	14.794		406	15.200
2003	11.240		423	11.663
2004	16.644		441	17.085
2005	20.573		458	21.032
2006	25.327		476	25.803
2007	33.211		493	33.704
2008	29.047		511	29.558
2009	20.321		529	20.849
2010	13.189	546	546	13.735
Total 2000 - 2010			5.043	318.180

Fuente: Autor. Cálculos a partir de la información censal 2011 España. INE 2014.

partir de la emigración a los EE. UU. Sin embargo, es necesario ponderar la confiabilidad del ejercicio realizado

mediante comparaciones con otras estimaciones en la medida que la disponibilidad de las mismas lo permita.

## Comparación de los resultados

Como ya se afirmó al principio de este artículo, buena parte de su relevancia reside en la casi total ausencia de estimaciones confiables y consolidadas de los flujos anuales de emigración colombiana hacia el exterior en el período de tiempo referenciado. Sin embargo, se han tratado de ubicar por lo menos dos puntos de comparación de las cifras, de modo que se pueda ponderar así sea parcialmente la confiabilidad de los resultados. A continuación se presentan comparaciones con la estimación que arrojó el censo 2005 y con algunas cifras a partir de datos de Migración Colombia ya publicadas en la Revista ib.

Utilizando las cifras del censo en bruto, con base en la pregunta censal sobre hogares con experiencia migratoria se aprecia una enorme subestimación con respecto a las cifras basadas en fuentes censales internacionales.

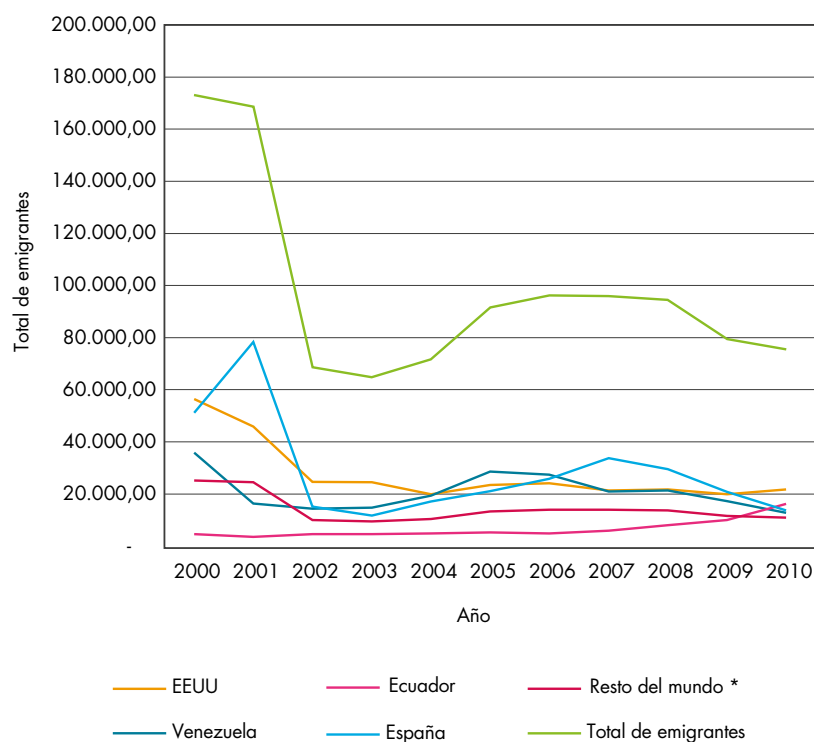
En general, para el periodo 2000-2005 el ejercicio de estimación contabiliza alrededor de tres veces más emigración colombiana. Es necesario tener en cuenta que, como se dijo arriba, la medición de la emigración en los censos es limitada por cuanto los emigrantes por definición no hacen parte de la población objetivo. Los datos del censo 2005 corresponden a la pregunta sobre miembros del hogar reportados viviendo en el exterior, método que presenta siempre grandes tasas de omisión y no reporte, por cuanto no es siempre clara para los miembros de los hogares censados la noción de miembro del hogar que vive en el exterior. Además, conceptualmente, las estimaciones de tal pregunta censal pueden usarse solo como referencia muy general para contabilizar o describir los hogares con experiencia migratoria, no los migrantes ni los flujos de emigración. Adicionalmente, en el proceso de conciliación censal, el DANE publicó

**TABLA 10. ESTIMACIÓN DE FLUJOS TOTALES DE EMIGRACIÓN INTERNACIONAL COLOMBIANA. 2000 A 2010**

Año	EEUU	Venezuela	Ecuador	España	Resto del mundo *	Total de emigrantes
2000	56.425,38	35.825,20	4.546,76	51.207,46	25.160,81	173.165,61
2001	45.940,63	16.328,30	3.499,12	78.343,02	24.498,88	168.609,95
2002	24.604,00	14.330,40	4.548,07	15.200,42	9.976,09	68.658,98
2003	24.497,75	14.740,50	4.540,18	11.663,01	9.425,05	64.866,49
2004	19.930,88	19.345,60	4.921,38	17.084,77	10.418,05	71.700,67
2005	23.428,50	28.547,70	5.302,58	21.031,94	13.312,82	91.623,53
2006	24.115,38	27.396,80	4.870,11	25.802,55	13.971,42	96.156,26
2007	21.399,13	20.980,90	5.946,67	33.704,14	13.945,24	95.976,08
2008	21.808,75	21.408,00	7.985,41	29.558,37	13.729,29	94.489,83
2009	19.882,63	17.262,10	9.945,29	20.849,47	11.549,71	79.489,19
2010	21.765,77	12.840,20	16.174,57	13.735,01	10.967,64	75.483,20
Total período	303.798,77	229.005,70	72.280,13	318.180,16	156.955,01	1.080.219,77

Fuente: Autor. Cálculos a partir de las fuentes de cada país.

\* Aplicando un factor W de 0,18

**GRÁFICO 1. ESTIMACIÓN DE FLUJOS TOTALES DE EMIGRACIÓN INTERNACIONAL COLOMBIANA. 2000-2010**

en 2007<sup>10</sup> cifras quinquenales del número de emigrantes estimado indirectamente, usando el método de hijos sobrevivientes residentes en el exterior a partir de la metodología propuesta por Somoza (1977) y Hill (1981). Reporta esta fuente un total de 883.420 emigrantes en el quinquenio 2000-2005, cifra mayor que la obtenida a partir de fuentes internacionales, lo que en términos porcentuales indica una cobertura del 72,3% en el ejercicio realizado acá, situación posiblemente explicable por el subregistro en fuentes censales extranjeras y el relacionado con la inmigración ilegal, que solo se tuvo en cuenta para el caso estadounidense.

Por otra parte, pese a no contar con cifras consolidadas del total de la emigración colombiana, los datos del ejercicio realizado por Recaño y otros (2014) pueden brindar un punto de comparación de la evolución de las

Fuente: Autor. Cálculos a partir de las fuentes de cada país.

\* Aplicando un factor W de 0,18

<sup>10</sup>. Para la referencia técnica de las cifras de emigración según la serie publicada véase DANE (2007). Estimación de la migración 1973-2005.

**TABLA 11. COMPARACIÓN CON LOS FLUJOS DE EMIGRACIÓN DE COLOMBIANOS SEGÚN EL CENSO 2005 PERIODO 2000 - 2005**

Pais de Migración	Censo 2005	Ejercicio de estimación	% Cobertura Ejercicio estimación (totales)
Total	212.182	638.625	301,0%
Estados Unidos	57.184	194.827	340,7%
España	61.653	194.531	315,5%
Venezuela	36.796	129.118	350,9%
Ecuador	9.236	27.358	296,2%
Resto del mundo*	47.313	92.792	196,1%

Fuente: Autor. Cálculos a partir del Censo General Colombia 2005. Procesado con Redatam+SP, CEPAL/CELADE 2007 y fuentes censales de cada país.

\* Aplicando un factor W de 0,18 en las estimaciones de fuentes internacionales.

cifras a lo largo del tiempo, al menos para el caso español.

Se aprecia en general una subestimación de las cifras de Migración Colombia en comparación con la fuente censal española, en general una sobre cobertura del 104,7% sumando toda la emigración del periodo. Este aspecto puede explicarse por algunas mejoras del método de estimación a partir del registro de Migración Colombia, las cuales permitirían captar mayor número de migrantes una vez se depure el algoritmo utilizado en 2014. En general, con excepción del año 2004, se observa bastante similitud en la tendencia de cambio, creciente hasta el año 2007, momento a partir del cual comienza a decaer la emigración.

En conclusión, si bien se pueden realizar mejoras al ejercicio aquí realizado para compensar subestimación de las fuentes censales internacionales, este permite hacer un seguimiento a las tendencias de cambio a lo largo del tiempo. Se plantea seguir realizando comparaciones en las tendencias a partir de mayores refinamientos y alargue de las series temporales, conforme se disponga de mejor información de otras fuentes, Migración Colombia y

eventualmente el nuevo censo 2016 a realizarse en Colombia.

### Recálculo del factor W

Es necesario hacer un comentario extenso sobre el factor W, recalando que se tiene previsto mejorar la estimación aplicando fuentes que permitan estimar los flujos total y por países como por ejemplo el procesamiento a partir de los datos de Migración Colombia, o las estimaciones que se hagan en el futuro a partir del nuevo censo de población.

Aunque se sigue trabajando con stocks, con la información de las Naciones Unidas se puede ampliar el tema de la escogencia de países base para la estimación, específicamente en lo referente a la estabilidad en la conformación del grupo (cuáles países) y la representación de ese grupo en el total de la migración colombiana, aspecto importante para la precisión de la estimación. Observando en perspectiva temporal flujos por país se puede ilustrar este aspecto crítico.

Como se observa en la tabla, si se hubiese definido un conjunto de 4 países en 1990 hubiera quedado Francia en el conjunto en lugar de España. Con esta

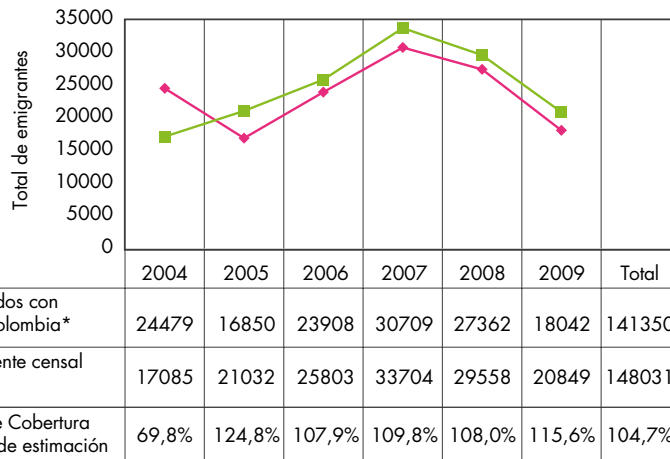
excepción, el conjunto de los cuatro países con mayor número de nacidos en Colombia es estable por lo menos desde el año 2000, aunque se observan cambios en el orden de estos, pues entre 2000 y 2010 España continuó aumentando su stock más rápido que los otros países, pasando del cuarto lugar al tercero. La diferencia en porcentajes entre Ecuador y Canadá lleva a dudar de que por lo menos en el mediano plazo haya cambios en el grupo de países base, pues aunque Canadá viene creciendo, Ecuador lo viene haciendo de manera consistentemente más rápida.

Respecto a la representación del conjunto de países base la situación es diferente, como se puede observar con el total acumulado de ese grupo.

Se observa que a lo largo del tiempo el porcentaje de la emigración total que se logra recoger con el grupo de países base cae lentamente en aproximadamente un 2% por década. Dependiendo de la representación de otros países que no hacen parte de este grupo se recomienda considerar la inclusión de más países en años futuros para no degradar demasiado la precisión de la estimación.

Se observa que el factor W cambia bastante de 1990 a 2013, a un ritmo de aumento aproximado de 0,35 por década, lo que en el mediano plazo puede llevar a subestimaciones de la emigración total si se mantiene un valor fijo del parámetro. Se recomienda considerar la realización de una proyección de este parámetro para mayor precisión si se desea hacer series de tiempo de periodos prolongados superiores a una década. Según lo anterior, con este análisis de los países base en stocks el panorama es positivo frente a la estabilidad del grupo de países base, y con las precauciones mencionadas, frente al factor W. Sin embargo, es clave tener en cuenta que los stocks

**GRÁFICO 2. ESTIMACIONES DE MIGRACIÓN COLOMBIA Y FUENTES INTERNACIONALES. FLUJO DE EMIGRANTES DE COLOMBIA A ESPAÑA. PERIODO 2004-2009.**



Fuentes: Autor. Cálculos a partir de datos censales del INE de España. Cifras de Recaño, et al (2014)  
\* Según país de procedencia (Colombia)

**TABLA 12. RANKING DE PAÍSES SEGÚN STOCK A LO LARGO DEL TIEMPO. 1990-2013**

País	Lugar en el ranking por años de estimación				Porcentaje en la emigración total colombiana			
	1990	2000	2010	2013	1990	2000	2010	2013
Venezuela	1	1	1	1	52,90	43,00	33,70	33,50
Estados Unidos	2	2	2	2	31,30	38,30	29,90	29,50
España	6	4	3	3	1,20	2,80	15,00	14,70
Ecuador	3	3	4	4	3,80	3,60	7,00	7,40
Canada	8	6	5	5	0,70	1,30	2,00	2,00
Panamá	5	5	6	6	1,30	1,50	1,80	1,90
Italia	7	8	7	7	0,90	1,00	1,40	1,60
Francia	4	7	8	8	1,40	1,10	1,10	1,10
Reino Unido	14	11	9	9	0,40	0,60	0,80	1,10
Costa Rica	15	15	10	10	0,40	0,40	0,80	0,70

Fuente: Autor. Procesamiento a partir de ONU, DESA (2013). Trends in International Migrant Stock: Migrants by Destination and Origin

son por naturaleza mucho más estables que los flujos, por cuanto son el acumulado histórico de la migración, mientras los flujos modelan en parte los cambios

en el stock. Cambios moderados en el ritmo de variación en los stocks pueden representar grandes cambios en los flujos anuales.

**TABLA 13. REPRESENTACIÓN DEL CONJUNTO DE LOS 4 PRIMEROS PAÍSES EN CADA RANKING. 1990-2013**

Representación del conjunto de los 4 primeros países.

1990	2000	2010	2013
89,5%	87,6%	85,7%	85,0%

Fuente: Autor. Procesamiento a partir de ONU, DESA (2013). Trends in International Migrant Stock: Migrants by Destination and Origin

**TABLA 14. FACTOR W A LO LARGO DEL TIEMPO. 1990-2013**

Factor W con cuatro países

1990	2000	2010	2013
0,12	0,14	0,17	0,18

Fuente: Autor. Procesamiento a partir de ONU, DESA (2013). Trends in International Migrant Stock: Migrants by Destination and Origin

Simplemente como ilustración de lo anterior, a la espera de reconstruir el ejercicio con información más adecuada, se realiza a continuación un procesamiento provisional de estimación de «flujos» a partir de los stocks. Al stock de cada país en determinado momento se le restó el stock del año de referencia anterior y luego se divide entre el número de años transcurridos para tener una estimación anual del período. Con esos datos se reelabora el ranking y los porcentajes acumulados del grupo base. Aunque no es demográficamente rigurosa<sup>11</sup>, esta estimación puede dar una idea más aproximada de los cambios en los flujos de emigración a diferentes países aprovechando la información disponible. Por lo menos en lo que a variaciones entre periodos de tiempo

se refiere, se observa mayor inestabilidad en el grupo de países base. Si la estimación aquí realizada coincide con una basada en flujos de migración anual, el grupo de países base para 2013 tendría al Reino Unido y no a España en el cuarto lugar en el ranking.

Observando cómo sería el porcentaje acumulado de países base habría que recomendar la inclusión de por lo menos dos países más al grupo para mantener una representación del total de al menos el 80%. Los cambios en el factor W también serían más evidentes, pues este valor depende directamente del porcentaje acumulado del grupo de países base.

Como conclusión final se reafirman las recomendaciones ya enunciadas. En primer lugar, realizar la estimación de W y países base usando flujos verdaderos para confirmar las hipótesis aquí expuestas. Si se confirma la inestabilidad observada habría que ampliar el grupo de países base, monitorear regularmente, por lo menos a intervalos de 5 años, con otras fuentes nacionales o internacionales los porcentajes acumulados del grupo base y mejorar la estimación usando un W móvil proyectado y no fijo.

Adicionalmente, se recomienda refinar más el método implementando algunas estrategias relacionadas con otros aspectos del ejercicio:

- La estimación puede refinarse realizando el procedimiento completo pero separado por sexos y solo al final unificar el total, dado que pueden existir diferenciales importantes por sexo en las migraciones a varios países.
- Se pueden realizar interpolaciones no lineales (logística u otras) para

**TABLA 15. ESTABILIDAD EN EL RANKING DE PAÍSES SEGÚN DIFERENCIAS DE STOCKS A LO LARGO DEL TIEMPO. 1990-2013**

País	Lugar en el ranking según diferencias de stock entre años de estimación			Porcentaje el flujo anual estimado a partir de diferencias entre años de estimación		
	1990 - 2000	2000- 2010	2010- 2013	1990 - 2000	2000- 2010	2010- 2013
Venezuela	2	2	1	16	18,9	28
Estados Unidos	1	3	2	57,2	16,4	21,4
España	3	1	5	7,1	34,7	7,5
Ecuador	4	4	3	2,8	12,6	14,4
Canada	5	5	9	2,7	3,2	1,6
Panamá	6	6	7	2,2	2,2	4,4
Italia	7	7	6	1,4	1,9	5,6
Francia	22	10	13	0,3	1,1	0,7
Reino Unido	11	11	4	1	1	7,6
Costa Rica	17	8	18	0,4	1,3	0,5

Fuente: Autor. Procesamiento a partir de ONU, DESA (2013). Trends in International Migrant Stock: Migrants by Destination and Origin

**TABLA 16. ESTABILIDAD EN LA REPRESENTACIÓN DEL CONJUNTO DE PAÍSES BASE A LO LARGO DEL TIEMPO SEGÚN DIFERENCIAS DE STOCKS. 1990-2013**

Porcentaje acumulado del grupo de países base en el total de la emigración colombiana según stocks.		
1990	2000	2010
83,2	82,6	71,3

Fuente: Autor. Procesamiento a partir de ONU, DESA (2013). Trends in International Migrant Stock: Migrants by Destination and Origin

completar los datos faltantes en las series de tiempo.

- Se puede mejorar la disponibilidad de fuentes de información de otros países mediante requerimientos institucionales del DANE a los institutos oficiales de estadística extranjeros.

Queda entonces la expectativa de ree laborar y mejorar el método a partir de información más completa.

<sup>11</sup> Con este procedimiento no se tienen en cuenta aspectos conceptuales esenciales como los periodos de migración, el retorno de migrantes, las múltiples migraciones, la mortalidad de migrantes, etc. Sin embargo, aunque necesariamente existe subestimación o sobrestimación en las cifras, los cambios de tendencia se hacen visibles, específicamente en relación con los lugares en el ranking.



## REFERENCIAS

- Özden, Ç., Parsons, C., Schiff, M., & Walmsley, T. L. (2011). Where on Earth is Everybody? The Evolution of Global Bilateral Migration, 1960-2000. *World Bank Economic Review*, 25(1), 12-56.
- Cárdenas, M., & Mejía, C. (2008). Emigración, crisis y conflicto, Colombia 1995-2005. En: Solimano, A. (Coord.) *Migraciones Internacionales en América Latina*. Fondo de Cultura Económica.
- Courgeau, D. (1973b): "Migrations et découpages du territoire", *Population*, n 3, 511-538.
- Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE). (2007). *Estimación de la migración 1973-2005*. Serie estudios poscensales n.º 6.
- Hill, K. (1981). Notas sobre la estimación de la distribución por edades de los hijos emigrantes sobrevivientes. *Notas de población*, año IX, n.º 27. San José de Costa Rica: Celade.
- Hoefler, M., Nancy, R., & Campbell, C. (2006). *Estimates of the Unauthorized Immigrant Population Residing in the United States: January 2005*. Washington, DC: Office of Immigration Statistics, Policy Directorate, U.S. Department of Homeland Security.
- Instituto Nacional de estadísticas de España (INE). (2011). *Censo de población y viviendas. Informe metodológico estandarizado*. Madrid.
- Instituto Nacional de estadísticas de España (INE). (2014). *Herramienta de consulta en línea del censo 2011*. Disponible en: <http://www.ine.es/censo/es/inicio.jsp>
- Instituto Nacional de Estadística del Ecuador (INEC). (2014). Microdatos del censo 2011 disponibles en <http://www.ecuadorencifras.gob.ec/>
- International Public Use Microdata (IPUMS USA). (2014). Microdatos y documentación disponibles en <https://usa.ipums.org>
- Jeffrey, S. P., & D'Vera, C. (2008). *Trends in Unauthorized Immigration: Undocumented Inflow Now Trails Legal Inflow*. Washington, DC: Pew Hispanic Center.
- Kitsul, P., & Philipov, D. (1981). The one-year/five-year migration problem. En *Advances in Rogers, A. (ed.). Multiregional Demography*. International Institute for Applied Systems Analysis: Research Report RR-81-6, Laxenburg: Austria; pp. 1-33.
- Long, J. F., & Boertlein, C. G. (1990). Comparing migration measures having different intervals. *Current Population Reports, Series P-23*, n.º 166, U.S. Census Bureau: Washington.
- Martínez, J. (2011). *Migración internacional en América Latina y el Caribe*. Cepal.
- Naciones Unidas, Departamento de Asuntos Económicos y Sociales. (1999). *Recomendaciones sobre Estadísticas de las Migraciones Internacionales. Revisión 1*. Informes estadísticos. Serie M, n.º 58, Rev. 1.
- Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económicos (OCDE). (2011). Página web con compendio de estadísticas de la OCDE y el G20. <http://www.oecd.org/centrodemexico/estadisticas/>
- Ratha, D., & Shaw, W. (2007). *South-south migration and remittances*. The World Bank. Washington DC.
- Recaño, J. (2012a). *Proyección de las migraciones de Colombia (2005-2050). Informe técnico sobre metodología y resultados*. DANE Contrato n.º 885.
- Recaño, J., et al. (2012b). *Una nueva base de datos para la estimación de los flujos migratorios internacionales de Colombia: Metodología y resultados comparativos*. Documento interno del DANE.
- Recaño, J., Sánchez, C., & Rivera, N. (2014). Viajeros vs. migrantes: Una nueva metodología para la estimación de flujos migratorios internacionales de Colombia. *Revista Información Básica*, 3(1).
- Redatam. (2014). Disponible en <http://celade.cepal.org/>
- Rogerson, P. A. (1990). Migration analysis using data with time intervals of differing widths. *Papers in Regional Science*, 68, 97-106.
- Rogers, A., Raymer, J., & Newbold, K. B. (2003). Reconciling and translating migration data collected over time intervals of differing widths. *Annals of Regional Science*, 37(4), 581-601.
- Somoza, J. (1977). Una idea para estimar la población emigrante por sexo y edad en el censo de un país. *Notas de población*, año V, n.º15, diciembre. San José de Costa Rica: Celade.
- United Nations, Department of Economic and Social Affairs. (2013a).

Trends in International Migrant Stock: Migrants by Destination and Origin (United Nations database, POP/DB/MIG/Stock/Rev.2013). Disponible en <http://esa.un.org/unmigration/TIMSO2013/migrantstocks2013.htm?msdo>

United Nations, Department of Economic and Social Affairs. (2013b). *Trends in*

*International Migrant Stock: Migrants by Destination and Origin*. CD-ROM Documentation. [http://esa.un.org/unmigration/TIMSO2013/documents/MIgrantStocks\\_Documentation.pdf](http://esa.un.org/unmigration/TIMSO2013/documents/MIgrantStocks_Documentation.pdf)

U.S. Census Bureau. (2009). *A Compass for Understanding and Using American Community Survey Data. What Researchers Need to Know*.

World Bank Group. (2011). *Global Bilateral Migration Database*. Disponible en <http://data.worldbank.org/data-catalog/global-bilateral-migration-database>

Unión Internacional para el Estudio Científico de la Población, (IUSSP). (1959). *Diccionario demográfico multilingüe de Naciones Unidas*. Primera edición en español.





# FACTORES ASOCIADOS AL RENDIMIENTO ACADÉMICO: UN CASO EN BOGOTÁ D. C.

FACTORS ASSOCIATED TO ACADEMIC PERFORMANCE: A CASE STUDY IN  
BOGOTÁ



## Alba Isabel García Giraldo

Economista de la Universidad San Buenaventura de Bogotá. Investigadora.

Correo electrónico: [alba.isabel@live.com](mailto:alba.isabel@live.com)

Fecha de recepción: 19/06/2015

Fecha de aceptación: 30/10/2015

### Resumen

Con fundamento en un análisis econométrico, aplicado a los resultados obtenidos por alumnos de grado once de la localidad de Usaquén en Bogotá D. C., en las «Pruebas Saber 11» del año 2011, de lenguaje y matemáticas, este escrito pretende mostrar la influencia de algunos factores en el rendimiento académico. El documento termina advirtiendo sobre la necesidad del empoderamiento de las madres de familia en el desarrollo escolar de sus hijos.

### Palabras claves

Educación, capital humano, empoderamiento, *homo agens*, capital social, políticas públicas.

### Abstract

Based on an econometric analysis, applied to the results obtained by eleventh grade students at the Usaquén Locality in Bogotá D. C., in «Pruebas Saber 11» of the 2011, in language and mathematics test; this paper pretends to show the influence in some factors in the academic performance. It concludes by warning about the need to empowering mothers in the school development of their children.

### Key words

Education, human capital, empowerment, *homo agens*, social capital, public policies.

## INTRODUCCIÓN

La educación es reconocida como uno de los pilares sobre los que se fundamenta la formación del capital humano. Gracias a ella se realiza la «Persona Humana» al promover sus capacidades, y se refuerza el tejido social. La educación es medio para la inclusión social al permitir que los sujetos sociales participen en el desarrollo de procesos individuales y colectivos de mejora, cual *homo agens*; esto es, como «persona que actúa y provoca cambios y cuyos logros pueden juzgarse en función de sus propios valores y objetivos» (Sen, 2000, p. 35).

La educación combate la pobreza facilitando trabajos más dignos, garantizando un mejor estándar de vida: «la pobreza debe concebirse como la privación de capacidades básicas y no meramente como la falta de ingresos, que es el criterio habitual con el que se identifica la pobreza» (Sen, 2000, p. 114). Finalmente, la educación mejora la calidad democrática de las instituciones al incrementar la participación de los individuos en la actividad política, dado que «una sociedad estable y democrática resulta imposible sin un grado mínimo de alfabetización y conocimientos por parte de la mayoría de los ciudadanos, y sin una amplia aceptación de un conjunto de valores compartidos. La educación contribuye con lo uno y con lo otro»<sup>1</sup> (Friedman, 2002, p. 86).

Se explica, entonces, la tesis de la UNESCO (2007, p. 7), según la cual

la «educación como derecho humano<sup>2</sup> y bien público permite a las personas ejercer otros derechos humanos, (...) por esta razón, nadie puede quedar excluido de ella». De ahí que los órganos estatales, en tanto les compete garantizar los derechos fundamentales<sup>3</sup>, tienen un rol determinante en lo que atañe a la educación. En algunas latitudes es común limitar este rol al incremento de la cobertura sin considerar la calidad. Según la misma UNESCO, una educación de calidad sustentada en los derechos humanos debe girar en torno a cinco pilares fundamentales: relevancia, pertinencia, equidad, eficacia y eficiencia (Blanco, et al., 2008).

Debe ser (1) *relevante* en el sentido en que la educación debe preguntarse cuáles son sus finalidades, y si estas representan efectivamente el conjunto total de los intereses de la sociedad; (2) *pertinente* porque los currículos deben ser flexibles de tal forma que se acomoden a los diversos contextos sociales y culturales de las personas que entran a formar parte del sistema educativo; (3) *equitativa* en el sentido en que los resultados de aprendizaje no deben reflejar desigualdades entre los alumnos, que puedan condicionar sus opciones profesionales; se debe garantizar la igualdad de condiciones a fin de que todos los alumnos aprovechen en igual grado las oportunidades educativas que brinda el sistema. Por último, la educación debe ser (4) *eficiente y eficaz*. Eficiente porque debe evaluar cómo asigna y

distribuye el Estado los recursos disponibles para la educación de forma adecuada; eficaz porque debe evaluar en qué medida por medio del empleo de estos recursos disponibles, garantiza el cumplimiento de las metas y principios que deben regirla.

La UNESCO ha elegido el término «escuelas eficaces», para denominar las escuelas en las cuales estos cinco pilares convergen, logrando que la escuela brinde educación de calidad. Sin embargo, ¿de qué depende o en qué radica que una escuela sea o no eficaz?, ¿cómo operan estos cinco pilares en la práctica? Diversos estudios han intentado explicar de qué manera *factores asociados* a los alumnos y a sus instituciones educativas, influyen en su rendimiento académico, y de qué manera el rendimiento académico refleja la operación de los «pilares fundamentales» de la UNESCO. De tales estudios resulta que existen *factores asociados al alumno*: edad, género y estrato sociocultural; y *factores asociados a la institución educativa*: adecuación de instalaciones, uso de recursos didácticos, clima del aula, tamaño de biblioteca, entrenamiento del docente y nivel socioeconómico de la escuela.

Los estudios mencionados han demostrado que la variable «género» es determinante al momento de analizar los rendimientos académicos de los alumnos, concretamente en las pruebas de lenguaje y matemáticas. Así, el estudio

<sup>1</sup> «A stable and democratic society is impossible without a minimum degree of literacy and knowledge on the part of most citizens and without widespread acceptance of some common set of values. Education can contribute to both» (Friedman, 2002, pág. 86).

<sup>2</sup> Igual ocurre en Colombia donde el artículo 44 de la Constitución Política establece que la educación es un derecho fundamental (Constitución Política de 1991).

<sup>3</sup> «Son fines esenciales del Estado (...) garantizar la efectividad de los (...) derechos (...) consagrados en la Constitución» (Constitución Política de 1991).



realizado por el Laboratorio Latinoamericano de Evaluación de Calidad de la Educación (LLECE) en 1998, aplicando pruebas de lenguaje y matemáticas a un total de 55.000 alumnos de 3.º y 4.º en países latinoamericanos, demostró que «el ser niña implica obtener 6,04 puntos más que los varones en Lenguaje y 1.79 puntos menos que ellos en Matemáticas» (Casassus, Cusato, Froemel y Palafox, 2000, p. 32). Esta conclusión concuerda con un estudio sobre la eficacia escolar realizado por el mismo laboratorio en 2008, donde se concluye que «las mujeres superan a los hombres en Lenguaje y Comunicación y los hombres alcanzan mayores niveles de aprendizaje que las mujeres en Educación Matemática, Estudio y Comprensión de la Naturaleza, y Estudio y Comprensión de la Sociedad» (Blanco, et al., 2008, p. 176).

Los estudios también abordaron cómo es que factores asociados a la institución educativa inflúan en el rendimiento académico de los alumnos, concluyendo que «la utilización de los recursos didácticos, tanto tradicionales como relacionados con las tecnologías de la información y la comunicación, están asociados con mejores rendimientos de sus alumnos» (Blanco, et al., 2008, p. 38). De igual forma, mencionan las diferencias en los rendimientos obtenidos en instituciones educativas privadas y estatales, resaltando que estas últimas presentan «déficit de equipamiento e instalaciones, cubren menos contenidos del currículo, tienen un alumnado con bajos recursos y actitudes menos positivas hacia el estudio, así como una planta docente con menores habilidades y menos motivada» (Blanco, et al., 2008, p. 196), lo cual influye negativamente en los alumnos, impidiendo que obtengan resultados positivos en las pruebas.

Así entonces, este escrito, similar a estudios realizados en otros países (Córdoba,

et al., 2011), pretende abordar estadísticamente factores asociados al rendimiento académico de los alumnos para el caso de la Localidad de Usaquén en Bogotá D. C., tomando como variables relevantes factores sociales y culturales asociados al alumno y a su institución educativa. De este modo, explicita el grado de influencia de dichas variables para indicar algunos retos que enfrenta nuestro sistema educativo.

La exposición está dividida en cuatro partes. La primera expone la metodología empleada, explicando la pertinencia de las variables escogidas para realizar el estudio, además de hacer una presentación de la población objetivo. La segunda parte presenta los resultados del modelo estadístico utilizado; seguido de un breve análisis que intenta algunas hipótesis que sirvan para explicar aquellos resultados estadísticos. La parte final recoge las conclusiones y algunas recomendaciones que reafirman propuestas de la OCDE y Amartya Sen.

El documento se elaboró siguiendo los lineamientos del Grupo de Investigación Gestión Organizacional y Desarrollo Humano (GODH) de la Universidad de San Buenaventura de Bogotá, cuyos intereses investigativos giran en torno a la gestión y promoción del capital humano y social, a través de la armonización de conceptos económicos y sociales.

Agradezco a la profesora Clara Inés Molina de Barbosa, Economista, Directora del Semillero de Investigación Crecimiento Económico y Desarrollo Social en la Universidad de San Buenaventura de Bogotá, por orientar esta investigación desde sus inicios. Al Ph.D. José Alpiniano García-Muñoz, profesor del Master in Scienze Politiche per la Pace e L'Integrazione dei Popoli, de las Universidades degli Studi di Salerno y Católica de Colombia, por leer el original y ayudar a mejorarlo con su insistencia

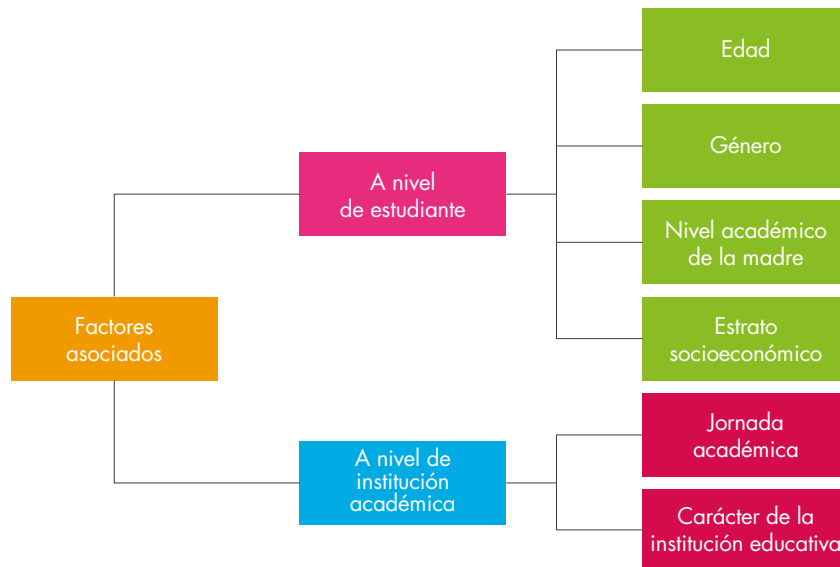
en asumir la economía como una ciencia cuya razón de ser radica en desarrollar integralmente a las Personas Humanas (García-Muñoz, 2012).

## Metodología

El objetivo es identificar la influencia de factores específicos asociados al entorno social, y a la institución educativa en el rendimiento académico de los alumnos. Los primeros se refieren a la edad, al género, al nivel académico de la madre y al estrato socioeconómico. Los factores asociados a la institución educativa son: el tipo de jornada en la que transcurren las clases y el carácter público o privado de la misma. (Ver figura 1)

Para determinar la relación investigada se propuso una metodología cuantitativa, de tipo correlacional, de diseño transaccional. *Cuantitativa* en el sentido en que se apoya en un modelo econométrico, más concretamente en una regresión logística binaria. *Correlacional* porque en palabras de Hernández Sampieri «la utilidad y propósito principal de los estudios correlacionales son saber cómo se puede comportar un concepto o variable conociendo el comportamiento de otras variables relacionadas» (2006, p. 47). De *diseño transaccional o transversal* porque recoge datos en un solo momento del tiempo, «su propósito es describir variables y analizar su incidencia e interrelación en un momento dado» (Hernández Sampieri, Collado Fernández y Baptista Lucio, 2006, p. 120).

Como se mencionó, el estudio se apoya en un modelo de regresión logística. Una regresión logística es «una técnica multivariante, en la que la variable dependiente o variable respuesta es una variable dicotómica y la variable o variables independientes pueden ser cualitativas y cuantitativas» (Quintín, Cabero Morán y Paz Santana, 2007,

**FIGURA 1. REPRESENTACIÓN DE LAS VARIABLES ASOCIADAS ELEGIDAS**

Fuente: Elaboración del autor.

p. 260). La variable dependiente o variable respuesta toma por lo general valores nominales, así, tomará el valor de 1 si el suceso ocurre y 0 de lo contrario. Dadas las características de la variable dependiente, estas regresiones permiten plantear un modelo matemático que calcule la probabilidad de ocurrencia de un suceso.

Un modelo logístico con las características que se mencionaron puede formularse mediante la siguiente expresión matemática:

$$P(Y) = \frac{1}{1 + e^{-(\beta_0 + \beta_1 X_1 + \dots + \beta_k X_k)}}$$

El primer término de la ecuación  $P(Y)$  es considerado como la probabilidad de ocurrencia de un suceso determinado. El segundo término expresa el grado de dependencia de dicha probabilidad en función de unas variables independientes (Quintín, Cabero Morán y Paz Santana, 2007).

Para el caso concreto, la variable dependiente es el desempeño del alumno

en las «Pruebas Saber 11», concretamente en lenguaje y matemáticas. Así,  $Y$  tomará el valor de 1 en caso de que el alumno haya obtenido un buen desempeño en las pruebas mencionadas, y 0 de lo contrario, partiendo del supuesto de que el suceso que se espera ocurra es que el alumno haya obtenido un buen desempeño.

Las pruebas escogidas (lenguaje y matemáticas) refieren competencias comunicativas, de razonamiento, argumentación, y planteamiento y resolución de problemas. Sin restar importancia a las demás, el razonamiento y la argumentación son dos competencias fundamentales que miden la capacidad que tiene un alumno para desenvolverse satisfactoriamente en su ordinario vivir.

Por un lado, la prueba de lenguaje evalúa la competencia comunicativa en función de las competencias de lectura y escritura; la primera «abarca la comprensión, el uso y la reflexión sobre las informaciones contenidas en diferentes tipos de textos, e implica una relación dinámica entre estos y el lector» (ICFES,

2012, p. 10), es decir, que con esta competencia se manifiesta la capacidad del alumno para apropiarse de los contenidos de un texto; en cuanto a la competencia de escritura, se puede decir que manifiesta la capacidad de comunicación, lo cual se traduce en estructurar ideas argumentadas acorde con situaciones de diálogo.

En la prueba de matemáticas, las competencias de razonamiento y argumentación evidencian la capacidad de un alumno para reaccionar frente a diferentes situaciones problema. En este sentido, se desarrolla la competencia «razonamiento» porque se da cuenta «del cómo y del porqué de los caminos que se siguen para llegar a conclusiones, formular hipótesis, probar y estructurar argumentos, (...) reconocer distintos tipos de razonamiento y distinguir y evaluar cadenas de argumentos» (ICFES, 2012, p. 13).

Los datos empleados para el análisis son los resultados obtenidos en las «Pruebas Saber 11» por los alumnos de grado once en el año 2011, pertenecientes a colegios calendario A de la Localidad de Usaquén en Bogotá D. C. La muestra se tomó en consideración a que comprende datos poblacionales adecuados a los intereses investigativos y directrices del Grupo de Investigación del cual el presente trabajo es fruto de investigación.

La muestra de datos poblacionales se compone de 4.094 observaciones. A continuación, se presenta la distribución porcentual de la edad, género y estrato de los alumnos de la muestra, lo cual permite una primera aproximación a la población objetivo. (ver gráficos 1,2)

Si bien el 91 % de los alumnos de la muestra está entre 15 y 18 años de edad, la importancia de esta variable radica en que ayuda a dilucidar la edad conveniente para que las personas inicien sus

estudios formales: «el acceso a una Atención y Educación de la Primera Infancia (AEPI) de calidad (...) tiene efectos positivos en las trayectorias educativas posteriores, (...) los niños y niñas que participan en programas de la primera infancia tienen mejores logros de aprendizaje en la educación primaria, y repiten y desertan menos que aquellos que no tienen la oportunidad de acceder a ellos» (UNESCO, 2010, p. 45).

Ahora bien, el artículo 102 de la Ley 142 de 1994 estratificó la población colombiana en seis niveles: estrato bajo-bajo (1), estrato bajo (2), estrato medio bajo (3), estrato medio (4), medio-alto (5), y estrato alto (6). Si bien, es una estratificación que *tiene debilidades* para cumplir la función que se le atribuye, la cual es servir de base para asignar subsidios a los usuarios pobres de servicios públicos domiciliarios (Alzate, 2006); hay que aceptar que estamos ante una herramienta ampliamente utilizada en Colombia, para diseñar y ejecutar políticas públicas dirigidas a sectores de la población con diferentes grados de pobreza.

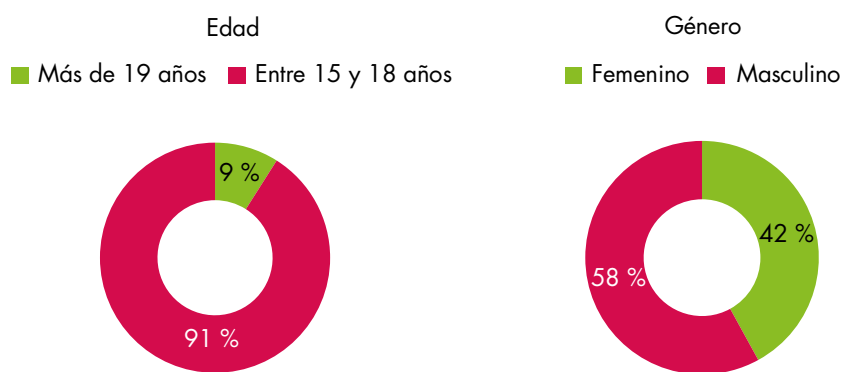
Así entonces, a pesar de sus deficiencias, la estratificación de la Ley 142 de 1994 se ha convertido en instrumento que da cuenta del estrato socioeconómico de las personas; es una conversión que no resulta totalmente arbitraria, así para el Banco Mundial esté basada en factores engañosos del bienestar, tales como las características de la residencia, la calidad general de los barrios y el tamaño de las casas (Alzate, 2006, pág. 36). Sin duda, son factores que miden la pobreza, en tanto que muestran la existencia o no de ciertas condiciones objetivas, requeridas para que grupos de personas desarrollen sus capacidades (Sen, 2000)

En atención a las anteriores críticas y aciertos, este estudio reclasificó el

estrato socioeconómico de la población objetivo en tres grupos así: el primero constituido por los estratos 1 y 2; el segundo por el estrato 3; y el tercero por los estratos 4, 5 y 6. Se hizo así considerando que el grueso de los alumnos en cada una de las

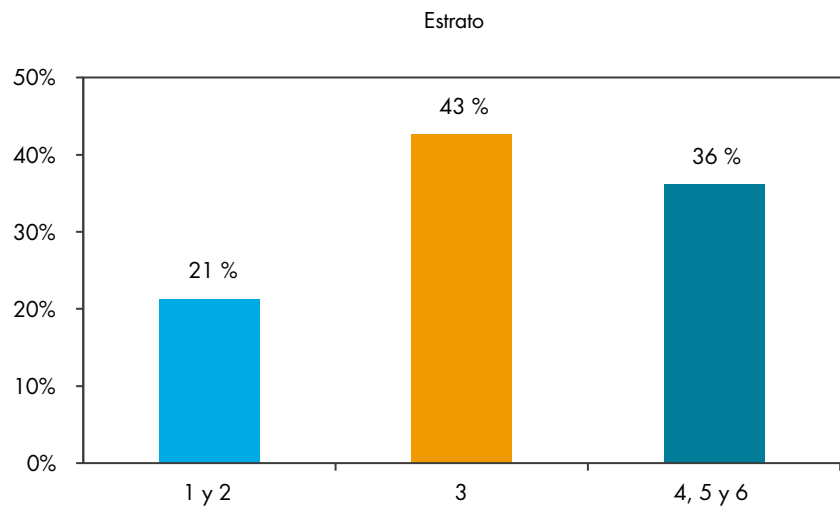
instituciones educativas ya pertenece a los estratos 1 y 2; o a los estratos 4, 5 y 6. Los alumnos del estrato 3 están minoritariamente distribuidos en uno y otro grupo, o asisten a colegios donde su estrato es el predominante. (ver gráfico 3).

### GRÁFICOS 1, 2. PORCENTAJES DE DISTRIBUCIÓN, SEGÚN EDAD Y GÉNERO DE LA POBLACIÓN OBJETIVO



Fuente: Elaboración del autor con base en la base de datos del ICFES «Pruebas Saber 11» 2011-2.

### GRÁFICO 3. PORCENTAJES DE DISTRIBUCIÓN, SEGÚN ESTRATO SOCIOECONÓMICO DE LA POBLACIÓN OBJETIVO



Fuente: Elaboración del autor con base en la base de datos del ICFES «Pruebas Saber 11» 2011-2.

Dentro de la fuente de los datos, la variable «educación de la madre» posee 11 opciones de clasificación, codificadas como se muestra en la tabla 1.

**TABLA 1. CLASIFICACIÓN OTORGADA POR EL ICFES AL NIVEL EDUCATIVO DE LA MADRE DURANTE EL AÑO 2011**

Clasificación del nivel educativo de la madre, según el ICFES	
0	Ninguno
9	Primaria Incompleta
10	Primaria Completa
11	Secundaria (bachillerato) Incompleta
12	Secundaria (bachillerato) Completa
13	Educación Técnica o Tecnológica Incompleta
14	Educación Técnica o Tecnológica Completa
15	Educación Profesional Incompleta
16	Educación Profesional Completa
17	Postgrado
99	No sabe

Fuente: Elaboración del autor con base al Diccionario de Datos «Pruebas Saber 11» 2011-2.

Para que esta variable pudiera encajar dentro de los parámetros de un modelo logístico se dividieron las categorías en tres grupos como se muestra en la tabla 2.

**TABLA 2. CLASIFICACIÓN HECHA POR EL AUTOR PARA EL NIVEL EDUCATIVO DE LA MADRE**

Ninguna/Primaria	Secundaria	Terciaria
Ninguno	Secundaria Incompleta	Educación Técnica o Tecnológica Incompleta
Primaria Incompleta	Secundaria Completa	Educación Técnica o Tecnológica Completa
Primaria Completa		Educación Profesional Incompleta
		Educación Profesional Completa
		Postgrado

Fuente: Elaboración del autor con base al Diccionario de Datos «Pruebas Saber 11» 2011-2.

Como se mencionó, la muestra de datos poblacionales se compone de 4.094 observaciones; en este orden de ideas, el conjunto muestral de madres está constituido por las madres de los alumnos de la muestra. Para el

año 2011, aproximadamente el 40 % de ellas poseía educación terciaria. El porcentaje de madres que carecen de algún nivel educativo es cercano al 1 %. (ver gráfico 4)

En cuanto a las características de las instituciones, el número de instituciones educativas que incluyó la muestra fue de 60 colegios calendario A de la Localidad de Usaquén en Bogotá D. C. De estos, 15 son públicos y 45 privados. En cuanto a la jornada en la que transcurren las clases, el 50 % de los alumnos catalogaron su jornada de estudio como continua (8 horas), y el restante 50 % como media (4 horas); de este último porcentaje el 31 % estudió en la jornada de la mañana, el 17 % en la tarde y el 2 % en la noche. (Ver gráfico 5)

Ahora bien, las «Pruebas Saber 11» en el segundo periodo del año 2011, evaluaron 3 temáticas. La primera de ellas se refiere a la temática general que presentan todos los alumnos a los que se les aplica la prueba, en esta se evalúan 7 temas: biología, filosofía, física, lenguaje, matemáticas, química y ciencias sociales. La segunda temática corresponde a la evaluación de un idioma que el alumno elige libremente según su preferencia: inglés, francés o alemán. La tercera y última temática es una prueba con componente flexible, en la cual el alumno puede elegir un tema de profundización en biología, matemáticas, lenguaje o ciencias sociales; o bien elegir un tema interdisciplinar que abarca una temática de medio ambiente o violencia y sociedad.

Como ya se dijo anteriormente, solo se tomaron los resultados obtenidos en las pruebas de lenguaje y matemáticas. Los puntajes para ambas pruebas, según el ICFES, asumen valores de un rango que oscila entre 0 y 100. En este caso, el mayor puntaje obtenido en la prueba de lenguaje fue 91 y para matemáticas

fue 86. El ICFES clasifica los puntajes de las «Pruebas Saber 11» en tres categorías. (ver tabla 3)

Como se puede observar en la tabla 3, la clasificación superior se da para puntajes que oscilan entre 71 y 100 puntos. Sin embargo, para el presente estudio se determinó que el rango de puntaje superior comenzaría en los 60 puntos, dado que no fueron muchos los alumnos

que consiguieron alcanzar rangos muy superiores, considerándose 60 como un puntaje igualmente aceptable para ser catalogado como superior.

Los siguientes histogramas muestran la distribución de frecuencia de los puntajes obtenidos por los alumnos en ambas pruebas. En ellos puede observarse que la mayoría de estos oscilan entre los 40 y los 60 puntos, en ambas pruebas. Estos

rangos ubican a la mayoría de los alumnos de la muestra dentro de la clasificación de puntaje medio. (Ver gráfico 6)

Conociendo el panorama general y los aspectos relevantes de la muestra y de la fuente de los datos, se puede proseguir a explicar el modelo de regresión logística que se propuso, este puede presentarse matemáticamente de la siguiente manera:

$$Y_k \sim \text{Bernoulli}(\pi_k)$$

$$\ln\left(\frac{\pi_k}{1-\pi_k}\right) = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \beta_3 X_3 + \beta_4 X_4 + \beta_5 X_5 + \beta_6 X_6 + \beta_7 X_7 + \beta_8 X_8 + u_k$$

$$Z = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \beta_3 X_3 + \beta_4 X_4 + \beta_5 X_5 + \beta_6 X_6 + \beta_7 X_7 + \beta_8 X_8 + u_k$$

$$n = 4.094$$

$$\ln\left(\frac{\pi_k}{1-\pi_k}\right) = Z$$

A continuación, operando algebraicamente sobre el modelo para expresar la variable dependiente en forma de la probabilidad de ocurrencia de un suceso  $Y = 1$ , se obtiene finalmente:

$$\pi_k = \frac{e^z}{1 + e^z}$$

$$\pi_k = \frac{e^{(\beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \beta_3 X_3 + \beta_4 X_4 + \beta_5 X_5 + \beta_6 X_6 + \beta_7 X_7 + \beta_8 X_8 + u_k)}}{1 + e^{(\beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \beta_3 X_3 + \beta_4 X_4 + \beta_5 X_5 + \beta_6 X_6 + \beta_7 X_7 + \beta_8 X_8 + u_k)}}$$

En este caso el lado derecho de la ecuación representa las variaciones en la probabilidad de ocurrencia del suceso.

Donde:

- $\pi_k$ : es la probabilidad de que ocurra el suceso de estudio, en este caso obtener un buen puntaje en las pruebas de lenguaje y matemáticas de las «Pruebas

Saber 11», es decir obtener un puntaje de 60 puntos o más.

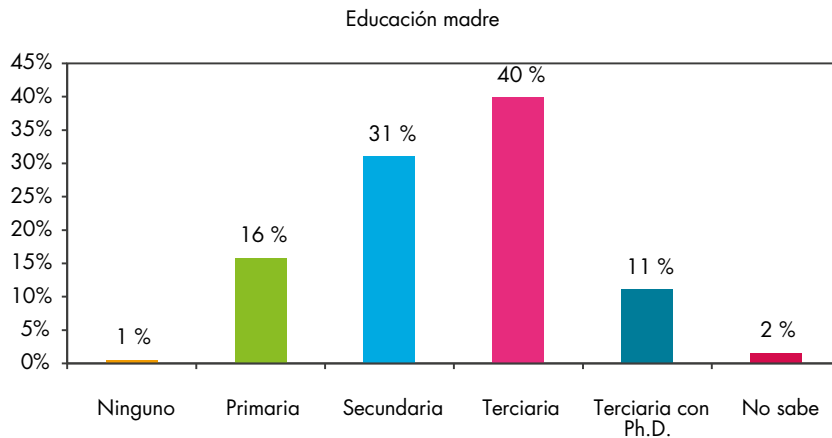
- $X_{k1}$ : variable que toma el valor de 1 si el alumno  $i$  se encuentra entre los 15 y 18 años, 0 de lo contrario (19 años o más).
- $X_{k2}$ : variable que toma el valor de 1 si el alumno  $i$  es mujer, 0 de lo contrario.

- $X_{k3}$ : variable que toma el valor de 1 si la madre del alumno  $i$  no posee educación o posee educación primaria, 0 de lo contrario.

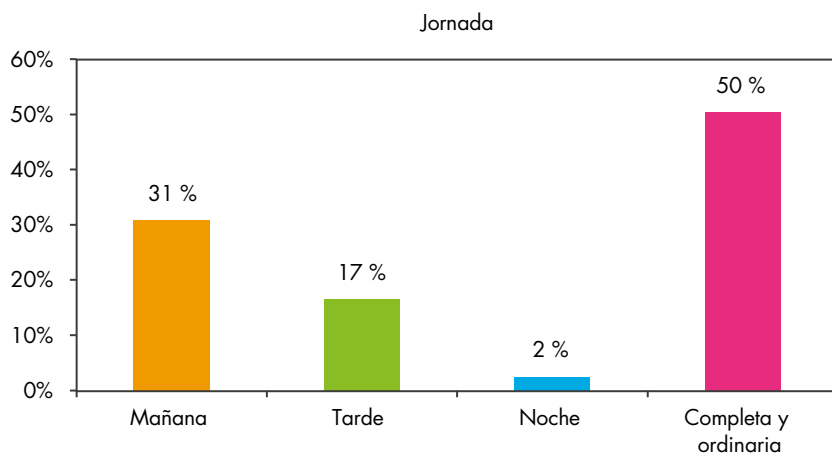
- $X_{k4}$ : variable que toma el valor de 1 si la madre del alumno  $i$  posee educación secundaria, 0 de lo contrario.

- $X_{k5}$ : variable que toma el valor de 1 si el alumno  $i$  pertenece a los estratos uno y dos, 0 de lo contrario.



**GRÁFICO 4. PORCENTAJES DE DISTRIBUCIÓN DE LOS NIVELES EDUCATIVOS ALCANZADOS POR LAS MADRES**

Fuente: Elaboración del autor con base en la base de datos del ICFES «Pruebas Saber 11» 2011-2.

**GRÁFICO 5. PORCENTAJES DE DISTRIBUCIÓN, SEGÚN LAS JORNADAS DE LOS COLEGIOS DE LA MUESTRA**

Fuente: Elaboración del autor con base en el directorio de colegios de la Localidad de Usaquén en Bogotá D. C.

**TABLA 3. CLASIFICACIÓN POR RANGO DE PUNTAJES, SEGÚN EL ICFES**

Clasificación del puntaje, según el ICFES	
Inferior	0 - 30
Medio	31 - 70
Superior	71 - 100

Fuente: Elaboración del autor con base en el Manual de interpretación de las «Pruebas Saber 11».

- $X_{k6}$ : variable que toma el valor de 1 si el alumno  $i$  pertenece al estrato tres, 0 de lo contrario.
- $X_{k7}$ : variable que toma el valor de 1 si el alumno  $i$  estudia en un colegio de jornada completa, 0 si es media jornada.
- $X_{k8}$ : variable que toma el valor de 1 si el alumno  $i$  estudia en un colegio privado, 0 si el colegio es público.
- $u_k$ : componente aleatorio que no puede ser explicado por el modelo, es también conocido como *término de error* porque encierra todas las variables que de alguna forma inciden en el resultado del modelo, pero que no es posible incluir dentro de él.

Dado que el estudio contempla los resultados en las pruebas de matemáticas y lenguaje fue necesario plantear dos modelos, uno para cada prueba, ambos explicados con cada una de las variables independientes que se mencionaron anteriormente.

## Presentación de resultados

Al ejecutar el modelo de regresión logística, empleando el paquete de software estadístico Stata, que proporciona las herramientas necesarias para el análisis y gestión de datos y gráficos (StataCorp, 2014), se obtuvieron los siguientes resultados.

## Prueba de lenguaje

Los resultados obtenidos en la primera regresión fueron los presentados en la tabla 4.

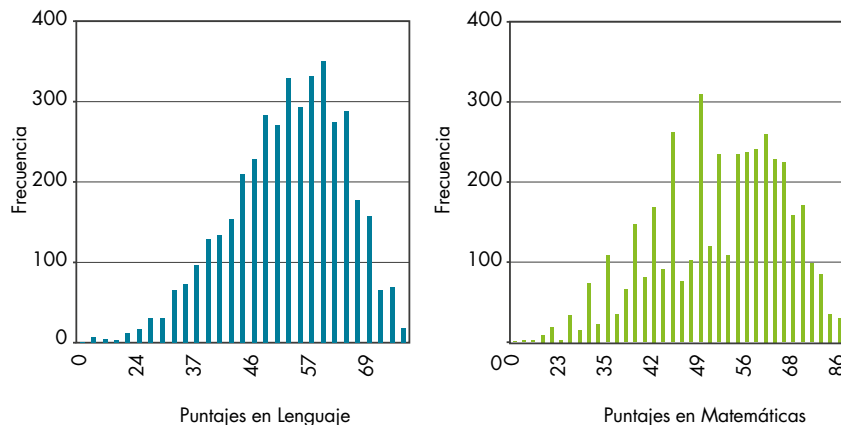
TABLA 4. RESULTADOS DE LA REGRESIÓN DE LA PRUEBA DE LENGUAJE

Variable	Prueba de Lenguaje			
	Coefficiente beta	P >  z	Odds Ratio	Probabilidad dy/dx
Entre 15 y 18 años	1,132	0,000	3,103	0,142
Mujer	0,024	0,760	1,024	0,039
Educ Madre: Ninguna/ Primaria	-0,710	0,000	0,492	-0,108
Educ Madre: Secundaria	-0,665	0,000	0,514	-0,105
Estrato 1 y 2	-0,510	0,001	0,601	-0,085
Estrato 3	-0,418	0,000	0,658	-0,062
Jornada completa	0,373	0,000	1,451	0,064
Privado	0,727	0,000	2,069	0,117
Constante	-2,381	0,000		

Fuente: Elaboración del autor.

\*p-valor &lt; 0.05

GRÁFICO 6. HISTOGRAMAS DE DISTRIBUCIÓN DE FRECUENCIA DE LOS PUNTAJES



Fuente: Elaboración del autor con base en la base de datos del ICFES «Pruebas Saber 11» 2011-2.

Hay que considerar que los coeficientes beta en sí mismos dentro de un modelo logístico binario, son un concepto poco intuitivo para su interpretación (Escobar Mercado, Fernández Macías

y Bernardi, 2012), sin embargo, arrojan un p-valor gracias al cual es posible saber si son o no significativos dentro del modelo. Más útil resulta interpretarlo mediante el efecto marginal de las

variables ( $dy/dx$ ), que permite la interpretación del modelo en términos de probabilidades. Este efecto marginal está consignado en la última columna de la tabla 4, su interpretación es la siguiente:

#### *Ceteris paribus*<sup>4</sup>:

La probabilidad de alumnos con edades entre 15 y 18 años ( $X_{k1} = 1$ ) de obtener buenos desempeños académicos, se incrementa ( $dy/dx_1$  es positivo) un 14,2 % ( $dy/dx_1 \approx 0,142$ ), en relación con la misma probabilidad de alumnos con edades iguales o superiores a 19 años ( $X_{k1} = 0$ ).

El género del alumno no muestra tener influencia en el puntaje esperado de la prueba. Esto resulta del hecho de que la variable no pasó la prueba de significancia individual: no se rechaza la hipótesis nula  $H_0: \beta_2 = 0$ , ya que p-valor de  $\beta_2 > \alpha$ , con  $\alpha = 0,05$ .

En el caso de alumnos cuya madre carece de cualquier nivel de educación formal o solo tiene educación primaria ( $X_{k3} = 1$ ), la probabilidad de obtener un buen desempeño disminuye ( $dy/dx_3$  es negativo) en 10,8 % ( $dy/dx_3 \approx -0,108$ ), en relación con alumnos cuya madre posea nivel de educación terciaria ( $X_{k3} = 0$ ). Cuando la madre posee nivel de educación secundaria ( $X_{k4} = 1$ ), la probabilidad del buen desempeño disminuye ( $dy/dx_4$  es negativo) en un 10,5 % ( $dy/dx_4 \approx -0,105$ ), en relación con las probabilidades que tienen alumnos cuya madre posee un nivel de educación terciario ( $X_{k4} = 0$ ).

La probabilidad de alumnos pertenecientes a estratos uno y dos ( $X_{k5} = 1$ ) de obtener un buen desempeño académico, disminuirá ( $dy/dx_5$  es negativo)

<sup>4</sup> Sin tener en cuenta el efecto simultáneo de las demás variables independientes escogidas. Aislando la influencia de la variable independiente de la que se habla sobre la variable dependiente. De ahora en adelante se supone este principio para analizar el efecto de cada variable independiente sobre la dependiente.

en 8,5 % ( $dy/dx_5 \approx -0,085$ ) en relación con alumnos pertenecientes a los estratos cuatro, cinco y seis ( $X_{k5} = 0$ ). Cuando el alumno pertenece al estrato tres ( $X_{k6} = 1$ ) esta probabilidad disminuye ( $dy/dx_6$  es negativo) en un 6,2 % ( $dy/dx_6 \approx -0,062$ ), en relación con la probabilidad que tienen los alumnos pertenecientes a estratos cuatro, cinco y seis ( $X_{k6} = 0$ ).

Para alumnos de colegios con jornada continua (8 horas) ( $X_{k7} = 1$ ), la probabilidad de obtener un buen desempeño se incrementa ( $dy/dx_7$  es positivo) en 6,4 % ( $dy/dx_7 \approx 0,064$ ), en relación con la probabilidad que

tienen los alumnos de colegios de media jornada (4 horas) ( $X_{k7} = 0$ ).

Finalmente, el carácter privado del establecimiento educativo ( $X_{k8} = 1$ ) incrementa ( $dy/dx_8$  es positivo), la probabilidad de que sus alumnos obtengan buen rendimiento en 11,7 % ( $dy/dx_8 \approx 0,117$ ), en relación con la probabilidad que tiene un alumno de colegio público ( $X_{k8} = 0$ ).

## Prueba de matemáticas

Los resultados en la segunda regresión son presentados en la tabla 5.

**TABLA 5. RESULTADOS DE LA REGRESIÓN DE LA PRUEBA DE MATEMÁTICAS**

Prueba de Matemáticas				
Variable	Coefficiente beta	P >  z	Odds Ratio	Probabilidad dy/dx
Entre 15 y 18 años	1,074	0,000	2,928	0,167
Mujer	0,559	0,000	1,749	0,112
Educ Madre: Ninguna/Primaria	-0,942	0,000	0,390	-0,158
Educ Madre: Secundaria	-0,615	0,000	0,541	-0,115
Estrato 1 y 2	-0,433	0,002	0,649	-0,080
Estrato 3	-0,360	0,000	0,698	-0,071
Jornada completa	0,062	0,478	1,064	0,012
Privado	0,984	0,000	2,674	0,182
Constante	-2,248	0,000		

Fuente: Elaboración del autor.

\*p-valor < 0,05

Al igual que para la prueba de lenguaje, la interpretación del efecto marginal de las variables  $dy/dx$  es la siguiente:

### *Ceteris paribus:*

La probabilidad de alumnos con edades entre 15 y 18 años ( $X_{k1} = 1$ ), de

obtener buenos desempeños académicos, se incrementa ( $dy/dx_1$  es positivo) un 16,7 % ( $dy/dx_1 \approx 0,167$ ), en relación con la misma probabilidad de alumnos con edades iguales o superiores a 19 años ( $X_{k1} = 0$ ).

El género femenino de los alumnos ( $X_{k2} = 1$ ) incrementa ( $dy/dx_2$  es

positivo) la probabilidad de obtener un buen rendimiento académico un 11,2 % ( $dy/dx_2 \approx 0,112$ ), en relación con la misma probabilidad para alumnos hombres ( $X_{k2} = 0$ ).

En el caso de alumnos cuya madre carece de cualquier nivel de educación formal o solo tiene educación primaria ( $X_{k3} = 1$ ), la probabilidad de obtener un buen desempeño disminuye ( $dy/dx_3$  es negativo) un 15,8 % ( $dy/dx_3 \approx -0,158$ ), en relación con alumnos cuya madre posea nivel de educación terciaria ( $X_{k3} = 0$ ). Cuando la madre posee nivel de educación secundario ( $X_{k4} = 1$ ), la probabilidad del buen desempeño disminuye ( $dy/dx_4$  es negativo) en 11,5 % ( $dy/dx_4 \approx -0,115$ ), en relación con las probabilidades que tienen alumnos cuya madre posee un nivel educativo terciario ( $X_{k4} = 0$ ).

La probabilidad de alumnos pertenecientes a estratos uno y dos ( $X_{k5} = 1$ ), de obtener un buen desempeño académico, disminuye ( $dy/dx_5$  es negativo) un 8,0 % ( $dy/dx_5 \approx -0,080$ ) en relación con la probabilidad de alumnos pertenecientes a estratos cuatro, cinco y seis ( $X_{k5} = 0$ ). Cuando el alumno pertenece al estrato tres ( $dy/dx_6$ ) esta probabilidad disminuye ( $dy/dx_6$  es negativo) un 7,1 % ( $dy/dx_6 \approx -0,071$ ), en relación con la probabilidad que tienen los alumnos pertenecientes a estratos cuatro, cinco o seis ( $X_{k6} = 0$ ).

En esta segunda regresión, la variable tipo de jornada no muestra tener influencia en el puntaje esperado de la prueba. Esto resulta del hecho de que la variable no pasó la prueba de significancia individual: no se rechaza la hipótesis nula  $H_0: \beta_7 = 0$ , ya que p-valor de  $\beta_7 > \alpha$ , con  $\alpha = 0,05$ .

Finalmente, el carácter privado del establecimiento educativo ( $X_{k8} = 1$ )

incrementa ( $dy/dx_8$  es positivo), la probabilidad de que sus alumnos obtengan buen rendimiento en 18,2 %

( $dy/dx_8 \approx 0,182$ ), en relación con la probabilidad que tiene un alumno de colegio público ( $X_{k8} = 0$ ).

## Análisis de resultados

**TABLA 6. PRESENTACIÓN DEL EFECTO MARGINAL (PROBABILIDAD)  $DY/DX$  DE LAS VARIABLES DE LAS REGRESIONES**

Variable	Lenguaje	Matemáticas
	$dy/dx$	$dy/dx$
Entre 15 y 18 años	14,2%	16,7%
Mujer	No significancia	11,2%
Educ Madre: Ninguna/ Primaria	-10,8%	-15,8%
Educ Madre: Secundaria	-10,5%	-11,5%
Estrato 1 y 2	-8,5%	-8,0%
Estrato 3	-6,2%	-7,1%
Jornada completa	6,4%	No significancia
Privado	11,7%	18,2%

Fuente: Elaboración del autor.

Al comparar los resultados de ambas regresiones es posible extrapolar afirmaciones más generales acerca de las variables estudiadas. A primera vista resulta claro que para una y otra regresión son significativas las variables edad, educación de la madre, estrato socioeconómico, y carácter de la institución educativa. Así entonces, son estos los factores que entre otros, podrían asociarse con el rendimiento académico de los alumnos. Cosa bien distinta ocurre con la variable tipo de jornada, que solo resultó significativa para la prueba de lenguaje; y también con la variable género, que solo fue significativa para la prueba de matemáticas.

En cuanto a la variable edad, su efecto en la probabilidad de un buen desempeño académico es 14,2 % y 16,7 % en la primera y segunda regresión respectivamente, siempre que los alumnos tengan edades comprendidas entre 15

y 18 años. Dado que las pruebas analizadas se les aplican cuando cursan grado once de educación formal, la incidencia positiva de esta variable exige iniciar la educación básica formal entre los 4 y 7 años. Resulta claro que el alumno ha repetido o interrumpido sus estudios o ha retardado el inicio de su vida escolar, cuando su edad es igual o superior a los 19 años en el momento de presentar las pruebas.

Si bien la repetición e interrupción de los estudios, y aún el retardo en el inicio de la vida escolar pueden obedecer a múltiples causas; también pueden originarse en la falta de recursos económicos. En tal caso, aquellos factores se ven reforzados porque las personas de estratos bajos tienen menos probabilidades de obtener buenos resultados académicos (-8,5 % y -8,0 % para estratos 1 y 2; y -6,2 % y -7,1 % para estrato 3).

«El nivel educativo de la madre, a quien usualmente se le ha atribuido mayor responsabilidad en la formación de los hijos, puede ligarse con el rendimiento académico del hijo a partir de una relación positiva» (Avila Carreño y Arias Manrique, 2014, p. 5). Es lo que prueban los resultados de este estudio, en tanto que la variable *educación de la madre* tiene una importante incidencia en ambas regresiones (10,8 %, 15,8 % de probabilidades menores cuando las madres solo alcanzan hasta educación primaria; y 10,5 %, 11,5 % de probabilidades menores cuando las madres solo poseen hasta educación secundaria). Cualitativamente este resultado es similar a un estudio análogo realizado en la ciudad de Barranquilla (Barón, 2010, pp. 27-28).

Ciertamente, el nivel educativo de la madre puede incidir en el desarrollo de habilidades que afectan el desarrollo intelectual de los hijos, en la motivación para la aplicación y continuación de sus estudios, y en la edad a la que inician la vida escolar. Madres con mayores niveles educativos reconocerán la importancia de expandir tales habilidades, y se implicarán en las actividades académicas de sus hijos evitando las repeticiones, interrupciones y retardos anotados. Es resultado que vislumbra Amartya Sen, para quien educar a la mujer le facilita para ejercer mejor su papel como *agente activo* en las decisiones familiares (2000, pp. 233-249).

Como se mencionó en la introducción, algunos análisis pretenden mostrar que «las mujeres generalmente aventajan a los hombres en habilidades verbales, especialmente en la fluidez del Lenguaje» y que «los varones consiguen puntajes más altos en tests que implican razonamiento espacial» (Echavarrí, Godoy y Olaz, 2007, p. 2). Este estudio refuta esta tradicional tesis, dado que la variable género

solo resulta significativa en la prueba de matemáticas, mostrando, además, que ser mujer incrementa la probabilidad de tener un mejor rendimiento. No obstante, la tesis más razonable sostiene que las diferencias no resultan del género, sino de «otros elementos tales como las distintas pautas de socialización y el refuerzo de aptitudes diferenciales por sexo, (...) son las pautas sociales, propias de cada cultura, las que (...) repercuten en las

aspiraciones educativas de las personas» (Montero Rojas, Villalobos Palma y Valverde Bermúdez, 2007, p. 219).

Los estudios de jornada continua y de media jornada, podrían diferenciarse en que los primeros extienden la jornada escolar (8 horas), mientras que los segundos intensifican el trabajo académico (4 horas). Este estudio muestra que una y otra no son intercambiables por lo menos para la prueba de len-

guaje; estudiar en colegios de jornada continua incrementa las probabilidades de mejorar el rendimiento académico en la prueba. No es fácil entender por qué el carácter privado del establecimiento educativo incide positivamente en ambas pruebas (11,7 % y 18,2 % para matemáticas y lenguaje, respectivamente), sin duda este resultado requiere estudios adicionales. (Ver tabla 6)

## CONCLUSIONES Y RECOMENDACIONES

Al ordenar de mayor a menor la incidencia de las variables investigadas, consecuencia que para los resultados de la prueba de lenguaje, en primer lugar la edad incide un 14,2 %; seguida del carácter de la institución educativa que influye en 11,7 %; a continuación viene la variable educación materna, cuya incidencia es del 10,8 % cuando la madre posee hasta educación primaria, y de 10,5 % cuando la madre posee hasta educación secundaria; en cuarto lugar para los estratos 1 y 2, el estrato socioeconómico incide 8,5 %; después, la variable tipo de jornada influye en un 6,4 %; para el estrato tres, la incidencia del estrato socioeconómico es 6,2 %. Finalmente, la variable género no resultó ser significativa, si lo fuera su incidencia sería apenas del 0,04 %.

Al hacer la misma ordenación del grado de incidencia de las variables investigadas, esta vez para la prueba de matemáticas, resulta que la variable carácter de la institución educativa registra la mayor incidencia con un 18,2 %; seguida por la variable edad con una incidencia de 16,7 %; la educación materna afecta entre 15,8 % cuando la madre posee hasta educación primaria, y 11,5 %

cuando la madre posee hasta educación secundaria; en cuarto lugar se ubica el género con una incidencia del 11,2 %; a continuación viene el estrato socioeconómico, cuya incidencia es de 8,0 % para estratos uno y dos, y de 7,1 % para estrato tres. Finalmente, el tipo de jornada no resulta ser significativo.

Sin duda, los factores escolares no son los únicos determinantes del rendimiento académico porque «el aprendizaje no solo está relacionado con aspectos cognitivos, como tradicionalmente ha sido entendido, sino también con aspectos afectivos y motivacionales» (Blanco, et al., 2008, p. 201). Se hace necesario diseñar estrategias encaminadas a garantizar que los niños inicien su educación primaria entre los 4 y 7 años de edad, disminuyan la repetición e interrupción de sus estudios, tengan jornadas escolares de ocho horas continuas, e involucren a las madres en el desarrollo de los estudios de sus hijos. Esto confirma la tesis de los expertos de la UNESCO (2010, p. 71) mencionada al principio.

Si bien el nivel educativo de las madres incide en el rendimiento académico de

los hijos, lo determinante no es tal nivel educativo sino el hecho de que este les lleva a implicarse en la vida escolar de sus hijos. Lo que requiere cualquier estrategia para elevar el nivel académico de la población, es empoderar a las madres de familia en la educación formal o escolar de los hijos. «Diferencias de resultados entre las escuelas (...) desaparecen y, en algunos casos, se revierten si el análisis se hace controlado por variables de antecedentes familiares, (...) de este modo, queda de manifiesto la gravitación de la familia en el rendimiento del alumno» (Casassus, Cusato, Froemel y Palafox, 2000, p. 11).

El empoderamiento de las madres en la educación formal o escolar de los hijos incidirá positivamente en el desarrollo de habilidades que afectan el desarrollo intelectual de los niños; en la motivación para la aplicación y continuación de los estudios de sus hijos, y en la edad a la que los infantes inicien la vida escolar. Indudablemente, la mujer es *agente activo de cambio* que contribuye a «aumentar las posibilidades de supervivencia de los niños» (Sen, 2000, p. 249).



El empoderamiento exige políticas públicas en las que los destinatarios sean considerados Personas Humanas, *Homo Agens*. Es decir, individuos conscientes del valor propio, que actúan con autonomía al no someterse a soluciones impuestas, que aportan conocimientos y capacidades imprescindibles para hacer parte del cambio que saben que necesitan (OCDE, 2012). Esto exige

también un cambio de mentalidad por parte de los encargados del diseño de políticas públicas, entendiendo que el propósito no es diseñar políticas «tecnocráticamente adecuadas».

La nueva función de los encargados del diseño de políticas públicas, según este concepto de empoderamiento, consiste en diseñar formas de participación

que, en el caso de la política educativa, garanticen a las madres de familia la efectiva intervención en la formulación, ejecución, y control de las estrategias educativas dirigidas a la formación de sus hijos. Empoderar a las madres de familia es reconocerles, y aún restituirles, su insoslayable papel en la vida social.

## REFERENCIAS

Alzate, M. C. (2006). *La estratificación socioeconómica para el cobro de los servicios públicos domiciliarios en Colombia ¿Solidaridad o focalización?* Bogotá: CEPAL.

Avila Carreño, C. A. & Arias Manrique, I. J. (2014). Influencia de la Educación de los Padres en el Rendimiento Académico de sus Hijos: Una Aproximación Econométrica en el Contexto de la Educación Media Colombiana. *Revista Educación y Desarrollo Social*, 184.

Barón, J. D. (2010). *La brecha de rendimiento académico en Barranquilla*. Banco de la República de Colombia.

Blanco, R., Aguerro, I., Calvo, G., Cares, G., Cariola, L., Cervini, R. et al. (2008). *Eficacia escolar y factores asociados en América Latina y el Caribe*. Santiago de Chile: UNESCO.

Blanco, R., Astorga, A., Guadalupe, C., Hevia, R., Nieto, M., Robalino, M. et al. (2007). *Educación de calidad para todos: Un asunto de derechos humanos*. Buenos Aires: UNESCO.

Casassus, J., Cusato, S., Froemel, J. E. & Palafox, J. C. (2000). *Primer estudio internacional comparativo sobre lenguaje, matemática y factores asociados,*

*para alumnos del tercer y cuarto grado de la educación básica*. Santiago de Chile: UNESCO.

Congreso de Colombia. (1994). Ley 142 de 1994.

Constitución Política de 1991. (1991). Colombia

Córdoba Caro, L. G., García Preciado, V., Luengo Pérez, L. M., Vizueté Carriosa, M. & Feu Molina, S. (2011). Determinantes Socioculturales: su Relación con el Rendimiento Académico en Alumnos de Enseñanza Obligatoria Secundaria. *Revista de Investigación Educativa*, 83-96.

Echavarrí, M., Godoy, J. C. & Olaz, F. (2007). Diferencias de género en habilidades cognitivas y rendimiento académico en estudiantes universitarios. *Universitas Psychologica*.

Escobar Mercado, M., Fernández Macías, E. & Bernardi, F. (2012). *Cuadernos Metodológicos: Análisis de Datos con Stata*. Madrid: Centro de Investigaciones Sociológicas (CIS).

Friedman, M. (2002). *Capitalism and Freedom*. Chicago: The University of Chicago Press.

García-Muñoz, J. A. (2012). *El tomismo desdeñado. Una alternativa a las crisis económica y política*. Bogotá: Planeta.

Hernández Sampieri, R., Collado Fernández, C. & Baptista Lucio, P. (2006). *Metodología de la Investigación*. México: Mc.Graw Hill.

Instituto Colombiano para el Fomento de la Educación Superior (ICFES). (2012). *Pruebas Saber: Guía para la Lectura e Interpretación de los Reportes de Resultados Institucionales de Aplicación Muestral de 2011*. Bogotá.

Montero Rojas, E., Villalobos Palma, J. & Valverde Bermúdez, A. (2007). Factores Institucionales, Pedagógicos, Psicosociales y Sociodemográficos Asociados al Rendimiento Académico en la Universidad De Costa Rica: un Análisis Multinivel. *Relieve*, 219.

Organización de las Naciones Unidas para la Educación, la Ciencia y la Cultura (UNESCO). (2010). *Atención y Educación de la Primera Infancia Informe Regional: América Latina y el Caribe*. Moscú: UNESCO.

Organización para la Cooperación y Desarrollo Económicos (OCDE). (2012). Policy Guidance Note: The

role of empowerment for poverty reduction and growth. *Poverty Reduction and Pro-Poor Growth The Role of Empowerment*. Obtenido de <http://www.oecd.org/dac/povertyreduction/50157329.pdf>.

Quintín, M. M., Cabero Morán, M. T. & Paz Santana, M. d. (2007). *Tratamiento estadístico de datos con SPSS*. España: Thomson.

Sen, A. (2000). *Desarrollo y Libertad*. Bogotá: Planeta.

StataCorp. (2014). *Data Analysis and Statistical Software*. Obtenido de <http://www.stata.com/why-use-stata/>





# UN MODELO DINÁMICO BAYESIANO PARA EL CICLO BANCARIO EN COLOMBIA

A BAYESIAN DYNAMIC MODEL FOR THE BANKING CYCLE IN COLOMBIA



## Mario Gregorio Saavedra Rodríguez

Estadístico de la Universidad Nacional de Colombia y Candidato a magister en Economía de la misma Universidad- Sede Medellín. Se desempeña como contratista del Observatorio Laboral y Ocupacional del SENA.

Correo electrónico: mgsaavedraro@unal.edu.co

## Osmar Leandro Loaiza Quintero

Economista de la Universidad de Antioquia con Maestría en Economía de la Universidad Nacional de Colombia. Se desempeña como profesor ocasional de la Universidad Nacional de Colombia.

Correo electrónico: oloaizq@sena.edu.co

## Jairo Fúquene

Estadístico de la Universidad Nacional de Colombia. Magister en Matemáticas y Estadística de la Universidad de Puerto Rico - Universidad de California. Candidato a Doctorado de la Universidad de Warwick, Reino Unido.

Correo electrónico: J.A.Fuquene-Patino@warwick.ac.uk

Fecha de recepción: 03/08/2015

Fecha de aceptación: 09/09/2015

### Resumen

El presente documento estima un indicador sintético del comportamiento del sector bancario en Colombia, identificando a su vez la interrelación de este con los ciclos del sector real y de producción industrial. El indicador sintético se estima a través de un Modelo Dinámico Lineal (MDL) implementado mediante el filtro de Kalman, y utilizando como insumo el conjunto de indicadores financieros que componen la metodología CAMEL. Además, por medio de un MDL multivariado se estima el equivalente a un modelo VAR (1), para analizar la interrelación entre el comportamiento del sector bancario, con el de la industria y la economía agregada. Dentro de los resultados obtenidos, se halló que el indicador sintético del sector bancario resume de manera fiel la conducta del sector, puesto que refleja de manera cercana los periodos de contracción o crisis que ha presentado la banca en el pasado reciente en Colombia. Además, en general, el indicador sintético parece reflejar que las regulaciones introducidas tras la crisis de 1999 se han traducido en una salud creciente de la banca colombiana. Por ejemplo, la crisis financiera internacional de 2008 solo generó un leve descenso en la señal bancaria estimada en relación con lo acaecido en 1999. Finalmente, el modelo VAR (1) sugiere que un comportamiento expansivo de la actividad bancaria tiene una incidencia positiva sobre el ritmo de crecimiento de la actividad económica y la producción industrial en Colombia. Sin embargo, lo contrario no necesariamente es cierto, puesto que una aceleración en el ritmo de crecimiento de la economía parece estar asociado con una desaceleración en el ritmo de expansión de la actividad bancaria, hecho que se especula puede estar relacionado con la naturaleza contracíclica de la política monetaria, la cual tiene directa incidencia sobre el crédito y la banca.

### Palabras clave

Ciclo bancario, modelos dinámicos lineales, filtro de Kalman, riesgo de crédito, algoritmo em, CAMEL.

### Abstract

*This article presents a synthetic indicator pertaining to the behavior of the banking industry in Colombia. Moreover, we analyze the relationship of this indicator with the real sector cycles and a manufacturing production index. The synthetic indicator is computed through a linear dynamic model (LDM) which is implemented through the Kalman filter, and which uses as inputs a set of banking industry indicators taken from the CAMEL rating system. Also, by means of a multivariate LDM we estimate a VAR model, in order to study the relationship between banking, manufacturing, and the aggregate economy. Among the results obtained, we found that the banking industry synthetic indicator yields a plausible summary of the banking industry behavior, as it reflects in a clear-cut manner the periods of expansion and contraction of that industry in Colombia's recent history. Furthermore, the banking index evolution appears to be consistent with the hypothesis that the stringent regulations introduced in Colombia after the 1999 crisis have strengthened the financial sector there. For instance, the global financial crisis of 2008 had a mild impact on Colombia's banking industry, as the banking activity index shows a slight contraction in the neighboring years, with regards to what occurred in 1999. Finally, the multivariate VAR (1) plus noise model suggests that an expansion of the banking activity has a positive impact on the expansion rate of manufacturing and of the aggregate economic activity in Colombia. Nevertheless, the opposite is not necessarily true, as it is found that an acceleration on the growth rate of aggregate economic activity appears to cause a deceleration in the banking activity. It is hypothesized that this fact could stem from the anticyclical behavior of monetary policy in Colombia, as this policy has a direct impact on credit and banking.*

### Keywords

Banking cycle, dynamic linear models, Kalman filter, credit risk, em algorithm, CAMEL

## INTRODUCCIÓN

A partir de la crisis financiera acaecida en los Estados Unidos en el año 2008, se generó un renovado interés por analizar la relación entre el ciclo financiero y las fluctuaciones generales de la economía, hecho que ha desembocado en un aumento significativo en el número de investigaciones con enfoques heterogéneos que tienen como punto de encuentro la intención de aportar elementos que contribuyan a la anticipación de futuras crisis (Rodríguez, Maldonado y Velandia, 2014). Las distintas crisis ocurridas en décadas recientes en distintos lugares del globo parecen proporcionar un respaldo empírico a los planteamientos teóricos de Hayek, quién dejó de considerar a la hipótesis de los cambios tecnológicos como la principal causa de las fluctuaciones en la economía, planteando una explicación monetaria, en la cual los bancos son los responsables del ciclo económico (Hagemann, 2001). Entre las metodologías cuantitativas para abordar empíricamente la dinámica del ciclo financiero cabe destacar el sistema de indicadores CAMEL, los modelos PROBIT, LOGIT, VAR, FAVAR, entre otros.

Los bancos juegan un papel determinante en los sistemas financieros. Por tal razón, se han desarrollado conjuntos de indicadores financieros microeconómicos para hacer seguimiento a la salud de cada organización bancaria, ámbito en el cual se inscribe la metodología de indicadores financieros CAMEL y que aprovecha la capacidad que tienen los

bancos para obtener información de sus clientes. El sistema de indicadores CAMEL es utilizado por los organismos reguladores de la actividad financiera para calificar y clasificar a los establecimientos bancarios mediante el uso de variables de corte microeconómico, con la finalidad de monitorear su actividad (Pineda, Piñeros et al., 2009).

Particularmente, en Colombia las investigaciones realizadas suscitaron la construcción de diversos modelos e indicadores, dentro de los cuales se encuentra el Indicador Financiero Único (IFU) calculado por el Banco de la República, el cual se deriva de un modelo de corte microeconómico, creado como mecanismo de alerta temprana que pretende resumir, evaluar y organizar jerárquicamente el desempeño de los establecimientos de crédito a la vez que da cuenta de un sistema de alertas que permiten la detección temprana de fragilidades financieras, brindando la posibilidad de anticipar futuras crisis (Pineda, Piñeros et al., 2009). Sin embargo, al no considerar variables de corte macroeconómico o sectorial no controla de forma adecuada por los cambios en el ciclo económico.

Además, autores como Cabrera, Melo, y Parra (2014) plantearon un modelo que estimaba la relación entre el riesgo sistémico del sistema financiero y el sector real (FAVAR). Dicho modelo midió los efectos de choques de origen financiero y real sobre 111 variables de la economía colombiana entre los años 2003 y

2013, e identificó la dinámica entre la actividad real y el sector financiero. Los resultados encontrados sugieren que un deterioro en la estabilidad financiera tiene efectos importantes sobre el crecimiento económico, el nivel de confianza de los agentes, el precio de los activos y las primas de riesgo. Asimismo, se cuantificó el peor desempeño que cada factor podría desencadenar sobre otro en caso de surtir un evento económico adverso.

Según Agénor y Da Silva (2013) eventos tales como la crisis de 2007-2008, desencadenada en el sector financiero y diseminada a todos los demás sectores económicos, ha puesto de manifiesto la trascendencia que tienen problemas en el sistema financiero sobre las recesiones económicas que los preceden, y en consecuencia han llevado al planteamiento de toda una nueva ola de literatura que trata de caracterizar el sistema financiero. En relación a lo anterior, el presente trabajo propone el uso de la metodología de los Modelos Dinámicos Lineales (MDL), desarrollados en los trabajos pioneros de Kalman (1960) y Kalman y Bucy (1961), para tal fin se tomaron como insumo indicadores obtenidos a través de la metodología CAMEL, inicialmente propuesta en Estados Unidos en 1969 por la Reserva Federal (FED), la cual se basa en cinco (5) indicadores específicos: *Capital Adequacy, Assets Quality, Management Quality, Efficiency and Liquidity* (Hirtle y Lopez, 1999). Tales indicadores son calculados con base en

<sup>1</sup> Obtenidos a partir de la información contenida en la página oficial de la Superintendencia Financiera de Colombia para los establecimientos bancarios.



cifras reportadas oficialmente por los establecimientos bancarios en el Plan Único de Cuentas (PUC<sup>1</sup>). Esta información constituye el insumo básico para modelar la evolución del sector financiero para el periodo comprendido entre diciembre de 1996 y diciembre de 2014, así como su interrelación con los sectores real e industrial en Colombia.

Las series históricas para dicho periodo fueron construidas con base en el PUC de todos los establecimientos tanto bancarios como de las corporaciones de ahorro y vivienda (CAV) que posteriormente por ley se convirtieron en bancos comerciales, siendo algunas absorbidas por sus casas matrices. Por ejemplo, Bancolombia absorbió a Conavi, mientras Davivienda pasó de ser una CAV para convertirse en un banco. Las series contienen información mensual y conforman una base de datos denominada un maestro del PUC, considerando los cambios presentados en todo el tiempo en que ha regido este sistema de reporte de información contable y financiera<sup>2</sup>.

En años recientes los modelos dinámicos se han convertido en una alternativa a los modelos de series de tiempo tradicionales, debido a sus propiedades prácticas, computacionales y teóricas. Es por tal motivo, que la presente investigación se basa en dicha metodología para estudiar el caso colombiano dando cuenta de las siguientes razones (ver por ejemplo, Harrison 1989): (i) desde el punto de vista práctico los modelos dinámicos presentan una alternativa para modelar en cada instante de tiempo el comportamiento de las señales del sector bancario,

utilizando un indicador sintético en el marco del filtro recursivo de Kalman; (ii) desde el punto de vista computacional nuevas observaciones son obtenidas; no es necesario estimar nuevamente el modelo completo, lo que permite anticipar aquellos cambios estructurales comunes en variables como los indicadores bancarios; (iii) desde lo teórico, las estimaciones se realizan bajo el enfoque de la teoría de la probabilidad; por tanto, la generación de estimaciones desde intervalos de credibilidad llegan a ser más coherentes desde el estudio estadístico.

Es importante mencionar, que en el presente artículo se empleó un modelo espacio-estado con dos fines:

- I. Aprovechar su capacidad para resumir series multivariadas, para obtener un indicador acerca del comportamiento del sector bancario en Colombia, ya que un modelo como este ofrece una alternativa para extraer un componente común de un conjunto de series (el cual es precisamente el componente no observado o componente latente).
- II. Analizar la interacción entre los movimientos generales de la economía (medidos a través del IMACO, indicador líder de la actividad económica en Colombia)<sup>3</sup> con los movimientos sectoriales de la industria (medidos por el Índice de Producción Industrial- IPI) y del sector bancario (medidos por el indicador bancario aquí estimado).

El presente documento se encuentra dividido en cuatro secciones. La primera

es la introducción, en la cual se mencionan algunos trabajos relevantes acerca del tema de estudio, y se proporciona además una justificación del uso de los modelos de espacio de los estados. En la segunda, se presenta la metodología usada en la construcción de la señal del sector bancario. Luego, se presentan los resultados, y finalmente, se exponen las conclusiones y algunas recomendaciones.

## Metodología

El desarrollo de los Modelos Espacio de los Estados (MEE) se desprende del trabajo pionero de Kalman (1960). Los modelos espacio-estado inicialmente se utilizaron en el campo de la ingeniería aeroespacial (haciendo parte del sistema guía del programa Apollo), y posteriormente su aplicación se extendió a otras disciplinas tales como la salud y la economía (Kitagawa y Gersch, 1984). En un comienzo se trataba solo de determinar la posición de un objeto en un determinado tiempo, disponiendo de antemano su posición en un tiempo anterior y la potencia con que se movía, de forma tal que una vez conocida dicha información, se disponía de dos ecuaciones entrelazadas: la primera proporcionaba el estado del objeto asociado con su potencia o velocidad y, la segunda daba cuenta de su posición en el espacio (Shumway y Stoffer, 2013). Los MEE han trascendido este ámbito ingenieril para convertirse en una herramienta más en el campo de la estadística y de la economía. Los MEE son modelos versátiles, con una gran capacidad para captar el comportamiento de variables tales como las

<sup>2</sup>. Agradecimiento especial a Abel Hernando Muñoz Olaya. Oficina de Riesgos, Secretaría de Hacienda Distrital. Bogotá, Colombia.

<sup>3</sup>. Obtenido de la página oficial del Banco de la República, <http://www.banrep.gov.co/es/produccion>. Al respecto ver Kamil, David Pulido, y Luis Torres (2010).

económicas, y su fortaleza radica en la determinación de aquellos componentes no observables o latentes que rigen el comportamiento de las variables bajo estudio, además de la optimización del tiempo de procesamiento y uso de recursos.

Frente a los MEE, los modelos ARIMA (Autorregresive Integrated Moving Average), desarrollados inicialmente por George Box y Gwilym Jenkins (1976) son una especie de caja negra en la que el modelo adoptado depende enteramente de los datos (Martín, 2003). Los MEE presentan una importante ventaja, ya que los modelos ARIMA también pueden formularse en forma de MEE (Harvey, 1990) y (Hamilton, 1994); incluso, cuando las series de tiempo tienen una estructura subyacente simple las dos formulaciones son en esencia las mismas (Durbin y Koopman, 2001). Además, las observaciones pérdidas en los MEE son más fáciles de tratar en relación con los modelos ARIMA (Brockwell y Davis, 2013).

De acuerdo a la metodología descrita y en coherencia con la ejecución de los objetivos del presente trabajo, se presentará a continuación lo referente a la construcción de un indicador sintético que reflejará el comportamiento del sector bancario, por medio de la implementación de un modelo espacio-estado para resumir la información disponible, apelando a la batería de indicadores contemplados en la metodología CAMEL.

## Modelo CAMEL

La metodología CAMEL, desarrollada por la Reserva Federal de Estados

Unidos<sup>4</sup>, hace referencia a un conjunto de indicadores cuyo propósito es hacer seguimiento al comportamiento de la banca, con el fin de detectar tempranamente entidades frágiles que podrían poner en riesgo la salud del sector financiero. De acuerdo con lo anterior y para llevar a cabo la propuesta actual, se consideraron una serie de indicadores, los cuales serán descritos a profundidad a lo largo del documento. También se darán a conocer los criterios que se tuvieron en cuenta para seleccionar los indicadores involucrados dentro de la investigación, en coherencia con el modelo espacio-estado que se utiliza para construir el indicador sintético del sector bancario colombiano.

### *(C) Capital: relación de solvencia, quebranto patrimonial*

El capital es definido como el derecho que poseen los propietarios de los activos de una empresa, y es considerado una variable fundamental en el análisis de funcionamiento de un banco, puesto que, el seguimiento de los indicadores que lo conforman permite medir la solidez de una entidad y su posible capacidad para enfrentar choques externos y soportar pérdidas futuras.

Los bancos capitalizados tienen mayor capacidad de hacer frente a perturbaciones que afecten sus balances (Hilbers, Krueger, y Moretti, 2000), es decir, tienen la posibilidad de disponer de fondos propios en momentos de iliquidez, garantizando así un normal funcionamiento en el instante de responder a los depositantes en caso de retiros masivos. En la normatividad bancaria vigente se establecen requerimientos mínimos de capital

para dichos establecimientos, con el fin de evitar bancos insolventes que terminen en la quiebra, perjudicando ahorradores, aumentando la incertidumbre y atentando contra la estabilidad financiera.

En Colombia, la Ley 510 de 1999 estableció como requerimiento mínimo de capital para las entidades bancarias un monto de \$33.000 millones de pesos, que aumenta anualmente con el IPC y el cual debe ser cumplido de manera permanente.

Dentro de los indicadores del componente de capital considerados, se encuentra el indicador de Relación de Solvencia (Basel Committee, 1988), definido como la relación entre el capital y los activos de un establecimiento bancario. Específicamente este indicador mide el porcentaje de los activos (activos ponderados por su nivel de riesgo) que están respaldados con capital (patrimonio técnico). En Colombia, por norma, este porcentaje debe ser mínimo del 9 %.

El *quebranto patrimonial* es otra de las medidas relativas a la solidez patrimonial que ostenta un banco. Su naturaleza es de orden normativo. Se define como la relación entre el patrimonio y el capital social. En concordancia con el artículo 114, literal g del Estatuto Orgánico del Sistema Financiero (EOSF), el cociente puede llegar a ser como mínimo del 50 %, de lo contrario se configurará una causal de toma de posesión inmediata del establecimiento por parte de la Superintendencia Financiera de Colombia. Como el cálculo del indicador está afectado por las políticas de registro contable, no permite establecer una comparación entre las entidades. Por lo tanto, se

<sup>4</sup> Método adoptado por los entes reguladores de la banca norteamericana, con el fin de evaluar la solidez financiera y gerencial de las principales entidades financieras de los Estados Unidos.

decide dentro de esta investigación «omitir» el quebranto patrimonial al momento de realizar el análisis de la información.

### (A) Activos: exposición patrimonial, calidad y cobertura de la cartera

Los activos constituyen los recursos económicos con los que cuenta una empresa y de los cuales se espera que beneficien las operaciones futuras. Por consiguiente, la evaluación de su composición, calidad y protección se convierte en determinante primordial para captar cualquier anomalía.

El principal activo a tener en cuenta en un banco es la cartera de créditos, ya que esta provee información necesaria para evaluar la composición, concentración, plazos y vencimientos, determinando la disponibilidad para cubrir los pasivos (depósitos) y la capacidad para obtener ganancias.

Los activos de los bancos están agrupados por categorías, lo que permite tener una perspectiva más clara de su composición. Así, por ejemplo, la cartera se divide en comercial, consumo, vivienda y microcrédito, dependiendo del tipo de cliente que se atiende. Igualmente, se cataloga según su estado, ya sea vigente o vencida, conforme a los plazos y a las garantías que los préstamos presenten (admisibles u otras garantías). Con el indicador de calidad de la cartera se determina qué proporción de créditos se encuentran mal atendidos por los deudores con relación al volumen total. Asimismo, el indicador lleva implícita la ponderación de cada una de las modalidades de crédito, de acuerdo con el grado de especialización que tenga cada establecimiento.

El indicador de *cobertura de la cartera* mide la proporción de recursos

constituidos para la protección del volumen total de los créditos deteriorados, su importancia radica en la estimación que hace la entidad de los recursos comprometidos en el caso que decida sanear su balance castigando dichos créditos.

Otro de los rubros a considerar en el activo de los bancos, lo constituye la cuenta que especifica los bienes recibidos en pago. Los bienes recibidos en pago aumentan en épocas de crisis como consecuencia de la incapacidad de pago por parte de los deudores que se ven obligados a cubrir sus deudas con garantías reales. Su acumulación se convierte en un mal indicador que termina desviando la función de los bancos hacia la administración de bienes, trayendo consigo costos elevados. El indicador de *exposición patrimonial* mide la proporción de los activos improductivos que comprometen el patrimonio de un banco.

### (M) Administración: estructura de balance, absorción del margen financiero

La permanencia de las instituciones dentro del sector, sin duda, depende en gran medida de la forma como estas han sido dirigidas y de las políticas que hayan implementado a través del tiempo. La administración se convierte en eje imprescindible que de ejecutarse correctamente, permite alcanzar mayores niveles de eficiencia, sostenibilidad y crecimiento. En la medición de la administración se deben considerar, como variables proxy, los siguientes indicadores:

1. El indicador de *estructura de balance*: es la razón entre los activos productivos y los pasivos con costo; mide la manera en la cual la administración distribuye sus recursos

propios más los recursos con costo, obtenidos por operaciones pasivas, en operaciones activas que le generan ingresos. El valor mínimo para este indicador debe ser de 100 %, de manera que el margen de intermediación de los recursos (tasa activa - tasa pasiva) genere un margen para cubrir gastos operativos y el rendimiento esperado de la gestión.

2. El indicador de *absorción del margen financiero*: es la relación entre los gastos laborales, administrativos y provisiones, y el margen financiero bruto. Este indicador contempla los nichos que caracterizan el mercado financiero de los bancos (minorista y mayorista) y la aplicación de sus estrategias. De hecho, los establecimientos minoristas son aquellos que cuentan con una extensa red de oficinas y una amplia base de clientes, en su mayoría personas naturales (créditos de consumo, microcrédito y de vivienda).

3. Por otra parte, los bancos mayoristas se caracterizan por ser entidades con una red limitada de oficinas, con clientes dentro de los cuales predominan los corporativos y su objetivo es la mediana y gran empresa. Por consiguiente, mientras que la banca minorista tiene elevados gastos laborales y administrativos, una mezcla de captaciones de relativo bajo costo y una alta exposición al riesgo crediticio (debido a la ausencia, por lo general de garantías idóneas); la banca mayorista posee las características opuestas. Con el indicador propuesto no solo se corrige el problema de ineficiencia sino que además se capturan los beneficios de los menores costos de captación y de las mayores tasas de colocación de

clientes riesgosos; dado que esto es estandarizado con el margen financiero bruto. Adicionalmente, con la agregación de las provisiones en el numerador, se está incluyendo una proxy del riesgo<sup>5</sup>.

### (E) Ganancias: ROE, ROA

El objetivo principal de un negocio es la generación de utilidades. En este sentido son preferibles aquellas entidades que de manera permanente y sostenible en el tiempo, generan retornos positivos para sus inversionistas. Por lo tanto, son dos los indicadores que permiten la estimación de los beneficios que genera un establecimiento bancario: la *rentabilidad sobre el activo (ROA)* y la *rentabilidad sobre el patrimonio (ROE)*. El primero hace referencia a la rentabilidad sobre el activo, es decir, mide qué tan eficiente es un banco en la utilización de sus bienes propios. En relación al ROE, este da a conocer las utilidades y proporciona recursos para aumentar el capital, permitiendo el continuo crecimiento. Además, vislumbra las pérdidas, ganancias insuficientes, o las ganancias excesivas generadas por una fuente inestable, las cuales se constituyen en una amenaza para la empresa. Por medio del ROE, se determina qué tan eficaz es el banco en la utilización de los recursos de los inversionistas y si el retorno proporcionado se halla en un nivel aceptable en comparación con el costo de oportunidad de los recursos.

### (L) Liquidez: riesgo de liquidez

Mide la disponibilidad de recursos para atender los compromisos contraídos. La construcción del indicador de liquidez conlleva un sesgo, por cuanto no es posible determinar

únicamente, con base en los estados financieros los plazos de los pasivos, su nivel de retiros y nuevas captaciones, así como, tampoco los volúmenes de recuperación de la cartera y el de nuevas posibles colocaciones. En Colombia no se han presentado eventos críticos por liquidez, y aunque la Superintendencia Financiera de Colombia (SFC) solicita que los establecimientos reporten el Indicador de Riesgo de Liquidez (IRL) mediante el diligenciamiento de un formato, no hace público sus resultados. Debido a lo anterior, dicho indicador no fue contemplado en el desarrollo de la presente propuesta.

### Modelos Dinámicos Lineales

Con el objetivo de estimar las señales del sector bancario, real e industrial se plantearon dentro del análisis de la investigación diferentes modelos dinámicos lineales

tendientes a obtener las señales de cada uno de dichos sectores, con excepción del sector real debido a que su señal es estimada por el Banco de la República. Tales señales posteriormente son introducidas dentro de un MEE estructural del tipo VAR (1) más ruido, valorando así las relaciones que existen entre los tres sectores.

### Señal del Sector Bancario en Colombia (SdSBeC)

Con el fin de construir e implementar un modelo dinámico lineal que estime la Señal del Sector Bancario Colombiano (SdSBeC) se plantea un modelo definido como una caminata aleatoria más una deriva, cabe suponer que la SdSBeC común y desconocida puede ser modelada como un paseo aleatorio más una deriva. Dicho modelo se conoce como de media común y es definido así:

$$SdSBeC_t = \delta + SdSBeC_{t-1} + \omega_{t,SdSBeC} \quad (1)$$

Ha de tenerse en cuenta que la covarianza del error  $\omega_{t,SdSBeC} \sim i.i.d.N(0; Q)$  asociado a la señal del sector bancario colombiano es  $Q = q_{11}$ . De igual forma,

se debe considerar que la ecuación de observación para los indicadores considerados puede ser definida matricialmente como sigue:

$$\begin{bmatrix} EdB_t \\ CodC_t \\ Rds_t \\ ROA_t \\ AdMFI_t \\ CadCI_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 \\ 1 \\ 1 \\ 1 \\ 1 \\ 1 \end{bmatrix} SdSBeC_t + \begin{bmatrix} v_{t,EdB_t} \\ v_{t,CodC_t} \\ v_{t,Rds_t} \\ v_{t,ROA_t} \\ v_{t,AdMFI_t} \\ v_{t,CadCI_t} \end{bmatrix} \quad (2)$$

Asumiendo que los errores del modelo **no** están correlacionados, es decir, que no queda en los residuos estruc-

tura alguna por modelar, adicional a la tendencia común estimada que deben seguir los bancos nacionales,

<sup>5</sup> De calcularse el indicador con respecto al tamaño del banco (activos), se castigaría a la banca minorista con una elevada ineficiencia frente a la mayorista.

y que establece el comportamiento del ciclo bancario en el país, entonces la matriz de covarianzas de los errores  $v_t \sim i.i.d.N(0; R)$  en la ecuación de observación es una matriz diagonal dada por:

$$R = \begin{bmatrix} r_{11} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & r_{22} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & r_{33} & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & r_{44} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & r_{55} & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & r_{66} \end{bmatrix} \quad (3)$$

### Señal del Índice de Producción Industrial (IPI)

Al observar el comportamiento del Índice de Producción Industrial (IPI) se percibe que presenta un comportamiento de tipo estacional, el cual fue removido, con el fin de modelar su tendencia a largo plazo e incorporarla a un modelo posterior que estableció la interrelación entre los sectores bancario, real e industrial en Colombia. El componente estacional del IPI fue retirado a través del siguiente modelo:

$$IPI_t = T_{t,IPI} + S_{t,IPI} + v_{t,IPI} \quad (4)$$

$$T_{t,IPI} = \Phi T_{t-1,IPI} + \omega_{t,T,IPI} \quad (5)$$

$$S_{t,IPI} + S_{t-1,IPI} + \dots + S_{t-11,IPI} = \omega_{t,S,IPI} \quad (6)$$

Siendo  $Tt$  el componente tendencial y  $St$  el componente estacional de la serie. El parámetro  $\Phi$  es interpretado como la tasa de crecimiento del Índice de Producción Industrial (IPI). Considerando que la serie del IPI ha sido medida mensualmente, se genera la posibilidad de que su estacionalidad sea modelada a través de variables dummies, tal como se define en la ecuación 6.

El modelo de filtrado definido por las ecuaciones 4, 5 y 6 puede ser reescrito como un modelo dinámico lineal o de espacio de los estados, por medio de la siguiente representación matricial:

$$IPI_t = \begin{bmatrix} A_{[T]} & A_{[S]} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} T_{t,IPI} \\ S_{t,IPI} \\ S_{t-1,IPI} \\ \vdots \\ S_{t-10,IPI} \end{bmatrix} + v_{t,IPI} \quad (7)$$

Donde  $A_{[T]} = 1$  es un escalar y  $A_{[S]}$  es un vector. Se asume que los errores asociados con la ecuación de observación siguen una distribución univariada del tipo Gaussiano como sigue  $v_t \sim i.i.d.N(0; r_{11})$ .

$$T_{[T,IPI]} + S_{[T,IPI]} = \begin{bmatrix} \Phi_{[T]} & 0_{(1 \times 11)} \\ 0_{(11 \times 1)} & \Phi_{[S]} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} T_{t-1,IPI} \\ S_{t-2,IPI} \\ S_{t-3,IPI} \\ \vdots \\ S_{t-9,IPI} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \omega_{t,T,IPI} \\ \omega_{t,S,IPI} \\ 0 \\ \vdots \\ 0 \end{bmatrix} \quad (8)$$

La matriz de covarianzas para los errores  $\omega_{t,SdSBc} \sim i.i.d.N(0; Q)$  puede ser expresada por partida por bloques y es definida por:

$$Q = \begin{bmatrix} Q_{[T]} & 0_{(1 \times 11)} \\ 0_{(11 \times 1)} & Q_{[S]} \end{bmatrix} \quad (9)$$

Las submatrices asociadas con el modelo estructural planteado se definen así:

$$A_{[T]} = 1 \quad (10)$$

$$Q_{[T]} = q_{11} \quad (14)$$

$$A_{[S]} = [1 \ 0 \ \dots \ 0]_{(1 \times 11)} \quad (11)$$

$$\Phi_{[T]} = \phi_{11} \quad (12)$$

$$\Phi_{[S]} = \begin{bmatrix} -1 & -1 & \dots & -1 & -1 \\ 1 & 0 & \dots & 0 & 0 \\ 0 & 1 & \dots & 0 & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & 1 & 0 \end{bmatrix}_{(11 \times 11)} \quad (13)$$

$$Q_{[S]} = \begin{bmatrix} q_{22} & 0 & \dots & 0 \\ 0 & 0 & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & 0 \end{bmatrix}_{(11 \times 11)} \quad (15)$$

### Análisis conjunto de las señales de los sectores bancario, real e industrial

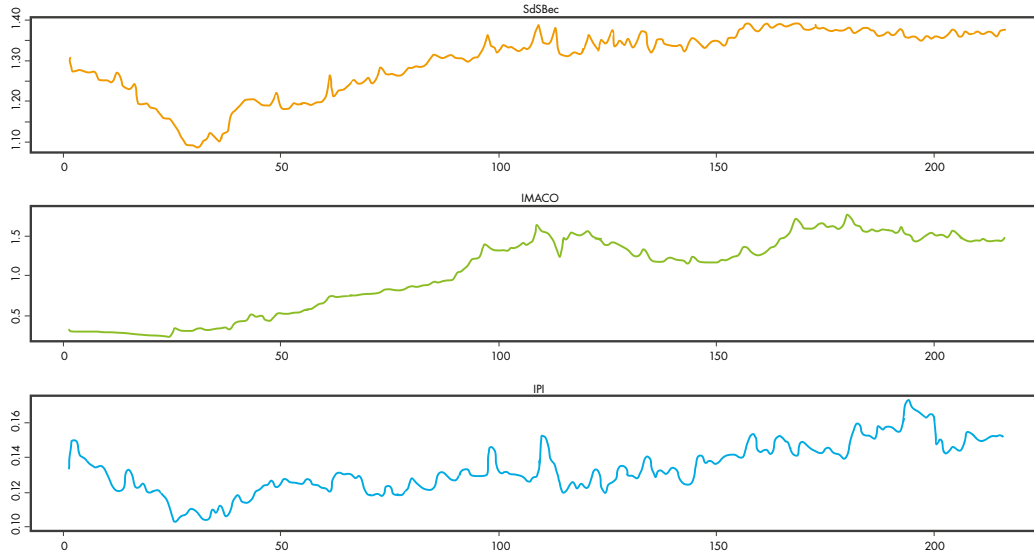
Una vez se ha logrado identificar la evolución del sector bancario y

se ha depurado el IPI, se relacionan estos indicadores con el IMACO, que es un índice compuesto, propuesto por el Banco de la República de Colombia. Este tiene por propósito, generar una aproximación



a la medición del PIB, el cual es calculado mensualmente. Lo que se pretende aquí es estudiar la interrelación entre los diferentes sectores, para finalmente realizar un análisis de impulso, respuesta que evalúe la incidencia que tiene cada sector sobre los demás.

**GRÁFICO 1. SEÑAL DE LOS SECTORES BANCARIO Y REAL**



Fuente: Superintendencia Financiera de Colombia, cálculos propios.

Al tratar de modelar las series en niveles, se encuentran raíces unitarias que fueron removidas mediante la diferenciación no estacional de orden 1. Lo anterior, con el fin de modelar la evolución de las series en primeras diferencias, por medio de un modelo VAR (1) más ruido, en el marco de un modelo espacio-estado. El modelo propuesto en forma matricial es el siguiente:

$$\begin{bmatrix} x_{t,SdSBec} \\ x_{t,IMACO} \\ x_{t,IPI} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \phi_{11} & \phi_{12} & \phi_{13} \\ \phi_{21} & \phi_{22} & \phi_{23} \\ \phi_{31} & \phi_{32} & \phi_{33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} x_{t-1,SdSBec} \\ x_{t-1,IMACO} \\ x_{t-1,IPI} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \omega_{t,SdSBec} \\ \omega_{t,IMACO} \\ \omega_{t,IPI} \end{bmatrix} \quad (16)$$

$$\begin{bmatrix} \omega_{t,SdSBec} \\ \omega_{t,IMACO} \\ \omega_{t,IPI} \end{bmatrix} \sim i.i.d.N \left( \begin{bmatrix} 0 \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix}, \begin{bmatrix} q_{11} & q_{12} & q_{13} \\ q_{21} & q_{22} & q_{23} \\ q_{31} & q_{32} & q_{33} \end{bmatrix} \right) \quad (17)$$

$$\begin{bmatrix} SdSBec_t \\ IMACO_t \\ IPI_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} x_{t,SdSBec} \\ x_{t,IMACO} \\ x_{t,IPI} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} v_{t,SdSBec} \\ v_{t,IMACO} \\ v_{t,IPI} \end{bmatrix} \quad (18)$$

$$\begin{bmatrix} v_{t,SdSBec} \\ v_{t,IMACO} \\ v_{t,IPI} \end{bmatrix} \sim i.i.d.N \left( \begin{bmatrix} 0 \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix}, \begin{bmatrix} r_{11} & 0 & 0 \\ 0 & r_{22} & 0 \\ 0 & 0 & r_{33} \end{bmatrix} \right) \quad (17)$$

## Resultados

En esta sección se presentarán los resultados obtenidos del análisis de los datos recolectados. Primero, se exhiben estadísticas descriptivas de los indicadores CAMEL, además de un breve análisis sobre la evolución reciente del sector bancario en Colombia. Luego, se muestra el indicador del sector bancario obtenido por medio del modelo espacio-estado de media común expuesto en la sección metodológica. Posteriormente, se da a conocer el resultado obtenido después de filtrar el IPI, con el ánimo de remover la estacionalidad

que exhibe esta serie. Finalmente, se presentan los resultados del modelo estructural multivariado.

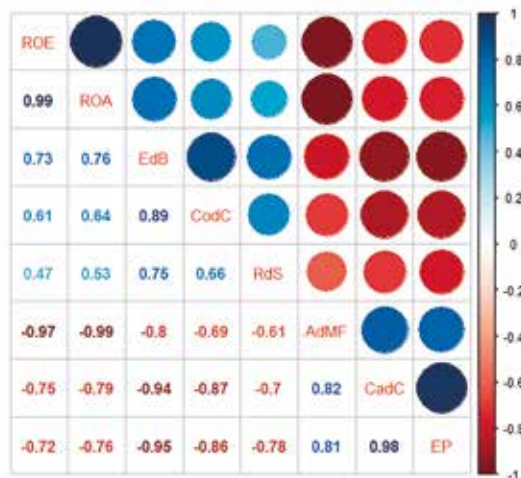
Al considerar las correlaciones entre los indicadores CAMEL (gráfico 2), se encuentra que tanto el *rendimiento sobre los activos (ROA)* y *sobre los pasivos (ROE)* asociados al Capital (C), como la *calidad de la cartera (CadC)* y la *exposición patrimonial (EP)* vinculadas con los Activos (A), presentan las correlaciones más altas, por lo que fue necesario en cada caso excluir alguno de los pares. Con motivo de lo anterior, se incluyeron dentro del análisis el *ROE*<sup>6</sup> y la *CadC*<sup>7</sup>.

el objetivo era estimar una señal común, mediante un modelo espacio-estado de media común, el hecho de que las direcciones de variabilidad de los indicadores se opongan tiende a distorsionar la señal y el análisis del ciclo bancario.

Una primera transformación consiste en definir los indicadores *absorción del margen financiero inverso (AdMFI)* y la *calidad de la cartera inversa (CadCI)*, como los inversos multiplicativos de los indicadores originales, mientras que la segunda transformación consiste en estandarizar todos los indicadores restando a cada uno su media y dividiendo por su desviación estándar, para neutralizar el efecto distorsionador de escalas de medida disímiles.

Con respecto a los indicadores calculados, como se observa en la tabla 1, se hace evidente que la *relación de solvencia (RdS)* presenta la mediana y la trimedia más bajas, mientras que, por el contrario, la *AdMF* tiene para estos dos estadísticos de localización valores más altos; los indicadores con mayor rango, son en su orden el *ROA*, la *RdS* y la *AdMF*. En cambio, si se analizan las desviaciones medias absolutas, los indicadores con mayor variabilidad serían en su orden, *CadCI*, seguido de la *cobertura de la cartera (CodC)* y la *RdS*, lo cual denota la existencia de valores atípicos o extremos<sup>8</sup>. En cuanto al sesgo, todos los indicadores, a excepción de la *relación de solvencia (RdS)*, son sesgados negativamente (ocurren con mayor frecuencia los valores altos que los

**GRÁFICO 2. CORRELACIÓN ENTRE LOS INDICADORES FINANCIEROS CONSIDERADOS PARA EL CAMEL**



Fuente: Superintendencia Financiera de Colombia, cálculos propios.

Una vez seleccionados los indicadores pertinentes para la estimación de la señal del sector bancario en

Colombia, estos fueron transformados de tal manera que fluctuarán en la misma dirección. Puesto que

<sup>6</sup>. Seleccionado con el criterio de maximización de los bienes y propiedades del negocio, ya que explica cómo la administración busca el mayor beneficio a través de los activos involucrados en la actividad bancaria.

<sup>7</sup>. La cartera de crédito es considerada como la principal fuente desestabilizadora para un banco. En razón a que comprende más del 60 % del activo total, es el objeto principal del banco, y deterioros en la calidad de este activo, degeneran en menores ingresos por intereses, en casos de no pago y en pérdidas patrimoniales hasta una eventual insolvencia.

<sup>8</sup>. Asociados con las crisis de 1997-1998 y 2008.

bajos). Entre los más sesgados se destacan la *AdMF* y la *estructura de balance (EdB)*. La *CadCI* presenta una distribución bastante simétrica (muy similar a una distribución normal). Finalmente, en cuanto a la curtosis, el *ROA* se encuentra significativamente concentrado alrededor del valor medio (distribución leptocúrtica o apuntada), mientras que la *CadCI* presenta valores dispersos (distribución platicúrtica o aplanada).

En relación a la evolución de los indicadores del sector bancario colombiano (gráfico 3) se notan valles en las series que corresponden con los periodos de desaceleración del sector para los años correspondientes, en los cuales son registradas las caídas.

### Cronología de la actividad financiera en Colombia

A comienzos de 1990, al ponerse en marcha la apertura económica, se registró una importante entrada de capitales al país, lo cual generó un

**TABLA 1. ESTADÍSTICAS DESCRIPTIVAS PARA LOS INDICADORES TRANSFORMADOS**

	Mediana	Trimedia	Mad	Rango	Sesgo	Curtosis
EdB	0,317	0,119	0,917	3,810	-0,897	-0,240
CodC	0,343	0,046	1,039	3,271	-0,429	-1,324
RdS	-0,189	-0,022	1,039	5,009	0,294	-0,331
ROA	0,363	0,220	0,406	5,852	-2,228	4,859
AdMFI	0,390	0,164	0,620	4,516	-1,356	0,959
CadCI	0,142	0,006	1,418	3,145	-0,089	-1,634

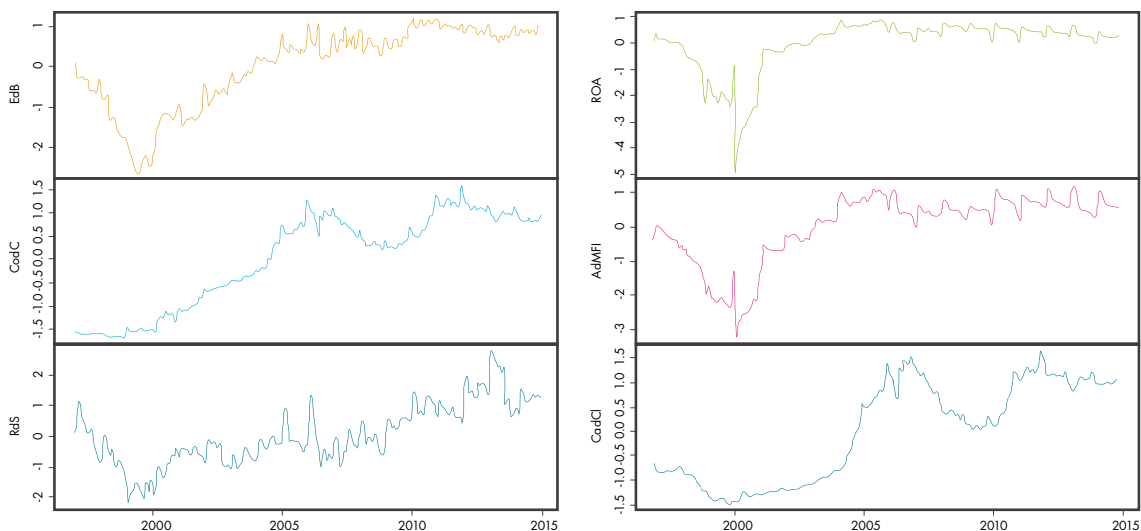
Fuente: Superintendencia Financiera de Colombia, cálculos propios.

exceso de liquidez, que unido al importante crecimiento de la demanda agregada y del PIB, desencadenó en un aumento del crédito en la economía colombiana. Desde 1993, el crecimiento de la cartera bruta alcanzó niveles cercanos al 70 % nominal, mientras que las tasas de interés reales permanecían relativamente estables con tendencia a la baja. En este contexto, se suscitó un ambiente de competencia en la oferta de crédito, lo que condujo a que se relajaran las

prácticas prudenciales y los intermediarios tomaran riesgos excesivos e innecesarios, que no fueron controlados tempranamente por parte de los organismos de supervisión y regulación.

Entre 1994 y mediados del año 1996, el incremento de la demanda por recursos financieros (especialmente para crédito comercial y de consumo) tuvo efectos positivos sobre el precio de la finca raíz y los activos financieros (títulos de renta variable),

**GRÁFICO 3. EVOLUCIÓN DE LOS INDICADORES FINANCIEROS**



Fuente: Superintendencia Financiera de Colombia, cálculos propios.

generando una burbuja especulativa. Este factor, aunado a la política de incrementar las tasas de interés para reducir la inflación, incidió negativamente sobre la demanda agregada, haciendo escasamente rentables las inversiones del sector real. En contraste, la demanda de dinero especulativo vio un estímulo en el alza en la tasa de interés, generando así un aumento de los niveles de riesgo. En consecuencia, desde finales de 1996 hubo una presión hacia la baja en el valor presente de las empresas y en el ahorro de las familias, afectando negativamente la demanda agregada y elevando el valor de los créditos a los deudores.

A comienzos del año 1998, el sector financiero en Colombia evidenció hechos tales como la reducción en términos reales de los depósitos, siendo esta asociada posiblemente a la pérdida de confianza por parte del público en mantener activos denominados en pesos. La situación más dramática la tuvieron las Corporaciones de Ahorro y Vivienda (CAV), con excepción de Granahorrar y el Banco Central Hipotecario, quienes recibieron apoyos del Gobierno en forma de capitalizaciones a mediados de 1999. En general, la tasa anual de captaciones del sector financiero, incluyendo depósitos en cuenta corriente, depósitos de ahorro y certificados de depósitos a término fijo, pasó del 20 % a comienzos de 1997 a menos del 5 % en el año 2000.

La cartera bruta pasó de un crecimiento del 28 % a finales de 1997, a uno del 9,5 % en el 2000, y la cartera vencida total del sistema financiero que en 1997 sumaba 3,2 billones, ascendió a 7 billones al finalizar 1999. El mayor deterioro de la cartera hacia el año 2000 lo tuvieron los bancos públicos (35 %),

las CAV (21 %) y las corporaciones financieras (22 %). En las CAV la situación se vio agravada por el elevado porcentaje de cartera hipotecaria, cercano al 79 % del total. Ante la imposibilidad de los empresarios de cancelar sus créditos y en ausencia de provisiones por parte de los intermediarios financieros, los primeros debieron refinanciar sus deudas.

Vale la pena destacar que entre 1997 y 1999 la relación de solvencia del sistema financiero consolidado inició una etapa de descenso, después de haber logrado su punto más alto a comienzos de 1997. En efecto, la relación de solvencia pasó del 13,4 % en 1997 al 10,7 % en 1998 y posteriormente tuvo una leve mejora en 1999 con un 11,2 %. A pesar del repunte de la solvencia en la banca privada a comienzos de 1999, el promedio se vio afectado por la banca pública debido a los fuertes cambios en las provisiones.

En este orden de ideas, el deterioro de la economía colombiana tuvo parte en la desmejora de los indicadores del sector financiero, reflejándose principalmente en el rápido crecimiento de los activos improductivos, especialmente cartera vencida y bienes recibidos en pago, durante los años 1998 y 1999, comprometiéndose el patrimonio de las entidades financieras y disminuyendo la rentabilidad de la operación bancaria.

En consecuencia, a partir de 1999 se dieron casi de manera simultánea operaciones de salvamento de la banca pública, intervención financiera y saneamiento de los balances, que se materializaron en capitalizaciones de bancos públicos y apoyos de liquidez a bancos privados; operaciones de fusión de entidades, orden de liquidación forzosa

administrativa de entidades y castigo de activos improductivos, o la venta de los mismos a la Central de Inversiones (CISA).

En la tabla 2 se ilustra la composición del sector para periodos previos y posteriores a la crisis presentada a finales de los años 90 en Colombia.

## Indicador sintético del comportamiento del Sector Bancario

Por medio del paquete *astsa* del programa estadístico **R** (Shumway y Stoffer, 2013) se llega a las siguientes estimaciones para la Señal del Sector Bancario en Colombia, las cuales corroboran con base en los datos el buen ajuste del modelo propuesto y la estimación de la señal del ciclo bancario basada en los datos disponibles.

Una vez se ha llegado a la estimación de los parámetros (vía el filtro de Kalman), se procede a realizar el suavizado del filtro, tomando como insumo los datos observados y las estimaciones obtenidas mediante el filtro. Finalmente, como producto del mismo y del suavizado, se obtiene una estimación del ciclo bancario que describe de manera clara la evolución del sector en Colombia, encontrándose que los puntos más bajos corresponden con las partes recesivas del ciclo y están asociados con los momentos de crisis para Colombia en el año 1998 y con la estadounidense presentada en el año 2008, la cual alcanzó a tener efectos sobre la economía nacional.

En el análisis realizado se observa el buen momento que viven actualmente los bancos en el país, producto de las políticas de provisiones contra cíclicas y la regulación que ha logrado fortalecer este sector de la economía.

**TABLA 2. NÚMERO DE ENTIDADES DEL SECTOR FINANCIERO EN COLOMBIA**

	1995	1999	2004	2005	2006
Bancos	32	25	21	19	17
CAV	10	6	7	1	1
CF	24	10	4	2	2
CFC Generales	31	21	15	15	15
CFC Leasing	43	19	10	10	9
AFP	14	8	5	6	6
Fiduciarias	47	37	21	28	27

Fuente: Superintendencia Financiera de Colombia, cálculos propios.

**TABLA 3. PARÁMETROS ESTIMADOS**

	Estimación	Desviación Estándar
drift	0,01	0,005
cR11	0,242	0,020
cR22	0,332	0,026
cR33	0,673	0,034
cR44	0,625	0,033
cR55	0,412	0,025
cR66	0,400	0,027
sigw	0,072	0,007

Fuente: Superintendencia Financiera de Colombia, cálculos propios.

La trayectoria de la curva ilustrada en el gráfico 4, es el reflejo de la tendencia de los indicadores considerados para medir la salud financiera del sector bancario colombiano, para el periodo comprendido entre diciembre de 1996 y diciembre de 2014, la cual se encuentra influenciada de manera significativa por los indicadores de calidad de la cartera, el cubrimiento de la cartera, la absorción del margen financiero y la rentabilidad.

En el periodo considerado, se pueden diferenciar de manera evidente dos eventos de desmejora en la situación financiera del sector

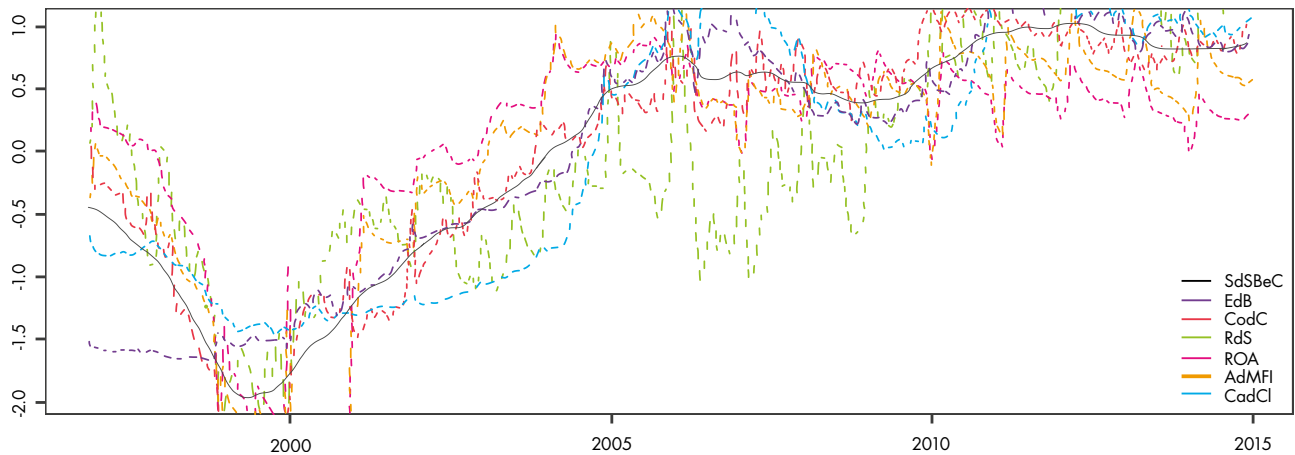
bancario. El primero, corresponde a la crisis financiera del sector a finales de la década de los noventa, la cual estuvo marcada por una alta proporción de créditos con más de un año de vencimiento como proporción del volumen total de créditos (indicador de calidad de la cartera), que llegó a alcanzar un máximo de 17,1 % en noviembre de 1999, con un nivel de protección bajo (indicador de cubrimiento de la cartera) de 32,8 %. Es decir, que por cada \$1 de cartera vencida (con probabilidad de impago el sector) cubría esta pérdida potencial con solo \$0,33.

Simultáneamente coexistía un alto grado de ineficiencia en el sector, toda vez que el indicador de absorción del margen financiero en periodos previos a la crisis era de 7,9 % en diciembre de 1996, empezando desde ahí un incremento paulatino hasta llegar a un 182,5 % en febrero de 2000, evidenciando que por cada \$1 que obtenía el sector en su objeto de intermediación, consumía \$1,82 en gastos de operación. Tal situación, se explica por el elevado gasto en que incurrieron los bancos para la constitución de provisiones de cartera, los cuales igualaron el saldo de créditos irre recuperables. De igual forma, el proceder a castigar estos activos y excluirlos del balance con el propósito de sanear su situación financiera, también constituyó un aspecto importante para que esta irregularidad se diera.

El esfuerzo realizado en la operación de saneamiento de los balances se tradujo en resultados negativos y reducciones significativas del patrimonio con indicadores de rentabilidad negativos y estados de insolvencia de los establecimientos, haciéndose necesario realizar operaciones de salvamento para los bancos viables y de fusión o liquidación definitiva de algunos.

El segundo evento de desmejora para el sector, se vincula a la situación acontecida entre 2008 y 2010, la cual se explica por el desaceleramiento en la actividad crediticia del sector bancario. Durante el año 2008, la cartera total del sector creció a una tasa anual promedio de 11,6 %, ritmo que comparado con 2007 (23,5 %) evidenciaba una desaceleración apreciable en la colocación de crédito; para el 2009, el crecimiento anual promedio fue de 5,7 %, tornándose incluso negativo en algunos meses de este año.



**GRÁFICO 4. SEÑAL DEL SECTOR BANCARIO COLOMBIANO E INDICADORES TRANSFORMADOS**

Fuente: Superintendencia Financiera de Colombia, cálculos propios.

Simultáneamente, el saldo total de la cartera vencida crecía a un ritmo más acelerado (20,6 % anual promedio) haciendo que el indicador de calidad exhibiera niveles levemente superiores a los de años anteriores; aun así la situación del sector bancario presentaba un panorama de mejor salud. Con un indicador de calidad de la cartera que de 2,6 % en diciembre de 2006 pasó a 4,3 % en junio de 2009 (el más elevado de los últimos cinco años) y un indicador de cubrimiento de 119,4 %, se podía inferir que de presentarse un evento extremo de siniestro de la cartera vencida, el nivel de provisiones cubriría de manera excedentaria este riesgo, sin acudir a gastos inesperados que resultaran en reducciones de la utilidad y del patrimonio de los establecimientos. El indicador de absorción del margen financiero presentaba un nivel razonable (74,3 %), que no obstante ser alto, no comprometía el margen de la operación de intermediación y por el contrario, arrojaba un resultado final positivo (utilidades), con el mismo sentido para los indicadores de rentabilidad del sector.

*Filtrado del IPI***TABLA 4. PARÁMETROS ESTIMADOS**

	Estimación	Desviación Estándar
phi11	1,001	0,002
sigw1	3,116	0,362
sigw2	1,705	0,285
sigv	2,411	0,549

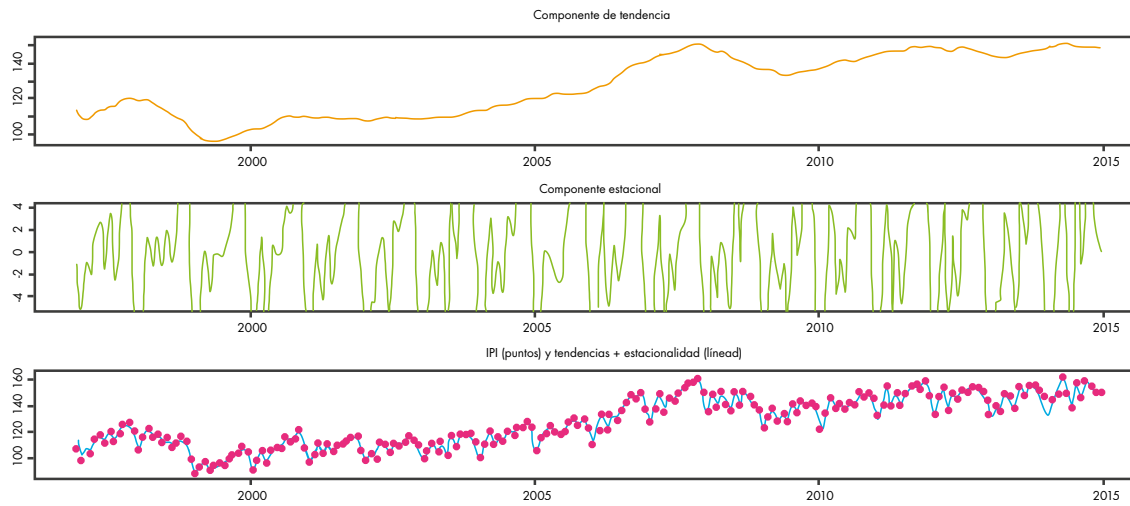
Fuente: Superintendencia Financiera de Colombia, cálculos propios.

En la tabla 4 se puede observar que el estimativo de  $\Phi$  es igual a 1,0005, lo que implica, salvo las caídas producto de las crisis de finales de los 90 y de 2008, un crecimiento mensual de largo plazo en el IPI cercano al 0,05 %, lo que pone de manifiesto la pobre participación de la industria colombiana en los mercados internacionales, la cual se encontraba relegada a productos básicos y a manufacturas de bajo contenido tecnológico, dando cuenta de que el país no concreta progresos reales y significativos en aspectos estructurales de la transformación productiva (Maldonado Atencio y et al., 2010).

Como resultado del modelo VAR (1) más ruido obtenido de la modelación de los indicadores de los sectores real, industrial y bancario en primeras diferencias, se obtienen los siguientes valores propios para la matriz de coeficientes, de los cuales se colige la estabilidad del modelo, puesto que se ubican dentro del círculo unitario.

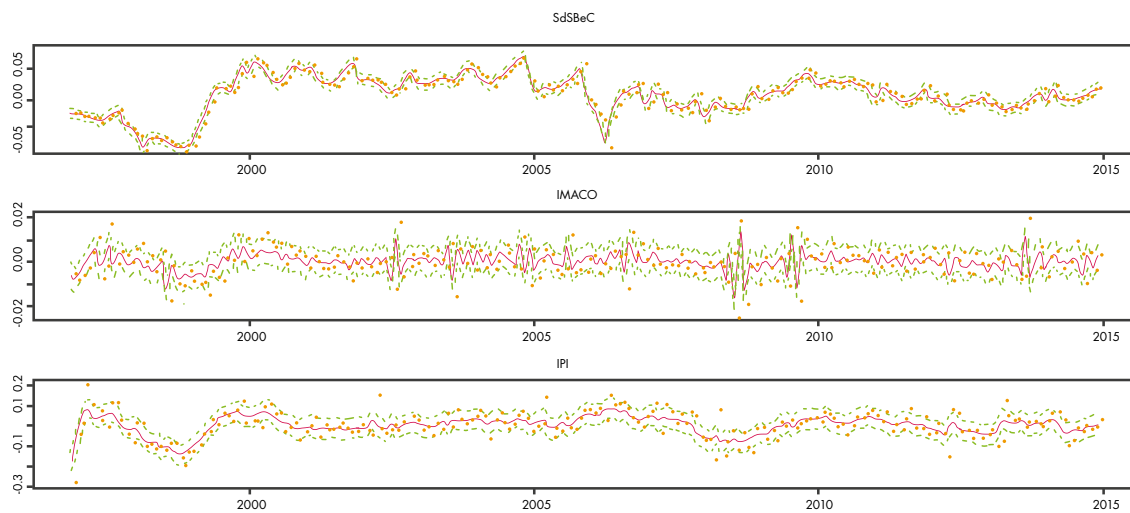
Para el modelo VAR (1) más ruido se obtienen los parámetros estimados reportados en la tabla 6, los cuales dan cuenta de la interrelación entre las variables consideradas. Es importante mencionar que no todos los parámetros resultan ser significativamente distintos

**GRÁFICO 5. SEÑAL DEL SECTOR DE PRODUCCIÓN INDUSTRIAL MODELO VAR (1) MÁS RUIDO**



Fuente: Superintendencia Financiera de Colombia, cálculos propios.

**GRÁFICO 6. MODELO DINÁMICO LINEAL AJUSTADO PARA LAS SEÑALES DE LOS SECTORES EN PRIMERAS DIFERENCIAS**



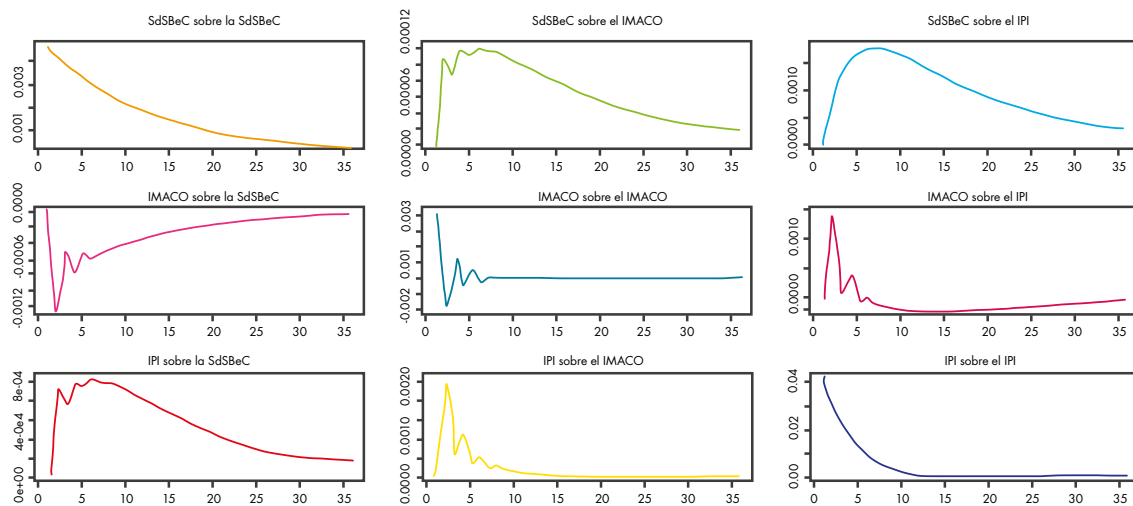
Fuente: Superintendencia Financiera de Colombia, cálculos propios.

**TABLA 5. VALORES PROPIOS DE LA MATRIZ DE TRANSICIÓN**

	Valor propio
1	0,928
2	0,729
3	-0,533

Fuente: Superintendencia Financiera de Colombia, cálculos propios.

**FIGURA 7. FUNCIONES DE IMPULSO RESPUESTA**



Fuente: Superintendencia Financiera de Colombia, cálculos propios.

**TABLA 6. PARÁMETROS ESTIMADOS**

	Estimación	Desviación Estándar
phi11	0,926	0,030
phi21	0,023	0,015
phi31	0,153	0,069
phi12	-0,299	0,204
phi22	-0,520	0,102
phi32	0,345	0,146
phi13	0,022	0,017
phi23	0,061	0,013
phi33	0,718	0,055
sigw11	0,013	0,001
sigw12	0,000	0,000
sigw13	0,004	0,001
sigw22	0,002	0,002
sigw23	-0,009	0,006
sigw33	0,029	0,005
sigv1	0,005	0,001
sigv2	0,004	0,001
sigv3	0,042	0,004

Fuente: Superintendencia Financiera de Colombia, cálculos propios.

de cero, desde el análisis estadístico, lo cual será tratado en detalle más adelante al introducir y analizar las funciones de impulso respuesta.

En el gráfico 7 se muestra un análisis de impulso respuesta con el fin de estudiar el impacto que tiene cada uno de los sectores estudiados sobre los demás, encontrando lo siguiente:

- En la primera fila, un choque positivo (y de origen desconocido) sobre la primera diferencia del indicador del sector bancario tiene un efecto positivo o dinamizador sobre la actividad bancaria, sobre la primera diferencia del IMACO y sobre la primera diferencia del IPI. El efecto positivo sobre el IMACO ilustra un efecto acelerador en el corto plazo sobre la actividad económica agregada, mientras que el impacto positivo sobre el IPI refleja un efecto acelerador

sobre la producción industrial. En otras palabras, un incremento de la actividad bancaria tiene un efecto positivo sobre el resto de la economía, lo cual se puede explicar por el papel que juega el crédito en la demanda agregada. Una expansión del crédito, y por tanto, de la actividad bancaria, se traduce eventualmente en incrementos del consumo y la inversión, lo cual jalona la producción industrial.

- La segunda fila muestra las funciones impulso respuesta que se derivan de un choque positivo sobre la primera diferencia del IMACO. Allí se observa que un choque positivo sobre la primera diferencia del IMACO tiene un efecto desacelerador sobre la actividad bancaria. Aunque este efecto puede parecer contraintuitivo, conviene aclarar que el modelo VAR (1) estimado está modelando ciclos de aceleración, ya que las variables están dadas en primeras diferencias. Por tanto, el impacto negativo que muestra la primera función impulso respuesta en la segunda fila muestra que una aceleración en la expansión de la actividad económica está asociada

con una desaceleración en la actividad bancaria. En otras palabras, la actividad bancaria posiblemente puede continuar expandiéndose, pero lo hace a un menor ritmo.

- Este efecto desacelerador sobre la actividad bancaria podría tener origen en el comportamiento contra cíclico de la política monetaria, puesto que en fases expansivas de la actividad económica el Banco Central responde, subiendo las tasas de interés de referencia para la actividad bancaria, restringiendo la expansión de la oferta monetaria primaria (es decir, restringiendo la emisión de dinero), o frenando la emisión secundaria de oferta monetaria, a través de regulaciones sobre la actividad crediticia comercial como el incremento del encaje bancario. Además, el último gráfico de la segunda fila muestra que un choque positivo en la primera diferencia del IMACO impacta positivamente a la primera diferencia del IPI, manifestando que una aceleración en la expansión en la actividad económica agregada suele tener un efecto positivo sobre la tasa de expansión de la producción industrial.

- Finalmente, las funciones impulso-respuesta en la última fila del gráfico muestran los efectos de un choque positivo sobre la primera diferencia del IPI. Allí se observa claramente que una aceleración del IPI, es decir, una aceleración de la producción industrial, también tiene un efecto acelerador sobre la actividad del sector bancario. Esto podría tener explicación en la demanda por crédito de inversión, el cual es uno de los principales mecanismos de financiación de la expansión de la producción industrial. Además, el segundo gráfico de la última fila ilustra claramente el impacto positivo de un choque en la primera diferencia del IPI sobre la primera diferencia del IMACO: el efecto es positivo, puesto que una expansión de la producción industrial no solo contribuye a expandir el Producto Interno Bruto, sino también genera efectos de arrastre en la economía que jalonan otros sectores (como el bancario) y otras magnitudes macroeconómicas, como el consumo intermedio y el ingreso.

## CONCLUSIONES

En Colombia el uso de los modelos espacio-estado en el campo de las ciencias económicas aún no está ampliamente difundido. De hecho, uno de los principales usos de este tipo de modelos en economía es el filtrado de series por medio del filtro de Kalman. Marginalmente, se ha utilizado

este tipo de modelos para estimar variables no observadas, como la tasa natural de desempleo (Mayorga Mogollón y Escalante Cortina, 2011) o la tasa de interés natural (Echavarría Soto, López Enciso, Misas Arango, Téllez Corredor, y Parra Álvarez, 2008). En este sentido, el presente trabajo se

propuso ilustrar las potencialidades que ofrece la implementación del filtro de Kalman en otras aplicaciones.

En particular, dada la carencia de un indicador sectorial del comportamiento del sector bancario, que sea comparable en alcance al IPI para el caso de la industria, se propuso

utilizar un modelo espacio-estado con el fin de construir un índice compuesto que reflejase la evolución de la actividad bancaria. De esta manera, no solo se suple la carencia de un indicador sectorial para la banca, sino que se ilustra la posibilidad que ofrecen los modelos espacio-estado como herramienta para la construcción de indicadores, o lo que es lo mismo, como herramienta para resumir información, especialmente en el contexto de series temporales.

Adicionalmente, se aprovechó el indicador sectorial de la banca para relacionarlo, en el marco de un modelo multivariado de series temporales, con el comportamiento de la producción industrial (dado por

el IPI), y el comportamiento general de la economía colombiana (dado por el IMACO). Para tal fin, y como muestra de la versatilidad de los modelos espacio-estado, se recurrió a un modelo VAR (1) más ruido, el cual fue estimado a través del filtro de Kalman. A partir de este modelo, se discierne que un choque positivo sobre la primera diferencia del indicador del sector bancario, se asocia con una aceleración del conjunto de la economía colombiana y una aceleración en la expansión de la producción industrial.

De manera un poco sorpresiva, se obtuvo que un choque positivo sobre la primera diferencia del IMACO tiene un efecto negativo sobre la primera

diferencia del indicador del sector bancario, es decir, una aceleración del ritmo de crecimiento de la economía colombiana está asociada con una desaceleración en el ritmo de expansión del sector bancario. Aunque este resultado es contraintuitivo, y merece ser explorado con mayor profundidad, puede tener sustento en el comportamiento contracíclico de la política monetaria, el cual tiene incidencia directa sobre el comportamiento de la actividad bancaria y el ritmo de expansión del crédito. Finalmente, se obtuvo que un choque positivo sobre la primera diferencia del IPI o una aceleración de la producción industrial, está asociada con una aceleración de la actividad bancaria y del ritmo de expansión de la economía.

## APÉNDICE

Kalman (1960) propuso el uso de los llamados Modelos de Espacio de los Estados (MEE) inicialmente aplicados a la ingeniería aeroespacial (hizo parte del sistema guía del programa Apollo); se aplicaron posteriormente a muchas otras disciplinas tales como la salud y la economía. En su aplicación inicial se trataba de determinar la posición de un objeto en un tiempo determinado, conociendo de antemano su posición en un tiempo anterior y la potencia con que se movía dicho objeto, de tal manera que conocida esta información se disponía de dos ecuaciones entrelazadas, una ecuación que proporcionaba el estado del objeto asociado con su potencia o velocidad y otra ecuación que daba cuenta de su posición en el espacio.

### Modelos dinámicos lineales

Los denominados modelos de espacio-estado o Modelos Dinámicos Lineales (MDL) se componen de dos ecuaciones, entrecruzadas entre sí, una ecuación de observación o medida (20) que representa la relación que existe entre las observaciones o el vector datos observados y la denominada ecuación del sistema o de transición (21) que describe, mediante una ecuación de tipo markoviano de primer orden, la forma en que el vector componente no observado evoluciona estocásticamente a lo largo del tiempo.

$$y_t = A_t x_t + \Upsilon_t u_t + v_t \quad (20)$$

$$x_t = \Phi_t x_{t-1} + \Gamma_t u_t + \omega_t \quad (21)$$

Para  $t \in \{1, \dots, n\}$  y en donde  $v_t \sim N(0, Q)$ ,  $\omega_t \sim N(0, R)$ ,  $u_t$  es un vector de covariables que puede ser incluido o no en la especificación del modelo dentro de una u otra ecuación y  $u_t$  es una matriz denominada de estado o de transición.

La especificación del modelo de espacio-estado depende de un conjunto de hiperparámetros  $\Theta = \{\mu_0, \Sigma_0, \Phi, Q, R, \Upsilon, \Gamma\}$  desconocidos que deberían ser estimados. El modelo de espacio de los estados tiene dos supuestos básicos débiles que pueden ser abandonados:

1. En relación con el estado inicial del proceso,  $x_0 \sim N(\mu_0, \Sigma_0)$  si se asume normalidad del estado inicial.
2. Las covarianzas  $Cov(v_t, \omega_t)$ ,  $Cov(v_t, x_0)$  y  $Cov(x_0, \omega_t)$



son iguales a cero, es decir, los errores  $V_t$  y  $\omega_t$  no están correlacionados ni entre ellos ni con el estado inicial  $x_0$ .

Existen dos aspectos propios de los modelos de espacio de los estados relevantes; uno es la capacidad de producir estimaciones actualizadas para la señal del sistema,  $x_t$ , el vector de estados; y otro es que para un sistema lineal la representación no es única. A continuación, se introducirán algunas técnicas de análisis de los modelos de espacio-estado tales como el filtrado, el suavizado, la inicialización y el pronóstico.

### Filtrado, suavizado y pronóstico

El objetivo de la formulación de un modelo de espacio de los estados para la solución de un problema particular es producir estimadores de la señal  $x_t$ , subyacente y no observada, dada la información de la que se dispone hasta el tiempo  $s$ , denotada por  $Y_s = \{y_1, \dots, y_s\}$ ; y obtener estimaciones que den cuenta de la precisión de dichos estimadores.

$$x_t^s = E(x_t | Y_s) \quad (22)$$

$$P_{t_1, t_2}^s = E\left\{ (x_{t_1} - x_{t_1}^s)(x_{t_2} - x_{t_2}^s)' \right\} \quad (23)$$

Al problema de estimación se le conoce como filtrado, cuando  $s = t$ , pronóstico o predicción cuando  $s < t$ , y suavizado cuando  $s > t$ . Bajo el supuesto de normalidad (23) es también la covarianza del error condicionada a la información disponible  $Y_s$  (Brockwell & Davis, 2013, capítulo 2).

$$P_{t_1, t_2}^s = E\left\{ (x_{t_1} - x_{t_1}^s)(x_{t_2} - x_{t_2}^s)' | Y_s \right\} \quad (24)$$

### El filtro de Kalman

Un algoritmo que permite abordar la implementación de los modelos de espacio-estado es el filtro de Kalman, el cual recibe el nombre de filtro gracias a que  $x_t^t$  es un filtro lineal de las observaciones  $y_1, \dots, y_t$ , es decir,  $x_t = \sum B_s y_s$  para elecciones adecuadas de las matrices  $B_s$ , una ventaja del filtro es que permite especificar cómo actualizar  $x_{t-1}^{t-1}$  a  $x_t^t$  una vez son obtenidas nuevas observaciones sin tener que reprocesar el conjunto entero de información  $Y_t$ . Para el modelo de espacio de los estados especificado en 20 y 21 con condiciones iniciales  $x_0^0 = \mu_0$  y  $P_0^0 = \Sigma_0$ , para  $t \in \{1, \dots, n\}$ .

$$x_t^{t-1} = \Phi x_{t-1}^{t-1} + \Upsilon u_t \quad (25)$$

$$P_t^{t-1} = \Phi x_{t-1}^{t-1} \Phi' + Q \quad (26)$$

en donde

$$x_t^t = x_t^{t-1} + K_t (y_t + A_t x_t^{t-1} + \Upsilon u_t) \quad (27)$$

$$P_t^t = [I - K_t A_t] P_t^{t-1} \quad (28)$$

a  $K_t$  se le conoce como la ganancia de Kalman y es dada por:

$$P_t^t = [I - K_t A_t] P_t^{t-1} \quad (29)$$

La predicción es llevada a cabo a través de 25 y 26 con condiciones iniciales  $x_n^n$  y  $P_n^n$ . Tan importantes como el resultado del filtro son las innovaciones o errores de predicción  $\epsilon_t$  y su correspondiente matriz de varianzas y covarianzas  $\Sigma_t$ .

$$\epsilon_t = y_t - A_t x_t^{t-1} - \Gamma u_t \quad (30)$$

$$\Sigma_t = A_t P_t^{t-1} A_t' + R \quad (31)$$

La covarianza entre  $x_t$  y  $\epsilon_t$  condicionada a  $Y_t$  es igual a:

$$\text{Cov}(x_t, \epsilon_t | Y_t) = P_t^{t-1} A_t' \quad (32)$$

Uniendo lo anterior, y asumiendo una distribución Gaussiana, se llega a la distribución conjunta de  $x_t$  y  $\epsilon_t$  dado  $Y_t$ .

$$\begin{bmatrix} x_t \\ \epsilon_t \end{bmatrix} | Y_t \sim N \left( \begin{bmatrix} x_t^{t-1} \\ 0 \end{bmatrix}, \begin{bmatrix} P_t^{t-1} & P_t^{t-1} A_t' \\ A_t P_t^{t-1} & \Sigma_t \end{bmatrix} \right) \quad (33)$$

### Filtro de Kalman variando en el tiempo

Si en el modelo dinámico lineal (MDL), especificado por 20 y 21, alguno o todos los parámetros, bien sea que  $\Phi = \Phi_t$ ,  $\Upsilon = \Upsilon_t$  o  $Q = Q_t$  en la ecuación de estado,  $\Gamma = \Gamma_t$  o  $R = R_t$  en la ecuación de observación, o la dimensión de la ecuación de observación dependen del tiempo; las ecuaciones del filtro se mantienen mediante las sustituciones adecuadas.

### El suavizado de Kalman

Corresponde al cálculo de las estimaciones de  $x_t$ , basándose en toda la información disponible en la muestra de observaciones  $y_1, \dots, y_n$ ,  $x_t^n$  en donde  $t < n$ . Estos estimadores se llaman suavizadores porque al graficar la secuencia  $\{x_t^n : t = 1, \dots, n\}$  esta es más suave que los pronósticos.

$$x_t^n = x_{t-1}^{n-1} + J_{t-1} (x_t^n - x_{t-1}^{n-1}) \quad (34)$$

$$P_{t-1}^n = P_{t-1}^{n-1} + J_{t-1} (P_t^n - P_{t-1}^{n-1}) J_{t-1}' \quad (35)$$

$$J_{t-1} = P_{t-1}^{n-1} + \Phi' (P_{t-1}^{n-1})^{-1} \quad (36)$$

Además de las ecuaciones del filtro y el suavizado se tiene que bajo la siguiente condición.

$$P_{n,n-1}^n = (I - K_n A_n) \Phi P_{n-1}^{n-1} \quad (37)$$

Para  $t = n, n-1, \dots, 2$ .

$$P_{t-1,t-2}^{t-1} = P_{t-1}^{t-1} J_{t-2}' + J_{t-1} (P_{t,t-1}^{t-1} - \Phi P_{t-1}^{t-1}) J_{t-2}' \quad (38)$$

### Estimación por máxima verosimilitud

Es posible ignorando una constante escribir la verosimilitud  $LY(\Theta)$

$$-\ln Y(\Theta) = \frac{1}{2} \log |\Sigma(\Theta)| + \frac{1}{2} \sum_{t=1}^n \epsilon(\Theta)' \Sigma(\Theta)^{-1} \epsilon(\Theta) \quad (39)$$

El procedimiento usual es fijar  $x_0$  y entonces llevar a cabo un conjunto de recursiones sobre el logaritmo de la función de máxima verosimilitud y sus primeras dos derivadas, y entonces aplicar el algoritmo de Newton-Raphson sucesivamente para actualizar los valores estimados de los parámetros (Gupta y Mehra, 1974), hasta que el inverso aditivo del logaritmo de la función de máxima verosimilitud logre ser minimizado (Jones, 1980).

#### Algoritmo de Newton-Raphson

En la implementación del algoritmo de Newton-Raphson se deben seguir los siguientes pasos:

1. Elegir en primera instancia valores para los parámetros iniciales  $\Theta^{(0)}$  a ser estimados.
2. Implementar el algoritmo del filtro de Kalman con los valores

$\Theta^{(0)}$  iniciales para obtener tanto el conjunto de innovaciones  $\{\epsilon_t^{(0)}; t = 1, \dots, n\}$  como el de las covarianzas del error asociadas  $\{\Sigma_t^{(0)}; t = 1, \dots, n\}$ .

3. En una primera iteración llevar a cabo el procedimiento de Newton-Raphson con  $-\ln LY(\Theta)$  como la función de criterio y así obtener un nuevo conjunto de estimaciones  $\Theta^{(1)}$ .
4. A partir de la segunda iteración  $\{j = 2, \dots, n\}$  repita el paso 2, usando  $\Theta^{(j)}$  en lugar de  $\Theta^{(j-1)}$ , para obtener nuevos conjuntos de valores para las innovaciones  $\{\epsilon_t^{(j)}; t = 1, \dots, n\}$  como el de las covarianzas del error asociadas  $\{\Sigma_t^{(j)}; t = 1, \dots, n\}$ . Entonces repetir el paso 3 para obtener un nuevo estimativo de  $\Theta^{(j+1)}$ ; y parar finalmente cuando las estimaciones o la verosimilitud se estabilicen; cuando los valores de  $\Theta^{(j+1)}$

y  $\Theta^{(j)}$ , o los de  $LY(\Theta^{(j+1)})$  y  $LY(\Theta^{(j)})$  difieran por una cantidad predeterminada muy pequeña.

#### Algoritmo de Estimación y Maximización (EM)

Shumway y Stoffer (2013) presentan formalmente un procedimiento simple de estimación y maximización (EM) basado en la estimación por máxima verosimilitud a partir de información incompleta, Dempster, et al. (1977). El procedimiento consiste básicamente en que si es posible observar tanto  $Xn = \{x_0, \bar{x}_1, \dots, \bar{x}_n\}$  como  $Yn = \{y_0, y_1, \dots, y_n\}$ , entonces se puede considerar a  $\{Xn, Yn\}$  como la información completa del proceso, y a partir de ella plantear la densidad conjunta de la siguiente forma:

$$f_n(X_n, Y_n) = f_{\mu_0 \Sigma_0} \prod_{t=1}^n f_{\Phi, Q}(x_t | x_{t-1}) \prod_{t=1}^n f_R(y_t | x_t) \quad (40)$$

Bajo el supuesto de Gaussianidad e ignorando las constantes, la verosimilitud completa de 40, puede ser escrita de la siguiente manera:

$$\begin{aligned}
 -2\ln L_{Y,X}(\Theta) &= \ln|\Sigma_0| + (x_0 - \mu_0)' \Sigma_0^{-1} (x_0 - \mu_0) \\
 &+ n \ln|Q| + \sum_{t=1}^n (x_t - \Phi x_{t-1})' Q^{-1} (x_t - \Phi x_{t-1}) \quad (41) \\
 &+ n \ln|R| + \sum_{t=1}^n (y_t - A_t x_t)' R^{-1} (y_t - A_t x_t)
 \end{aligned}$$

El algoritmo EM proporciona un método iterativo para encontrar los estimadores por máxima verosimilitud de  $\Theta$ , para implementarlo es posible escribir la iteración  $j$  como:

$$Q(\Theta | \Theta^{(j-1)}) = E\{-2\ln L_{Y,X}(\Theta) | Y_n, \Theta^{(j-1)}\} \quad (42)$$

Por medio del suavizado del filtro, y dados los valores actuales para  $\Theta^{(j-1)}$  se llega a:

$$\begin{aligned}
 Q(\Theta | \Theta^{(j-1)}) &= \ln|\Sigma_0| + tr\{\Sigma_0^{-1} + (x_0 - \mu_0)(x_0 - \mu_0)'\} \\
 &+ n \ln|Q| + tr\{S_{11} + S_{10}\Phi' + \Phi S_{10}' + \Phi S_{00}\Phi'\} \quad (43) \\
 &+ n \ln|R| + tr\{R^{-1} + (y_t - A_t x_t^n)(y_t - A_t x_t^n)' + A_t P_t^n A_t'\}
 \end{aligned}$$

en donde

$$S_{11} = \sum_{t=1}^n (x_t^n x_t^{n'} + x_t P_t^n) \quad (44)$$

$$S_{10} = \sum_{t=1}^n (x_t^n x_{t-1}^{n'} + x_t P_{t,t-1}^n) \quad (45)$$

$$S_{00} = \sum_{t=1}^n (x_{t-1}^n x_{t-1}^{n'} + x_{t-1} P_{t-1}^n) \quad (46)$$

Minimizar 43 con respecto a los parámetros en la iteración  $j$ , constituye el paso de maximización, y análogamente como es usual en la aproximación mediante la regresión multivariada, manteniendo las estimaciones actualizadas se llega a:

$$\Phi^j = S_{10} S_{00}^{-1} \quad (47)$$

$$Q^j = n^{-1} (S_{10} - S_{10} S_{00}^{-1} S_{10}') \quad (48)$$

$$R^j = n^{-1} [(y_t - A_t x_t^n)(y_t - A_t x_t^n)' + A_t P_t^n A_t'] \quad (49)$$

Las actualizaciones para las matrices de media y varianzas son las siguientes:

$$\mu_0^j = x_0^n \quad (50)$$

$$\Sigma_0^j = P_0^n \quad (51)$$

Obtenidas a partir de la minimización de 43. Todo el algoritmo puede ser visto como una alternativa entre los estimadores de máxima verosimilitud de la teoría normal multivariada y las recursiones del suavizado y filtro de Kalman. Algunos resultados de convergencia bajo ciertas condiciones son dados en Wu (1983). El procedimiento iterativo puede resumirse como sigue:

1. Inicializar el procedimiento, en  $j = 0$ , mediante la elección de los valores iniciales para los parámetros  $\Theta^0 = \{\mu_0, \Sigma_0, \Phi, Q, R\}$ .
2. Calcular la verosimilitud con información incompleta,  $-2\ln L_{Y,X}(\Theta^{(j-1)})$ .

3. Llevar a cabo el paso de estimación  $E$  por medio del suavizado y filtrado de Kalman, para obtener  $x_t^n$ ,  $P_t^n$  y  $P_{t,t-1}^n$  para  $t = 1, \dots, n$ , usando los parámetros  $\Theta^{(j-1)}$ . Usar los valores del suavizado para obtener  $S_{11}$ ,  $S_{10}$  y  $S_{00}$ .

4. Llevar a cabo el paso de maximización  $M$ , actualizando las estimaciones  $\mu_0$ ,  $\Sigma_0$ ,  $\Phi$ ,  $Q$  y  $R$ , para obtener  $\Theta^{(j)}$ .

5. Repetir los pasos del 2 al 4 hasta llegar a alcanzar la convergencia.

### Distribución asintótica de los estimadores

Bajo condiciones generales, sea  $\Theta_n$  el estimador de  $\Theta_0$  obtenido por maximización de la verosimilitud de las innovaciones y  $L_Y(\Theta)$  tal como se da en 39. Entonces tanto como  $n \rightarrow \infty$ .

$$\sqrt{n}(\hat{\Theta}_n - \Theta_0) \xrightarrow{d} N[0, \mathcal{I}(\Theta_0)^{-1}] \quad (52)$$

en donde  $\mathcal{I}(\Theta_0)$  es la matriz de información asintótica dada por:

$$\mathcal{I}(\Theta_0) = \lim_{n \rightarrow \infty} n^{-1} E \left[ - \frac{\partial^2}{\partial(\Theta_0) \partial(\Theta_0)} \ln L_Y(\Theta) \right] \quad (53)$$

Un análisis más detallado al respecto es presentado por Hannan y Deistler (1988). Dentro del procedimiento de Newton-Raphson, la matriz Hessiana obtenida durante el tiempo de convergencia puede

ser usada como un estimativo de  $n\mathcal{I}(\Theta_0)$ , para obtener estimaciones de los errores estándar, en el caso del algoritmo *EM* no se calculan derivadas, en su lugar, es posible llevar a cabo una evaluación del tipo

numérico de la matriz Hessiana dentro del lapso de tiempo en que se da la convergencia en los parámetros y de esta manera se estiman los errores estándar.

## REFERENCIAS

- Agénor, P. R. & Da Silva, L. P. (2013). Rethinking inflation targeting: A perspective from the developing world. *Centre for Growth and Business Cycle Research Discussion Paper Series*, 185. University of Manchester, Manchester, UK.
- Basel Committee. (1988). International convergence of capital measurement and capital standards. *Paper issued by the Basel Committee on Banking Supervision (BCBS)*, Basel, Switzerland.
- Box, G. E., & Jenkins, G. M. (1976). *Time series analysis: forecasting and control*, revised ed. Holden-Day.
- Brockwell, P. J., & Davis, R. A. (2013). *Time series: theory and methods*. Springer Science & Business Media. Chapter 2.
- Cabrera Rodríguez, W. A., Melo Velandia, L. F. & Parra Amado, D. (2014). Relación entre el riesgo sistémico del sistema financiero y el sector real: un enfoque FAVAR. *Ensayos sobre Política Económica*, 32 (75), 1-22.
- Dempster, A. P., Laird, N. M., & Rubin, D. B. (1977). Maximum likelihood from incomplete data via the EM algorithm. *Journal of the royal statistical society. Series B (methodological)*, 1-38.
- Durbin, J. & Koopman, S. (2001). *Time series analysis by space state methods*. Oxford University Press.
- Echavarría Soto, J. J., López Enciso, E., Misas Arango, M., Téllez Corredor, J. & Parra Álvarez, J. C. (2008). La tasa de interés natural en Colombia. *Investigación Conjunta-español*, 1, 164-201.
- Gupta, N. K. & Mehra, R. K. (1974). Computational aspects of maximum likelihood estimation and reduction in sensitivity function calculations. *Automatic Control, IEEE Transactions on*, 19 (6), 774-783.
- Hagemann, H. (2001). Wicksell's new theory of crises: an introduction. *Structural change and economic dynamics*, 12 (3), 331-334.
- Hamilton, J. D. (1994). State-space models. *Handbook of econometrics*, 4, 3039-3080.
- Hannan, E. J. & Deistler, M. (1988). *The statistical theory of linear systems*, 70. SIAM.
- Harrison, J. (1989). *Bayesian forecasting and dynamic models*. Springer-Verlag, New York.
- Harvey, A. C. (1990). *Forecasting, structural time series models and the kalman filter*. Cambridge University Press.
- Hilbers, P., Krueger, R. & Moretti, M. (2000). Nuevas herramientas para evaluar la solidez de los sistemas financieros: los indicadores macroprudenciales que se definen en sentido amplio como indicadores de la solidez y estabilidad del sistema financiero pueden ayudar a los países a evaluar la vulnerabilidad de su sistema bancario ante las crisis. *Finanzas y desarrollo: publicación trimestral del Fondo Monetario Internacional y del Banco Mundial*, 37 (3), 52-55.

- Hirtle, B. & López, J. A. (1999). Supervisory information and the frequency of bank examinations. *Economic Policy Review*, 5 (1).
- Jones, R. H. (1980). Maximum likelihood fitting of arma models to time series with missing observations. *Technometrics*, 22 (3), 389-395.
- Kalman, R. E. (1960). A new approach to linear filtering and prediction problems. *Journal of Fluids Engineering*, 82 (1), 35-45.
- Kalman, R. E. & Bucy, R. S. (1961). New results in linear filtering and prediction theory. *Journal of Fluids Engineering*, 83 (1), 95-108.
- Kamil, H., David Pulido, J. & Luis Torres, J. (2010). El imaco: un índice mensual líder de la actividad económica en Colombia. *Monetaria*, 33 (4), 493.
- Itagawa, G. & Gersch, W. (1984). A smoothness priors-state space modeling of time series with trend and seasonality. *Journal of the American Statistical Association*, 79 (386), 378-389.
- Maldonado Atencio, A. A. & et al. (2010). *La evolución del crecimiento industrial y transformación productiva en Colombia 1970-2005: Patrones y determinantes*. (Tesis Doctoral no publicada). Universidad Nacional de Colombia.
- Mayorga Mogollón, W. & Escalante Cortina, R. (2011). Actualización de la estimación de la nairu en Colombia. *Revista de Ciencias Sociales*, 17 (2).
- Martín Rodríguez, G. (2003). *Modelos estructurales en el contexto de las series temporales económicas*. ULPGC. Biblioteca Universitaria.
- Mishkin, F. S. (1996). *Understanding financial crises: a developing country perspective* (Inf. Tec.). National Bureau of Economic Research.
- Pineda, F., Piñeros, H. & et al. (2009). El indicador financiero único como mecanismo de alerta temprana: una nueva versión. *Reporte de Estabilidad Financiera*, Bogotá, Banco de la República de Colombia.
- Rodríguez, F. A., Maldonado, C. G. & Velandia, J. L. (2014). Las entidades financieras a lo largo del ciclo de negocios: ¿está el ciclo financiero sincronizado con el ciclo de negocios? *Ensayos sobre Política Económica*, 32 (75), 28-40.
- Shumway, R. H. & Stoffer, D. S. (2013). *Time series analysis and its applications*. Springer Science & Business Media.
- Wu, C. J. (1983). On the convergence properties of the em algorithm. *The Annals of statistics*, 95-103.





# SUBMISSION OF ARTICLES

REVISTA IB  
INFORMACIÓN BÁSICA  
EN ESTADÍSTICA

ANDEAN CENTER FOR HIGHER STUDIES, CANDANE

## GENERAL PROCEDURE

The journal "Revista ib" is an annual publication, refereed by peer reviewers, orientated to disseminate research products with the aim to create a space for sharing data and methodologies associated with statistical, economic and demographic activities.

The articles should be related with one of the following fields:

- Statistical, economical or demographical research projects that produce unprecedented results.
- Process analysis, interpretation or criticism concerning statistical, economic and demographic topics based on original sources.
- Compendium of analysis, systematization and integration of a minimum number of researches in statistics, economics and demographics already published.
  - After receiving the article, the author will be notified by email about the fulfillment of the overall requirements.
  - Thereafter, the article shall enter into a review process carried out by the National Bureau of Statistics - DANE or/and external experts who will evaluate it. That process will be leaded by the editorial committee.
- The arbitration process is completely anonymous.
- During the arbitration process, there will be a permanent communication with the authors in order to make changes if it is necessary.
- In the event that there is a disagreement among the reviewers of the article, a third reviewer will be required.
- Each article included in the Revista ib must be approved by at least two thematic experts.

## THE ARTICLES SUBMITTED MUST SATISFY THESE REQUIREMENTS

**Length:** maximum length of 20 pages, including tables, figures and references.

**Format:** Arial 11 points, single spacing and margins of 2.5 inches. Tables and graphs should be submitted in an Excel separated file.

**Requirements:** the articles submitted must have not been previously

published or be under consideration by other publications.

**Summary:** It should contain a maximum of 250 words and must be submitted in English, it should also include a list of at least 3 keywords.

**Content:** The text should contain the following sections: introduction, literature

review or theoretical framework, conclusions and bibliography. In statistical research, projects should also include: materials, methods, results and discussion.

**Citation and bibliography:** the citation format should be APA. For more information, please consult: <http://flash1r.apa.org/apastyle/basics/index.htm>

## SUBMISSION

- The main text should be well integrated, divided into sections, with informative headlines. It should be avoided, if possible, footnotes and unnecessary separation of parts of the text as annexes or appendices. If it is the case, footnotes should be clarifying and numbered consecutively.
- The language should be clear and concise in order to be easily understood by the general reader.
- Technical terms must be followed by a simple definition in parentheses, commas or any sign that they allow them to stand and interpret.
- Abbreviations or symbols should be explained the first time they are mentioned.
- Figures management: they should be separated by a point when it refers to thousands, and with a comma when they are decimals. This applies for text, tables, charts and graphs.
- The tables, charts, graphs, equations, etc., should be referenced in the text of the article and placed as close as possible to where they are first cited.
- All tables, charts, graphs, equations, etc., should be numbered consecutively.
- Charts and Tables: charts must add either horizontally or vertically, otherwise they are tables. The title should be in Arial 10 and the body (the part that contains the data) should be in size of 9 points. Charts and tables must be submitted without shading or boxes, and no vertical lines. They are numbered in consecutive order and Arabic numbers.
- Graphics: All graphics should be numbered consecutively in Arabic numbers, independent of the numbering of tables, charts and diagrams. No boxes or shading should be used. The axes should be named and the measure units must be clear, no bold and no abbreviations need to be included. Avoid using labels for the figures. All graphs, charts and tables should cite the source, in Arial 8 point.

## NOTES

The authors are responsible regarding intellectual property, the use of contents, figures, tables, photographs, etc.

When the document is accepted for publication, the copyright thereof become DANE's property.

The responsibility about the content of each article is entirely of the author

and there is no responsibility for the National Administrative Department of Statistics (DANE), or the Revista ib.

To submit articles to the journal or additional information please contact:

**revistaib@dane.gov.co**

For information about CANDANE, our courses, the Revista ib or the Magazine ib please visit:

**<http://www.dane.gov.co/candane>**





**INSTRUCCIONES  
PARA EL ENVÍO  
DE ARTÍCULOS**

REVISTA IB  
INFORMACIÓN BÁSICA  
EN ESTADÍSTICA

CENTRO ANDINO DE ALTOS ESTUDIOS (CANDANE)



## POLÍTICA EDITORIAL

La *Revista ib* es una publicación periódica, orientada a difundir trabajos enmarcados en actividades de investigación para crear un espacio de difusión de datos y metodologías asociados a los campos de la estadística, la economía y la demografía.

Los artículos enfocados en dichos campos deben corresponder a:

- Investigación que produzca resultados inéditos.
- Análisis, interpretación o crítica basados en fuentes originales.
- Compendios sobre análisis, sistematización e integración de un número mínimo de investigaciones ya publicadas.

Es importante tener en cuenta la siguiente información:

- Al recibir el artículo, se notificará por correo electrónico al autor y se comprobará el cumplimiento de los requisitos generales de presentación.
- Posteriormente entrará en un proceso de revisión por parte de expertos temáticos del Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE) o externos que evaluarán el artículo. El proceso de evaluación es el método doble ciego: el evaluador no posee datos sobre el autor e igualmente el autor no sabe quién arbitra su trabajo.
- Durante el proceso de arbitraje se mantendrá permanentemente comunicación vía correo electrónico con los autores para realizar modificaciones al texto.
- En el caso en que haya discrepancia entre los evaluadores del artículo, se recurrirá a un tercer evaluador.
- Cada artículo incluido en la *Revista ib* debe ser aprobado por al menos dos expertos temáticos.

## LINEAMIENTOS EDITORIALES

- El artículo debe ser original e inédito.
- El artículo enviado no debe estar postulado para publicación simultáneamente en otras revistas u órganos editoriales.
- Los autores se hacen responsables, respecto a la propiedad intelectual, por el uso de contenidos, figuras, tablas, fotografías, etc.
- El contenido de cada artículo es entera responsabilidad del autor y no compromete al Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE) ni a la Revista ib.
- Cuando el documento es aceptado para su publicación, los derechos de copia del mismo pasan a ser propiedad del DANE.
- En caso de que el artículo no apruebe el proceso de evaluación, el editor enviará una carta al autor exponiendo las razones por las cuales el artículo no cumplió con los requerimientos de dicho proceso.

## REQUISITOS GENERALES PARA LA PRESENTACIÓN DE ARTÍCULOS PARA LA REVISTA IB

### Requisitos básicos

**Extensión:** máximo 20 páginas, incluyendo tablas, gráficos y referencias bibliográficas.

**Formato:** letra Arial, 11 puntos, interlineado sencillo y márgenes de 2,5 centímetros. Las tablas, gráficos y cuadros deben enviarse en archivo aparte en el programa Excel. Las imágenes deben entregarse en una extensión que sea de imagen para facilitar la diagramación.

**Resumen:** debe contener un máximo de 250 palabras y presentarse en inglés y en el idioma original del texto, e incluir en ambas versiones una lista de mínimo 3 palabras clave.

**Contenido:** el texto debe contener las siguientes partes: introducción, re-

visión de literatura o marco teórico, conclusiones y bibliografía. En el caso de los textos que corresponden a proyectos de investigación en estadística deben incluir también: materiales y métodos, resultados y discusión.

**Citación y bibliografía:** el formato de citación debe ser APA. Puede encontrar mayor información en <http://flash1r.apa.org/apastyle/basics/index.htm>

### Presentación de los artículos

- El texto principal debe estar bien integrado, aunque dividido en secciones, mediante encabezamientos de carácter informativo. Deben evitarse, en lo posible, las notas al pie de página y la separación innecesaria de partes del texto en forma de anexos o apéndices. En caso de presentarse, las notas de pie de página deben ser de carácter aclaratorio y estar numeradas consecutivamente.
- El lenguaje debe ser claro, preciso y de fácil comprensión para el lector no especializado.
- Los términos técnicos deben ir seguidos de una definición sencilla entre paréntesis, entre comas o cualquier signo que lo destaque y permita su interpretación.
- Cuando se incluyan siglas o símbolos, estos deben explicarse la primera vez que se nombran.
- Manejo de cifras: deben estar separadas por un punto cuando se trata

de miles, y por una coma cuando son decimales. Esto se debe aplicar tanto dentro del texto, como en las tablas, cuadros y gráficos.

- Las tablas, cuadros, gráficos, ecuaciones, etc. deben ser referenciados en el texto del artículo y ubicarse lo más cerca posible del lugar donde se les cite por primera vez.
- Todas las tablas, cuadros, gráficos, ecuaciones, etc. deben ir numerados consecutivamente.
- Cuadros y tablas: el cuadro debe sumar, ya sea horizontal o verti-

calmente; si no suma en ninguno de los dos sentidos, es una tabla. Deben ir numerados(as) en orden consecutivo y en número arábigos.

- Gráficos: todos los gráficos deben tener una numeración consecutiva, en números arábigos, independiente de la numeración de las tablas, los cuadros y los diagramas. No se debe presentar el gráfico con recuadro ni sombreados; los ejes deben llevar nombre y unidades de medida, sin negrilla y sin abreviaturas o símbolos; no se deben incluir los rótulos de las cifras.

- En todos los gráficos, cuadros y tablas se debe citar la fuente, al pie de los mismos, en letra Arial de 8 puntos.

Para enviar artículos a la revista u obtener más información diríjase a **revistaib@dane.gov.co**

Para obtener información sobre Candane, las demás publicaciones nuestras y la programación docente, visite **<http://www.dane.gov.co/candane>**



## Revista Información Básica en Estadística

[www.dane.gov.co](http://www.dane.gov.co)

Carrera 59 nro. 26-70 Interior I – CAN

Tel.: (57-1) 597 8300

[revistaib@dane.gov.co](mailto:revistaib@dane.gov.co)



**DANE**  
Para tomar decisiones



**TODOS POR UN  
NUEVO PAÍS**  
PAZ EQUIDAD EDUCACIÓN