

ecos de  
**Economía**

A Latin American Journal of Applied Economics

ISSN 1657-4206  
e-ISSN 2462-8107

**Vol. 19 - No. 41**  
Julio - Diciembre de 2015  
PP. 1-136  
Medellín-Colombia

# ecos de Economía

A Latin American Journal of Applied Economics

## Ecos de Economía:

A Latin American Journal of Applied Economics

Frequency: 2 issues/year

ISSN: 1657 - 4206

e-ISSN: 2462-8107

## Focus and Scope

Ecos de Economía is an international journal of applied economics, with a particular interest in the quantitative analysis of economic, financial, and public policy issues and/or themes related to Latin America. Articles that include and analyze national data are particularly welcome, since these data are often unavailable to international researchers outside the region. The journal is not interested in manuscripts that are solely conceptual in nature.

## Abstracting & Indexing Services

The Journal is found indexed and reported in: Pubindex "A2" | Latindex | Scielo Citation Index - WoS | Scielo\_Colombia | EconLit | Economía y Negocios- EBSCOhost | Fuente Académica Premier – EBSCOhost | Business Source Corporate Plus - EBSCOhost | ABI/INFORM Complete – Proquest | ABI/INFORM Global – Proquest | DoTEc | RePEc | Ideas | EconPapers | E-revist@s | Index Copernicus International | Dialnet | PKP – OJS | Informe Académico – Gale | Actualidad Iberoamericana | Clase - UNAM | DOAJ | DRJI | Google Scholar | JournalTOCs | ResearchBib | ProQuest Social Science Database | Business Insights: Global | Redalyc | ECONIS | LatAm-Studies

## Editor-in-Chief

Theodore R. Breton, Universidad EAFIT, Colombia

## Managing Editor

Oscar William Caicedo, Universidad EAFIT, Colombia

## Board of Editors

Juan C. Duque, Universidad EAFIT, Colombia

Luis H. Gutierrez, Universidad del Rosario, Colombia

Gustavo Canavire Bacarreza, Universidad EAFIT, Colombia

Jorge Martinez-Vazquez, Georgia State University, United States

Félix Rioja, Georgia State University, United States

## Associate Editors

Alejandro Micco Aguayo, Universidad de Chile, Chile

Claudio Bravo-Ortega, Universidad de Chile, Chile

Hugo Ñopo, Banco Interamericano de Desarrollo, Colombia

Jorge N. Valero-Gil, Universidad Autónoma Nuevo León, Mexico

Jorge Guillén Uyen, Universidad ESAN, Perú

Carlos Medina, Banco de la República, Colombia

Alexander Tobón, Universidad de Antioquia, Colombia

Javier Pantoja-Robayo, Universidad EAFIT, Colombia

Diego Alonso Agudelo Rueda, Universidad EAFIT, Colombia

Mauricio Andrés Ramirez Gómez, Universidad EAFIT, Colombia, Colombia

## Contact Editorial Office:

Ecos de Economía: A Latin American Journal of Applied Economics

Universidad EAFIT, School of Economics and Finance

Cra. 49 7sur 50 Oficina 26-206, Medellín

Phone: (57) (4) 261 95 00 ext. 9465 • Fax: (57) (4) 261 9294

A.A. 3300 - [ecoseco@eafit.edu.co](mailto:ecoseco@eafit.edu.co)



# Contents

Estimación del precio marginal del sistema eléctrico colombiano: una mirada desde la organización industrial An Analysis of Colombian Power Market Price Behavior from an Industrial Organization Perspective <i>Ona Duarte Venslauskas, John J. García Rendón</i> .....	4
Dinámica del tipo de cambio, quiebre estructural e intervenciones de política en Colombia Exchange rate dynamics, structural breaks, and central bank interventions in Colombia <i>Jorge Mario Uribe, Natalia Restrepo López</i> .....	27
Evidence that Risk Adjustment is Unnecessary in Estimates of the User Cost of Money Evidencia de que no es necesario ajustar por riesgo al estimar el costo de uso del dinero <i>Diego A. Restrepo-Tobón</i> .....	49
Determinantes de la calidad del empleo de los Afrocolombianos: Comparativo para principales ciudades de Colombia, año 2007. Evidence of Discrimination Against Afrocolombians in the Colombian Labor Market in Major Cities in 2007 <i>José Santiago Arroyo Mina, Leonardo Belalcázar Fernández, Luis Felipe Pinzón Gutiérrez, Andrés Hermínul Franco</i> .....	71
El efecto de la gerencia privada de escuelas públicas en el desempeño estudiantil en la educación media en Colombia The Effect of Private Management of Public Schools on Student Achievement in Bogotá, Colombia <i>Ángela Rocío López Sánchez, Andrés Felipe Virgúez Clavijo, Jaime Andrés Sarmiento Espinel, Adriana Carolina Silva Aria</i> .....	108

---

ESTIMACIÓN DEL PRECIO  
MARGINAL DEL SISTEMA ELÉCTRICO  
COLOMBIANO: UNA MIRADA DESDE  
LA ORGANIZACIÓN INDUSTRIAL

An Analysis of Colombian  
Power Market Price  
Behavior from an Industrial  
Organization Perspective

Ona Duarte Venlauskas  
John J. García Rendón

---

Research Article

## ESTIMACIÓN DEL PRECIO MARGINAL DEL SISTEMA ELÉCTRICO COLOMBIANO: UNA MIRADA DESDE LA ORGANIZACIÓN INDUSTRIAL<sup>1</sup>

### An Analysis of Colombian Power Market Price Behavior from an Industrial Organization Perspective

Ona Duarte Venslauskas\*

John J. García Rendón\*\*

**Palabras clave:** Índice de demanda residual, índice de Herfindahl-Hirschman, mercado eléctrico, modelo de Cournot, precio marginal del sistema, VAR.

**Key words:** Cournot model, energy market, Herfindahl-Hirschman index, residual demand index, spot price, VAR.

**JEL Code:** JEL: L13, L19, L94

**Received:** 15/04/2015

**Accepted:** 16/09/2015

**Published:** 01/12/2015

\* London School of Economics and Political Science, London, Reino Unido.  
Email: [onaduarte@gmail.com](mailto:onaduarte@gmail.com)

\*\* Universidad EAFIT, Medellín - Colombia.  
Email: [jgarcia@eafit.edu.co](mailto:jgarcia@eafit.edu.co)

1 Los autores agradecen a EAFIT y Colciencias por su apoyo financiero, ya que este artículo es el resultado del proyecto "Estimación del precio marginal del sistema eléctrico colombiano: una mirada desde la organización industrial" del programa "566 Jóvenes Investigadores e Innovadores", de Colciencias y la Universidad EAFIT.

#### Resumen

Construimos un modelo de Cournot para simular el comportamiento estratégico de las empresas generadoras líderes del mercado eléctrico colombiano. Usamos las cantidades estimadas con este modelo para construir dos variables de organización industrial: el índice de demanda residual y el índice de Herfindahl e Hirschman (HHI). Con ellas estimamos modelos vectoriales autorregresivos (VAR) que permitan estimar el precio en bolsa (PMS) y hacer análisis impulso-respuesta. Los resultados muestran que la capacidad de almacenamiento de las empresas hidráulicas permite un mayor comportamiento estratégico que las térmicas en periodos de demanda baja, mientras que las térmicas son más estratégicas en periodos de demanda alta. Además los choques sobre los cambios en la demanda residual y en la concentración del mercado se reflejan en un comportamiento fluctuante sobre el crecimiento del PMS, lo que se puede interpretar como una reacción de la estrategia de las empresas ante un cambio en las circunstancias del mercado.

#### Abstract

We analyze the behavior of spot prices in the Colombian wholesale power market, using a series of models derived from industrial organization theory. We first create a Cournot-based model that simulates the strategic behavior of the market-leader power generators, which we use to estimate two industrial organization variables, the Index of Residual Demand and the Herfindahl-Hirschman Index (HHI). We use these variables to create VAR models that estimate spot prices and power market impulse-response relationships. The

results from these models show that hydroelectric generators can use their water storage capability strategically to affect off-peak prices primarily, while the thermal generators can manage their capacity strategically to affect on-peak prices. In addition, shocks to the Index of Residual Capacity and to the HHI cause spot price fluctuations, which can be interpreted as the generators' strategic response to these shocks.

## 1. Introducción

En los últimos años ha sido de común interés el estudio de la formación y comportamiento del precio *spot* de energía, también conocido como precio marginal del sistema (PMS). Dicho interés se debe a su alta volatilidad y a los comportamientos estratégicos que pueden tener las empresas generadoras, debido a las características propias en este mercado como la inelasticidad de la demanda, el no almacenamiento, la capacidad de restringir la generación y las altas barreras de entrada.

Estudios en diferentes mercados eléctricos internacionales han utilizado modelos de organización industrial, teoría de juegos o procesos estocásticos para identificar la existencia de poder de mercado o determinar las variables más importantes en la formación del precio *spot*. En general los estudios internacionales encuentran que en los mercados hay cierto tipo de capacidad de maniobra sobre el precio *spot* por parte de los agentes que pueden retener generación. Sin embargo, también hay evidencia de que esa capacidad no siempre implica un mayor nivel de precios, pues cuando la cantidad de energía vendida por contratos bilaterales de largo plazo es mucho mayor a la vendida en el mercado *spot* el incentivo a aumentar el precio *spot* disminuye, porque el generador debe comprar energía en el mercado *spot* para cumplir con sus contratos.

En Colombia la formación del PMS se hace a través de un sistema de subasta uniforme, en el que las empresas generadoras ofertan cantidad de disponibilidad de generación horaria y un precio promedio diario para el día siguiente. Luego el operador del mercado organiza las ofertas de menor a mayor precio y determina el PMS que corresponde al punto en el que las cantidades de oferta son iguales a las cantidades de demanda. El sistema de formación de precios depende entonces de las ofertas que hagan las empresas y las ofertas de las empresas dependen de muchos factores, que son objeto interesante de estudio.

La importancia de este artículo radica en incluir variables de organización industrial como el índice de demanda residual (IDR) y el Herfindahl-Hirschman Index (HHI); además de las variables fundamentales que determinan el precio del mercado *spot* eléctrico colombiano, como las condiciones climáticas (medida por medio de El Niño), la demanda, el nivel de embalse y algunas intervenciones regulatorias para explicar la formación del PMS, pues esto no solo les permite a los generadores analizar posibles comportamientos estratégicos en el mercado *spot* de generación eléctrica y el mercado de contratos bilaterales de largo plazo para maximizar sus beneficios por medio de un modelo de Cournot y modelos vectoriales autorregresivos (VAR), sino que, a su vez, el regulador puede conocer modelos como herramientas para analizar dichos comportamientos estratégicos por parte de los generadores que le permiten influir sobre el precio *spot*.

Una de las principales contribuciones de este artículo es la construcción de un modelo que permita simular la estrategia que siguen las empresas para hacer su oferta en el mercado *spot* teniendo en cuenta los contratos bilaterales. El punto de partida es que las empresas generadoras son maximizadoras de beneficios y que en el mercado colombiano las empresas tienen diferentes portafolios de servicios, los cuales se pueden incluir en un modelo de Cournot, que diferencia entre empresas

líderes y seguidoras, y al maximizar los beneficios de ambos tipos de empresas se obtiene el nivel de cantidades óptimas. El modelo se estima para la segunda mitad de 2010 con una temporalidad diaria. Las variables estratégicas que se incluyen en la ecuación de beneficios y a las restricciones son: el precio spot, las cantidades contratadas en el mercado de largo plazo, los costos de generación fijos<sup>1</sup> y el nivel de los embalses sujeto a los recursos hídricos de cada generador. El modelo de Cournot permite hacer varias estimaciones en diferentes escenarios, lo cual enriquece el análisis.

Después de estimar las cantidades óptimas para las principales empresas del mercado, estas se utilizan para construir variables de organización industrial que dan señales de posible poder de mercado. Las variables de organización industrial construidas son: el índice de demanda residual (IDR), que es un indicador de la capacidad de las empresas para afectar el precio del mercado, y el índice de Herfindahl e Hirschman (HHI), indicador de la concentración del mercado. Posteriormente se construyen tres modelos vectoriales autorregresivos (VAR) usando dichas variables de organización industrial y el PMS, estos modelos permiten hacer una estimación del PMS y analizar las funciones de impulso-respuesta que el IDR y el HHI tienen sobre este.

Entre los principales resultados encontrados se destaca el diferente comportamiento estratégico de las empresas especializadas en generación térmica comparativamente con las hidráulicas, el cual se debe a la capacidad de almacenamiento de los embalses. Otro resultado significativo es la prueba de la existencia de una relación de largo plazo entre el PMS y las cantidades ofertadas de las empresas. Además se confirmó que los choques sobre el crecimiento del índice de demanda residual y de concentración hacen que el crecimiento del PMS fluctúe, llegando a que este tenga un nivel superior al inicial en los cinco o siete días siguientes al choque, tal comportamiento se puede interpretar como una señal de que los generadores aprovechan los cambios en las condiciones del mercado para aumentar el PMS.

El artículo se encuentra dividido en seis secciones. Después de la introducción, la siguiente se refiere a los últimos avances, que incluyen la revisión internacional de modelos de formación de precios de energía, la explicación de la estructura del mercado eléctrico colombiano y las características del mercado. En la tercera sección se explica el modelo teórico usado para estimar el modelo de Cournot y los resultados obtenidos. La cuarta sección consiste en la presentación de la metodología para estimar el PMS, el análisis de cointegración y la estimación de los modelos VAR. La quinta sección presenta la estimación del precio y las funciones del impulso-respuesta de los modelos VAR. En la sexta sección se concluye.

## 2. Últimos avances

### 2.1. Formación del PMS en los mercados eléctricos internacionales

A nivel internacional se han usado varias metodologías para medir el poder de mercado en mercados eléctricos, y para determinar la formación del precio spot.

Principalmente se encuentran modelos de precios competitivos de referencia: **Weigt y Von Hirschhausen** (2008), **Joskow y Kahn** (2002), modelos de subastas: **Von der Fehr y Harbord** (1992), análisis estocásticos: **Roncoroni y Geman** (2003), y modelos de oligopolio de Cournot: **Wolfram** (1999), **Fabra y Toro** (2005); **Scott y Read** (1996), **Puller** (2007) y **Wolak** (2009). Estos últimos

1 Dado que se trata de un mercado con un gran componente hidráulico y por tanto es muy complicado obtener costos variables.

son bastante populares para identificar comportamientos colusivos o competitivos por parte de los agentes generadores en la industria.

Entre los resultados más importantes de los análisis sobre los mercados eléctricos, **Wolfram** (1999) y **Joskow y Kahn** (2002) encuentran que en el mercado inglés y en el californiano respectivamente, los agentes logran manipular el precio *spot* a partir de la retención de generación. Tanto **Von der Fehr y Harbord** (1992) en el mercado británico, como **Weigt y von Hirschhausen** (2008) en el alemán, encuentran que hay manipulación de precios por parte de los agentes y los mercados no son suficientemente competitivos.

Por otra parte, **Roncoroni & Geman** (2003) hacen un análisis de comportamiento estocástico sobre la serie del precio *spot* de Estados Unidos e identifican que este es altamente dependiente de condiciones de demanda y oferta, tales como las restricciones de transmisión, el clima, la no posibilidad de almacenamiento de los generadores térmicos, el costo de oportunidad y el factor de descuento de los hidráulicos y demás costos de operación y mantenimiento.

Por su parte, **Fabra y Toro** (2005) en el mercado español, **Scott y Read** (1996) en Nueva Zelanda, **Puller** (2007) en California y **Wolak** (2009) en Colombia, le dan especial atención a la importancia del mercado de contratos a la hora de controlar el incentivo de los generadores de aumentar el precio *spot*, ya que aunque las empresas generadoras tengan la capacidad de subir el precio, no será estratégicamente óptimo aumentarlo si la cantidad de energía vendida en el mercado *forward* (contratos) es mayor que la vendida en el mercado *spot*.

## 2.2. Estructura del mercado eléctrico colombiano

El mercado de energía mayorista (MEM), tal como se conoce hoy en día, se fundamenta en las leyes 142 y 143 de 1994 —Ley de Servicios Públicos Domiciliarios— y la Ley Eléctrica, respectivamente.

Con dichas leyes se buscaba la participación privada, la introducción de competencia en generación y la separación de actividades en las empresas. Con respecto a la integración vertical de las firmas que estaban desde antes de la nueva regulación en el mercado, se permitió que siguieran realizando varias actividades, pero con la condición de que su contabilidad fuera separada. A las empresas constituidas posteriormente a las leyes se les permite realizar más de una actividad siempre y cuando sea generación (comercialización o distribución)—comercialización. Con respecto a la integración horizontal se establece que ninguna empresa puede tener más del 25% de la capacidad instalada efectiva de generación del Sistema Interconectado Nacional (SIN) (**CREG, 2007**).

En el MEM se realizan transacciones de energía por medio de contratos bilaterales o de la bolsa de energía. El precio *spot* es muy volátil y el precio *forward* de los contratos es más estable. Por lo tanto, el mercado de contratos sirve como cobertura del riesgo causado por la volatilidad del PMS.

En el mercado de contratos bilaterales los comercializadores pueden comprar energía a un precio fijo con destino a usuarios regulados o a usuarios no regulados. En el primer caso las disposiciones de los contratos están reguladas con el objetivo de garantizar la competencia en las transacciones. En el caso de los contratos a usuarios no regulados las compras de los comercializadores no están reguladas, por lo que hay libertad para negociar precios y pactar cantidades. De la misma manera funcionan los contratos entre generadores y entre comercializadores, pero en este caso debe haber una inscripción



con cinco días de anticipación a la operación comercial del contrato y se deben especificar las reglas y procedimientos, y determinar hora a hora las cantidades y precios establecidos en el contrato.

Además, las empresas integradas verticalmente solo pueden autocomprarse un tope máximo del 60% de la energía con destino a usuarios regulados y deben participar en un procedimiento de convocatoria compitiendo con el resto de comercializadores (EPM, 2012).

Por otra parte, todos los generadores y comercializadores tienen la obligación de participar en la bolsa de energía, que es organizada como una subasta de precio uniforme. Diariamente los generadores deben informar al Centro Nacional de Despacho (CND), antes de las 8:00 a. m., una única oferta de precio diario para las veinticuatro horas del día siguiente por cada planta de generación, además de la disponibilidad de generación a nivel horario para cada planta de generación.<sup>2</sup> Los precios presentados deben reflejar los costos variables en los que esperan incurrir y un componente de riesgo (CREG, 2001).

Los costos variables de las térmicas incluyen los costos del combustible, de operación, administración y mantenimiento (OAM), los de arranque y parada, y la eficiencia térmica de la planta. Por su parte, los costos variables de las hidráulicas comprenden al costo de oportunidad de utilizar dicho recurso. Sin embargo, cuantificar el costo de oportunidad del agua es muy complejo, motivo por el cual para las estimaciones se utiliza el costo equivalente real de energía (CERE)<sup>3</sup>, suministrado por el operador del mercado (XM). Adicionalmente, estos precios deben incluir el costo equivalente de energía (CEE) y el impuesto al Fondo de Apoyo Financiero para la Energización de las Zonas No Interconectadas (Fazni).

Dada la información de las ofertas de los participantes se organiza un despacho ideal, con el objetivo de que la generación cumpla con la demanda doméstica esperada más las exportaciones menos las importaciones. Para cada hora se usan los recursos de generación más económicos cumpliendo con los limitantes del sistema y las pérdidas, pero sin tener en cuenta las restricciones del sistema, las cuales son consideradas únicamente en el despacho real. El precio *spot* entonces, es el precio marginal del despacho ideal, y es el precio que se paga a todos los generadores que entran a generar por los intercambios en bolsa.

Los generadores tendrán a favor las ventas de su generación en la bolsa, pero estarán debiendo sus compras en contratos. Si la diferencia entre las ventas y las compras es positiva, hay una ganancia del generador valorada al precio *spot* de la hora correspondiente, pero si es negativa se le cobra esa cantidad restante también al precio *spot*, ya que si el generador no tiene energía suficiente para cumplir con sus contratos, debe comprar su faltante en la bolsa.

### 2.3. Características del mercado spot colombiano

En Colombia la generación se divide principalmente en generación hidráulica y térmica, y la hidráulica tiene una participación significativamente mayor (hasta 85% dependiendo de la hora), como se puede observar en el Cuadro 1.

2 La Resolución CREG 140 de 2009 impone la sanción a aquellas plantas que no cumplan con el programa de despacho o cambien su declaración de disponibilidad en el día de operación. La sanción es tener una disponibilidad igual a cero para las próximas veinticuatro horas, así esta no se requiera para el redespacho.

3 El CERE es el mínimo precio del mercado y le permite a los agentes recaudar el cargo por confiabilidad. La Resolución CREG 034 de 2001 establece los costos regulados para las plantas térmicas e hidroeléctricas de acuerdo con los costos variables y los costos fijos que las empresas pueden recuperar.

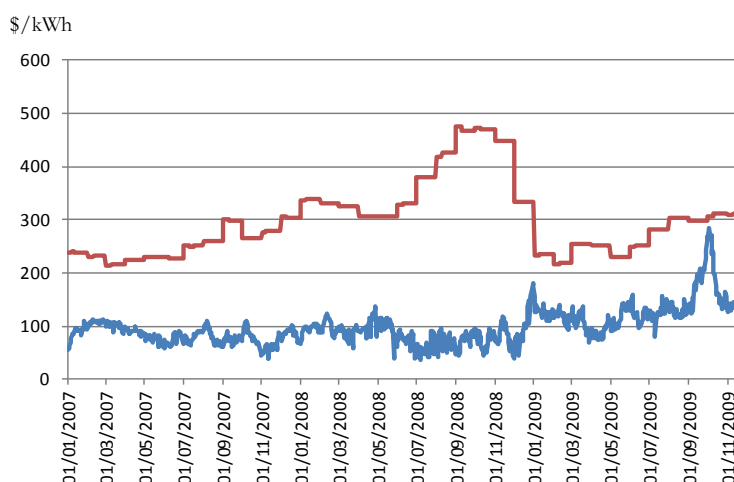
### Cuadro 1. Fuentes de generación eléctrica en Colombia

Recursos	2011 MW	2012 MW	Participación%	Variación% 2011-2012
Hidráulicos	9.185	9.185	64%	0%
Térmicos	4.545	4.426	30,08%	-2,6
Gas	3.053	2.122		
Carbón	991	997		
Fuel-Oil	341	0		
Combustóleo	187	307		
ACPM	0	678		
Jet1	0	46		
Gas Jet A1	0	276		
Menores	635	693	4,80%	9,10%
Hidráulicos	533	591		
Térmicos	83	83		
Eólica	18	18		
Cogeneradores	55	57	0,4%	4,60%
<b>Total</b>	<b>14.420</b>	<b>14.361</b>	<b>100%</b>	<b>-0,4%</b>

Fuente: XM (2013a).

Esta composición de las tecnologías de generación tiene varias implicaciones en el PMS, principalmente tal cantidad de generación hidráulica implica una alta vulnerabilidad al clima y más específicamente a los fenómenos de El Niño y La Niña, que afectan con fuerza los aportes hídricos y el nivel de los embalses y, esto a su vez, se ve reflejado en una alta volatilidad del PMS (Figura 1).

Figura 1. PMS Colombia



Nota: la línea azul representa el PMS y la roja el precio de escasez.

Fuente: XM (2013b).

La incertidumbre asociada a los fenómenos de El Niño y La Niña hace que haya una decisión importante por parte de los generadores hidráulicos sobre la generación actual o la futura, es decir,

la valoración del agua dado el costo de oportunidad de tener mayores reservas para generar en el futuro en caso de que haya sequía. Adicionalmente, el tratamiento de los costos variables de las plantas hidráulicas es muy diferente a los de las térmicas, los segundos son fácilmente medibles a partir del costo de los combustibles y la eficiencia, mientras que la definición del costo de oportunidad y la valoración del agua es más compleja de determinar.

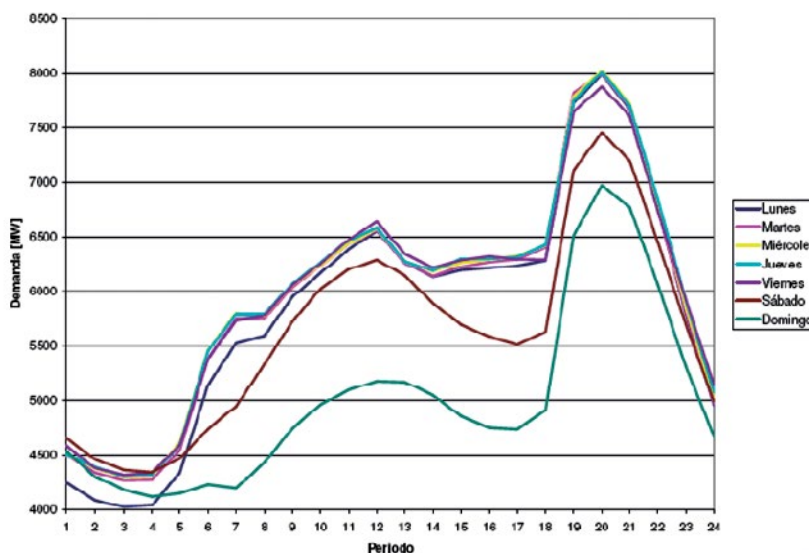
En cuanto a la demanda, se evidencia que en Colombia las horas pico se dan entre las 9:00 a. m. y las 2:00 p. m. y entre las 6:00 p. m. y las 11:00 p. m. Durante la semana hay mayor demanda de lunes a jueves, en tanto que los viernes, sábados y domingos es más baja. En 2012 se dio una demanda mensual entre 4.631 GW y 5.105 GW, siendo agosto el de mayor consumo y febrero el de menor consumo (Cuadro 2 y Figura 2).

**Cuadro 2. Demanda mensual en Colombia, 2012**

Mes	Ene.	Feb.	Mar.	Abr.	May.	Jun.	Jul.	Ago.	Sep.	Oct.	Nov.	Dic.
GWh	4.807	4.631	5.034	4.725	5.033	4.894	5.034	5.101	5.025	5.070	4.980	5.03
%	2,40	2,5	5,00	3,40	4,20	4,50	4,30	3,10	4,70	3,10	3,90	4,00

Fuente: XM (2013a).

**Figura 2. Demanda diaria típica de energía**



Fuente: Derivex (2010).

En cuanto a las variables que afectan la formación del PMS del mercado eléctrico colombiano, **Sierra y Castaño (2011)** identifican que la alta dependencia de la hidrología, la alta concentración del mercado y la participación nula de demanda son fundamentales para explicar la evolución del precio del mercado. Adicionalmente se observa que la serie del precio spot colombiano se caracteriza por tener saltos o cambios de nivel que se deben a cambios extremos de oferta y demanda generalmente ocasionados por fenómenos de El Niño o La Niña o por cambios regulatorios, de los cuales se destacan las resoluciones CREG 071 del 2006, referente al cargo por confiabilidad y a la implementación del precio de escasez, y **CREG 06 del 2009**, sobre la confidencialidad de la información.

Otros elementos estratégicos en la formación de precios de oferta que utilizan los agentes son los precios de los contratos, la generación del despacho ideal, el precio *spot* histórico, los ingresos por reconciliaciones, la generación térmica, los precios de oferta de las otras plantas de la misma empresa, las inflexibilidades, el embalse ofertable del sistema y los cambios regulatorios (UPME, 2004).

Además de la importancia del mercado de contratos bilaterales en la decisión de formación de oferta en el mercado *spot*, Wolak (2009) llama la atención sobre la importancia de la participación en el mercado minorista de las empresas que están integradas verticalmente, pues las cantidades vendidas en este mercado influyen en sus decisiones de oferta en la bolsa de la misma manera que lo hacen los contratos bilaterales, es decir, el generador solo tendrá incentivos de aumentar el precio *spot* si las cantidades vendidas en contratos bilaterales y al mercado minorista son menores a las cantidades vendidas en bolsa. Las tres empresas integradas verticalmente en el mercado colombiano para el 2008 fueron EPM, con una participación en el mercado de generación del 24,09% y en la distribución al mercado minorista de 17,50%, Isagen con una participación en generación de 18,58% y en el mercado minorista de 5,55%, y Emgesa, con una participación en generación de 23,86% y de 4,09% en el mercado minorista.

### 3. Marco teórico: modelo de Cournot dinámico

De acuerdo a las características del MEM puede utilizarse un modelo de Cournot para modelar apropiadamente la formación del PMS del mercado eléctrico colombiano, que permite modelar la oferta óptima de las principales empresas generadoras en la subasta diaria de la bolsa de energía.

El modelo utilizado es uno dinámico, en el que hay un grupo de empresas líderes que forman el oligopolio y el resto de las empresas se asumen como seguidoras. Cada una de las empresas líderes toma una decisión que maximiza su beneficio, y luego las demás también maximizan. Después la empresa líder vuelve a maximizar su beneficio y así se repite el proceso hasta que el modelo converge (García et al., 2013; Pindyck & Rubinfeld, 2000; Scott & Read, 1996; Fabra & Toro, 2005; Joskow & Kahn, 2002; Van den Berg et al., 2011).

Para construir la función de beneficio se incluye dos de los principales mercados en los que se mueven los generadores en Colombia, los cuales son el mercado *spot* y el mercado de contratos de largo plazo. Adicionalmente se implementan ciertas restricciones relacionadas con la capacidad instalada y el nivel de generación (García et al., 2013).

Para cada empresa del oligopolio la función de beneficios es:

$$\begin{aligned} \pi_i &= P + (q_i - q_{con,i}) + (P_{con} - q_{con,i}) - CT_i & (1) \\ & \text{s.a.} \\ & q_i \geq 0 \\ & q_i \leq cap_i \\ & Q \geq Q_{con} \end{aligned}$$

donde  $P$  es el precio *spot*,  $q_i$  son las cantidades generadas por la empresa  $i$ ,  $q_{con,i}$  son las cantidades vendidas en contratos de largo plazo por la empresa  $i$ ,  $P_{con}$  es el precio de los contratos y  $CT_i$  son los costos de la empresa  $i$ .

Las restricciones anteriores indican que las cantidades generadas de las empresas deben ser positivas y menores o iguales a la capacidad de generación que estas tienen. Además se tiene en cuenta que las cantidades totales contratadas deben ser menores o iguales a las cantidades totales del sistema.

Adicionalmente, se incluyen las restricciones de las condiciones climatológicas en la generación hidráulica por medio de la ecuación (2) y se basan en **Scott y Read** (1996).

$$\begin{aligned}
 emb_{i,t} &= emb_{i,t-1} - q_{i,t} + aph_{i,t} \\
 \forall i &= 1, 2, 3, \dots, T \\
 & \text{s.a.} \\
 emb_{i,t} &\geq 0 \\
 emb_{i,t} &\leq capi - capnoh_i \\
 0,3 \text{ capnoh} &\leq emb \leq 0,9 \text{ caph}
 \end{aligned} \tag{2}$$

donde  $emb_{i,t}$  es el nivel del embalse de la empresa  $i$  en el periodo  $t$ ,  $caph$  es la capacidad hidráulica,  $capi$  es la capacidad total y  $capnoh$  es la capacidad no hidráulica,  $aph_{i,t}$  corresponde a los aportes hídricos de la empresa  $i$  en el periodo  $t$ .

Estas restricciones indican que el nivel de embalse en el periodo  $t$  es igual al embalse en el periodo anterior, menos el agua utilizada para generar lo producido, más los aportes hídricos del periodo actual. Adicionalmente se especifica que el nivel del embalse siempre debe ser positivo o igual a cero, y que como máximo es igual a la capacidad total de la empresa menos la capacidad no hidráulica y que en general debe estar entre el 30% y el 90% de la capacidad hidráulica, ya que 30% fue el nivel que se dio en El Niño de 1997 y 1998, que además tuvo destinos diferentes al de generación.

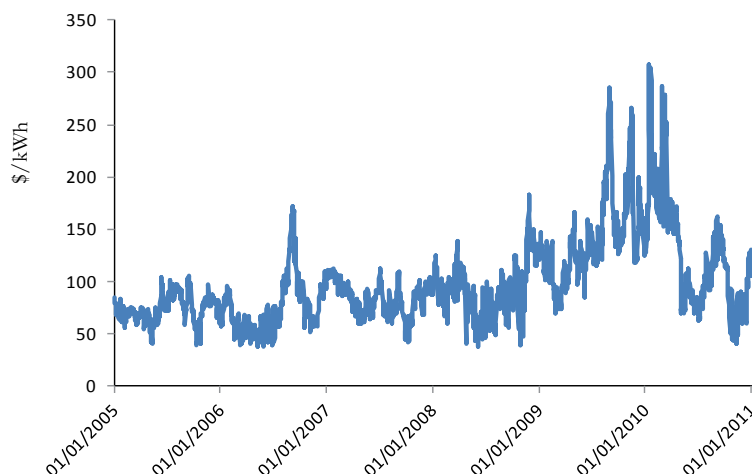
### 3.1. Datos, aplicación y resultados del modelo de Cournot

El periodo en el que se aplica la estimación del modelo va desde junio del 2010 a noviembre del mismo año. Se elige este periodo porque en él se presentaron efectos climáticos importantes que alteraron el PMS. La base de datos que se utiliza es pública y se obtuvo de la base de datos BI (del operador del mercado), la temporalidad usada es diaria y las unidades de las cantidades son kWh. Adicionalmente se supone que hay cinco principales agentes en el mercado que por sus condiciones de capacidad de generación se comportan como líderes y los demás se agregan formando el grupo de las minorías o seguidoras.

Debido a la dificultad de encontrar datos concretos de los costos de los generadores se construyó una variable usando el logaritmo natural del CERE, y los efectos que tienen sobre el PMS, los fenómenos de EL Niño o La Niña y las intervenciones del regulador. Para tales fines, se utiliza la información suministrada en **Sierra y Castaño** (2011), en la cual se identifica que en la segunda mitad del 2010 hubo un episodio de La Niña que empezó en junio de 2010 y que duró hasta noviembre del mismo año, este causó un importante retorno al nivel regular del precio luego de los altos niveles presentados en 2009. Concretamente, los precios se estabilizaron en la segunda mitad de 2010 debido a la recuperación de los recursos hídricos que permitió el fenómeno de La Niña y al efecto indirecto de la finalización de los impactos de las resoluciones **CREG 006 y CREG 015, de 2009**, que cambiaron

las condiciones de manejo de información orientadas a promover la competencia del mercado. Esto se evidencia en la **Figura 3**.

**Figura 3. Precio en el periodo de estimación con relación al del pasado**



Fuente: XM, 2013b.

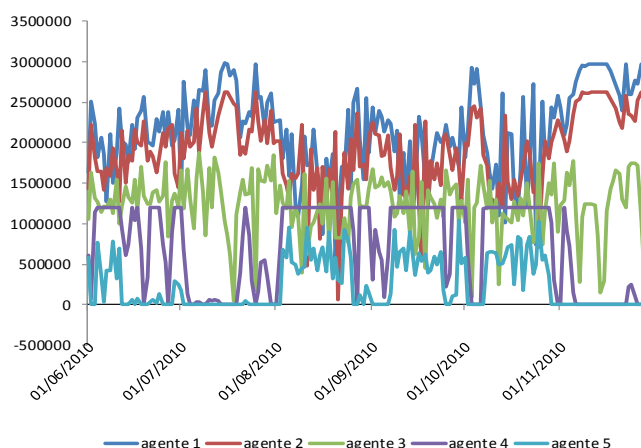
A partir de la cantidad contratada de cada agente generador se construye un promedio ponderado del precio de los contratos para obtener el precio de cada agente. Además, para la construcción de las restricciones del nivel del embalse se utilizan la capacidad de generación de cada empresa y el nivel de aportes hídricos. Finalmente, usando la información del precio spot y de la demanda, se construye el modelo de Cournot ya explicado.

La aplicación del modelo de Cournot da como resultado las cantidades óptimas a ofertar para cada uno de los agentes líderes, suponiendo que estos siguen un comportamiento estratégico en el mercado de bolsa dada la condición del mercado de contratos y el nivel de los embalses.

Al examinar las cantidades ofertadas en la bolsa se evidencia que hay agentes cuyo nivel de cantidades es bastante volátil, fluctuando entre valores positivos y negativos, siendo el valor máximo de cantidades en bolsa de 2986628 kWh y el mínimo de -1003,37 kWh (**Figura 4**). Lo anterior se traduce como la presencia de un comportamiento estratégico entre el mercado de bolsa y de contratos. Estos agentes son en su mayoría agentes hidráulicos, tal condición les da la posibilidad de almacenar el agua y actuar estratégicamente. Sin embargo, se evidencia que uno de los agentes presenta un comportamiento no tan volátil y más uniforme, dicho agente está especializado en generación térmica.

Es importante aclarar que un comportamiento estratégico no implica directamente un PMS más alto, pues como se dijo, una cantidad contratada suficientemente alta o pronósticos de sequías en el futuro, harán que la estrategia óptima del agente sea mantener un PMS bajo. Por lo tanto, un análisis de poder de maniobra o comportamiento estratégico no debe entenderse siempre como un efecto negativo para el mercado.

**Figura 4. Cantidades estimadas de los principales generadores**

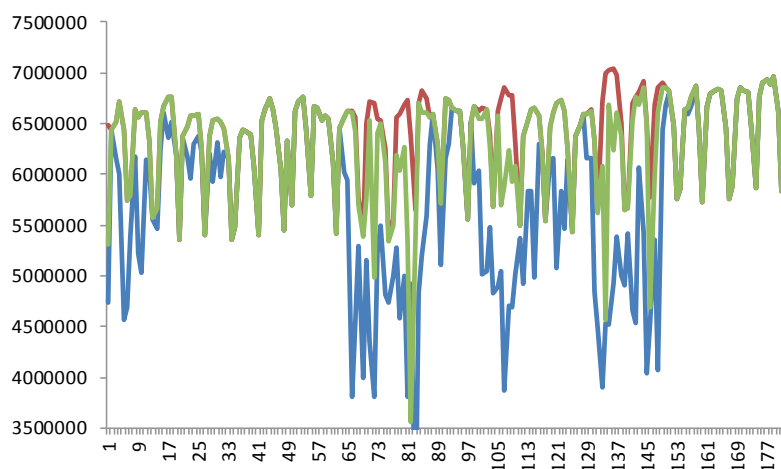


Fuente: elaboración de los autores, a partir de datos de XM.

La tecnología térmica es fundamental en periodos de escasez de agua, momento en el cual los agentes hidráulicos no tienen suficiente capacidad para ofrecer altas cantidades, en estos casos los agentes térmicos se vuelven determinantes en la definición del PMS. En consecuencia, se analizan dos escenarios, en el primero se incluye el agente puramente térmico en el grupo líder, y en el otro escenario dicho agente hace parte de las minorías.

En la **Figura 5** se ilustran las cantidades estimadas para el oligopolio (conformado por las empresas líderes) en los dos escenarios planteados, se observa que cuando el agente térmico se considera como líder (línea verde), la cantidad generada por el oligopolio es muy cercana al nivel de demanda total (línea roja), mientras que cuando este hace parte de las minorías (línea azul), las cantidades generadas por el oligopolio se alejan durante gran parte del periodo del nivel total de demanda, volviéndose indispensable en algunas horas —de alta demanda— para satisfacer la demanda de la industria dada la complementariedad de las dos tecnologías.

**Figura 5. Cantidades de agentes líderes en los dos escenarios.**



Fuente: elaboración propia, a partir de datos de XM.

Nota: la línea verde corresponde al líder, la línea roja a la demanda total y la línea azul a las minorías.

## 4. Metodología para la estimación del PMS

El análisis acerca de las cantidades estimadas simulando el comportamiento estratégico de las empresas es interesante. Sin embargo, el principal objetivo de la presente investigación es relacionar las cantidades estimadas con el modelo de Cournot a fin de estimar el PMS. Para hacerlo se usan variables de organización industrial construidas a partir de las cantidades generadas por las empresas y por las cantidades demandadas de todo el sistema, ya que estas variables permiten analizar una aproximación de poder de mercado y, a su vez, analizar efectos sobre el PMS.

Para realizar la estimación se utiliza un modelo VAR. Sin embargo, antes se realiza un análisis de integración entre cantidades y precios que permite validar la relación existente entre dichas variables y justificar técnicamente la propuesta de estimación.

Intuitivamente se supone que el precio y las cantidades en el mercado deben estar cointegradas, porque solo cuando las cantidades de oferta de los generadores igualan la demanda, es que se determina el PMS.

### 4.1. Análisis de cointegración

Para que dos series estén cointegradas es necesario que la diferencia entre ellas sea una serie estacionaria y que el mecanismo que corrige tal diferencia sea significativo y funcione adecuadamente (Granger, 1981); una relación de cointegración implica que aunque dos variables sean caminatas aleatorias (no estacionarias), hay un mecanismo que las une y hace que converjan a un equilibrio de largo plazo.

Para llevar a cabo el análisis se sigue la metodología de Engle y Granger (1987), en la que se deben cumplir los siguientes pasos: 1) se identifica que las variables a analizar sean efectivamente caminatas aleatorias; 2) se comprueba el orden de integración de estas; 3) se estima un modelo de relación lineal entre ambas variables, se obtienen los residuales —los cuales representan la diferencia que hay entre las series— y se comprueba que estos son estacionarios y que la relación no es espuria, si esto es así las series están cointegradas; 4) para ver la relación de corto plazo y el funcionamiento del mecanismo de corrección del error se estima una relación lineal entre las variables —aplicando la transformación necesaria para que estas sean estacionarias— y el negativo de los residuales y se comprueba que el coeficiente asociado a este sea negativo y que la relación estimada no sea espuria, si es así se concluye que el mecanismo de corrección del error funciona adecuadamente.

Se siguen todos los pasos para el análisis de cointegración entre el PMS y las cantidades generadas<sup>4</sup> y se comprueba que están cointegradas. También se hace el análisis entre el PMS y las cantidades del oligopolio estimadas con el modelo de Cournot, y si se llega a la misma conclusión, están cointegradas. Este hecho valida la utilización del modelo propuesto para estimar el PMS.<sup>5</sup>

### 4.2. Modelos VAR para la estimación del PMS

Como se mencionó, el método de estimación del PMS es un modelo VAR. Estos modelos permiten caracterizar las interacciones simultáneas entre un grupo de variables endógenas, pues se asume

4 Las cantidades generadas son iguales a las demandadas.

5 Al realizar el análisis se usaron las funciones de autocorrelación y autorrelación parcial, el test de Dickey Fuller (ADF) aumentado, el test de Phillips Perron (PP) y el de Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) para determinar que las series son integradas de orden 1.



que las variables incluidas están en función de su propio pasado y del pasado de las demás variables. Usar este tipo de modelos en este caso es útil, ya que se puede evidenciar cómo las variables de organización industrial están interactuando con el comportamiento del PMS.

Se utilizan el índice de demanda residual (IDR) y el índice de Herfindahl Hirschman (HHI) como indicadores de poder de mercado y concentración en la industria. Todas estas variables utilizan las cantidades generadas de las empresas y las demandadas para dar alguna señal de poder de mercado. La hipótesis que se tiene es la de que tales condiciones de mercado tienen efecto en la formación del PMS.

### Índice de demanda residual (IDR)

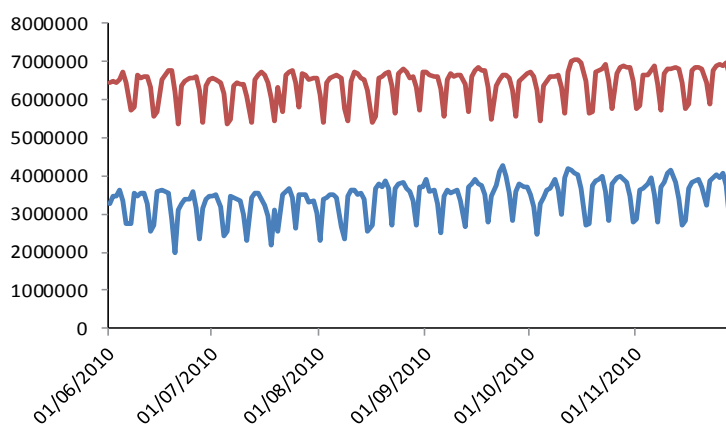
La curva de demanda residual a la que se enfrenta un generador resume la capacidad que este tiene para influir en el precio de mercado, manteniendo constante la demanda total del sistema y la curva de oferta de los demás generadores. La posibilidad de influir en el precio de mercado se da debido a que cuando el generador se enfrenta a una curva de demanda residual propia puede ofertar cualquier nivel de precios y cualquier nivel de cantidades que esta le permita, así como emplear esta información para crear su estrategia. La mayor libertad obtenida la puede llevar a tomar decisiones diferentes a las que se enfrenta teniendo en cuenta la demanda total del sistema, entonces, si su demanda residual es suficientemente grande sus acciones tendrán efectos importantes en el PMS (Wolak, 2009).

En este caso no se estima un IDR para cada agente, sino que se estima para el oligopolio (líderes) de manera agregada. Además, como el interés está centrado en el mercado de corto plazo, lo adecuado es restar los contratos totales del mercado para obtener la demanda residual del mercado de bolsa. El IDR se calculó con los datos reales de la industria usando las disponibilidades declaradas por las empresas líderes, y adicionalmente se construyó otro con las cantidades estimadas por el modelo de Cournot para efectos de análisis posteriores (Figura 6).

La ecuación (3) es la utilizada en el cálculo del IDR estimado para el sistema.

$$IDR = Dda - Q_{min} \text{ Con} \tag{3}$$

**Figura 6. IDR estimada y demanda total**



Fuente: elaboración de los autores.

Nota: la línea roja corresponde a la demanda total, la azul al IDR.

Wolak (2009) sugiere que al estimar el IDR se incluyan las restricciones de transmisión, pues un índice que no las incluya está asumiendo que todas las empresas tienen una capacidad igual a la demanda con que cuentan, lo cual no siempre es cierto, debido a que existen las restricciones de transmisión. Si tales restricciones se omiten se puede estar subestimando el grado de poder de mercado unilateral que el generador, o en este caso el oligopolio, es capaz de ejercer. Sin embargo, por la no disponibilidad de los datos y por simplicidad del análisis, se omite tal sugerencia.

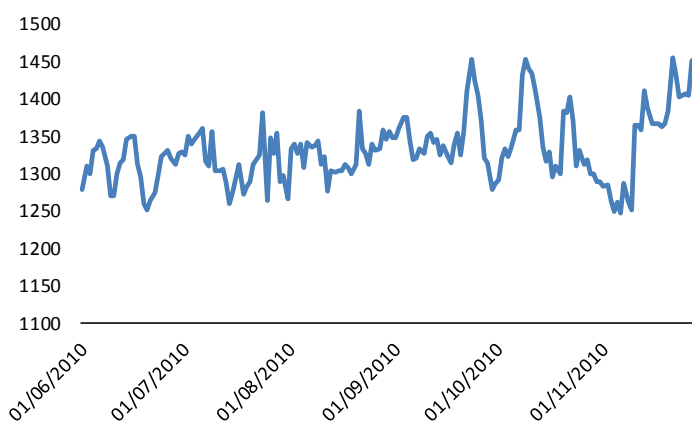
### Índice de Herfindahl-Hirschman

Este índice sirve como indicador de la concentración del mercado, lo cual puede ser indicio de control sobre el precio por los generadores más fuertes. El HHI se mide como una sumatoria de la participación de las empresas al cuadrado. Si el HHI es menor a 1000 el mercado se considera competitivo, si está entre 1000 y 1800 el mercado es moderadamente concentrado, y si es mayor a 1800 el mercado se considera altamente concentrado (Group, 2007).

Igual que el IDR, el HHI se calcula para la industria usando los datos reales y también los de cantidades del modelo de Cournot, en este último caso en particular se calcula como la suma de la participación de cada empresa perteneciente al oligopolio y se toma a las minorías como un solo agente.

El HHI para el mercado spot colombiano se ilustra en la **Figura 7**, en la cual se evidencia que durante el periodo de estudio el índice se encuentra entre el rango de 1200 y 1500, lo que se traduce como un mercado moderadamente concentrado.

**Figura 7. Índice de Herfindahl-Hirschman (HHI)**



Fuente: elaboración de los autores, a partir de datos de XM

El mercado colombiano se considera moderadamente concentrado debido a que el 90% de su participación corresponde a siete empresas, mientras que el 10% restante es aportado por 36 empresas. El IHH para el periodo de estudio es igual a 1514.<sup>6</sup> Sin embargo, este indicador no genera suficiente información, pues así el mercado no sea muy concentrado los generadores pueden retener su generación para aumentar el precio (CREG, 2010).

6 La Resolución **CREG 060 de 2007** establece que si la participación de un agente es mayor al 30% en energía firme y el IHH es superior a 1800, el agente debe poner a disposición de otras empresas la energía suficiente para que la participación en generación no supere el 25%.

Además de los índices anteriores, se consideró incluir el índice de oferta residual (IOR), que se mide como la disponibilidad total del sistema menos la diferencia entre la disponibilidad del agente y sus contratos, dividido por la demanda total del sistema. Este índice sirve para indicar cuando una empresa es pivote, es decir, cuando su capacidad es indispensable para cubrir parte de la demanda del sistema. Sin embargo, **Botero et al.** (2013) encontraron que no es adecuado para las condiciones del mercado colombiano, pues al ser un índice que se basa en la oferta necesita comparar el precio ofertado con un costo de referencia, lo cual dificulta el análisis, dado que el mercado es principalmente hidráulico; además de que ningún agente fue pivote entre el 2005 y 2011 y, por lo tanto, no tiene sentido utilizarlo como medida de poder de mercado en esta industria.

En el **Cuadro 3** se presentan las estadísticas descriptivas de las variables IDR, HHI y PMS utilizadas en los tres modelos; en el primer caso la construcción de las variables se hace con los datos reales, en el segundo caso con las estimaciones del modelo de Cournot, en el escenario, en el que la térmica se considera parte del oligopolio, y en el último caso se construyen con las estimaciones del modelo de Cournot en el escenario en el que la térmica hace parte de las minorías.

### Cuadro 3. Estadística descriptiva de las variables

Estadística descriptiva	Modelo 1: datos reales			Modelo 2: estimaciones Cournot térmica oligopolio			Modelo 3: estimaciones Cournot térmica minorías		
	PMS	IDR	HHI	PMS	IDR	HHI	PMS	IDR	HHI
Media	100,01	3428269	1333	100,01	6291513	2843	100,01	5788312	2900
Mediana	95,03	3529262	1327	95,03	6483158	2673	95,03	6027498	2722
Máximo	161,9	4260324	1455	161,9	6959932	4935	161,9	6960896	4931
Mínimo	45,3	1966338	1247	45,3	3551980	1780	45,3	2512690	2094
Desviación estándar	24,81	467551,7	45,17	24,81	525448,61	695	24,81	843089	621,95

Fuente: elaboración de los autores.

Es importante tener en cuenta que en promedio el IDR es mayor en el Modelo 2, pues al considerar al térmico como empresa líder la demanda residual del oligopolio es mayor. De manera similar, el HHI en el Modelo 3 es mayor, ya que al considerarse al térmico como parte de las minorías su participación en el mercado se suma al de las demás pequeñas empresas. No obstante, si se considera cada agente separadamente para el HHI, el mercado sigue siendo moderadamente concentrado (**CREG, 2010**).

#### 4.3. Validación de los supuestos del modelo

Inicialmente se debe ver el orden de integración de las series, debido a que para poder estimar el VAR se debe tener la transformación necesaria para que sean estacionarias. Siguiendo la información que arroja la gráfica de cada variable, la función de autocorrelación y autocorrelación parcial, y los tests Dickey Fuller aumentado, Phillips Perron y KPSS para cada variable de cada modelo, se concluye que todas las variables son no estacionarias en niveles y estacionarias en la primera diferencia. Lo cual significa que son integradas de orden 1 y que para la estimación del VAR se deben usar las transformaciones en diferencias. Esto implica que el análisis no es sobre la variable, sino sobre su cambio o crecimiento. De esta manera, se analiza es el impacto que tiene el crecimiento de la demanda residual del oligopolio y el crecimiento de la concentración del mercado sobre el cambio del PMS. Los resultados de estos tests pueden observarse en el **Anexo 1**.

Los siguientes pasos son: determinar la cantidad de rezagos incluidos, apropiada para cada modelo; probar la estabilidad del modelo y verificar el cumplimiento de los supuestos de Gauss Markov en los residuales. Tales análisis para cada modelo pueden observarse en el **Anexo 2**, junto con el F estadístico y los coeficientes de determinación ajustados, que aportan información sobre la validez del modelo.

Como los datos tienen una periodicidad diaria, tiene sentido que la cantidad de rezagos sea 7 o 6, pues estos marcan el cambio de semana. La estabilidad de los modelos indica que después del efecto que causa un choque sobre el PMS, este volverá a su nivel de equilibrio. La no autocorrelación de los residuales se da a un nivel de confianza del 90% y es cumplimiento de un supuesto. La no normalidad de los residuales no es deseable, pero no se considera como un problema severo. La homocedasticidad en los modelos 2 y 3 cumple con el supuesto, pero puede haber problemas de heterocedasticidad en el Modelo 1, por la utilización de los datos reales.

El F estadístico de cada modelo es superior a 1,57; por lo tanto, con un nivel de confianza de 95% el modelo en general planteado sí está explicando el cambio en el PMS. Por último, los coeficientes de determinación ajustados  $R^2$  no son muy altos, pues indican que solo cerca del 20% del cambio en el PMS se explica por las variables incluidas, lo cual es normal dado que se dejan de lado otras variables que pueden explicar la formación del PMS en esta industria. Más allá de lograr la mejor estimación del PMS, lo que se busca con el ejercicio a través del VAR es analizar los efectos de las variables de organización industrial que dan señales de poder de mercado sobre el cambio en el PMS.

## 5. Resultados de los modelos VAR

### 5.1. PMS estimado

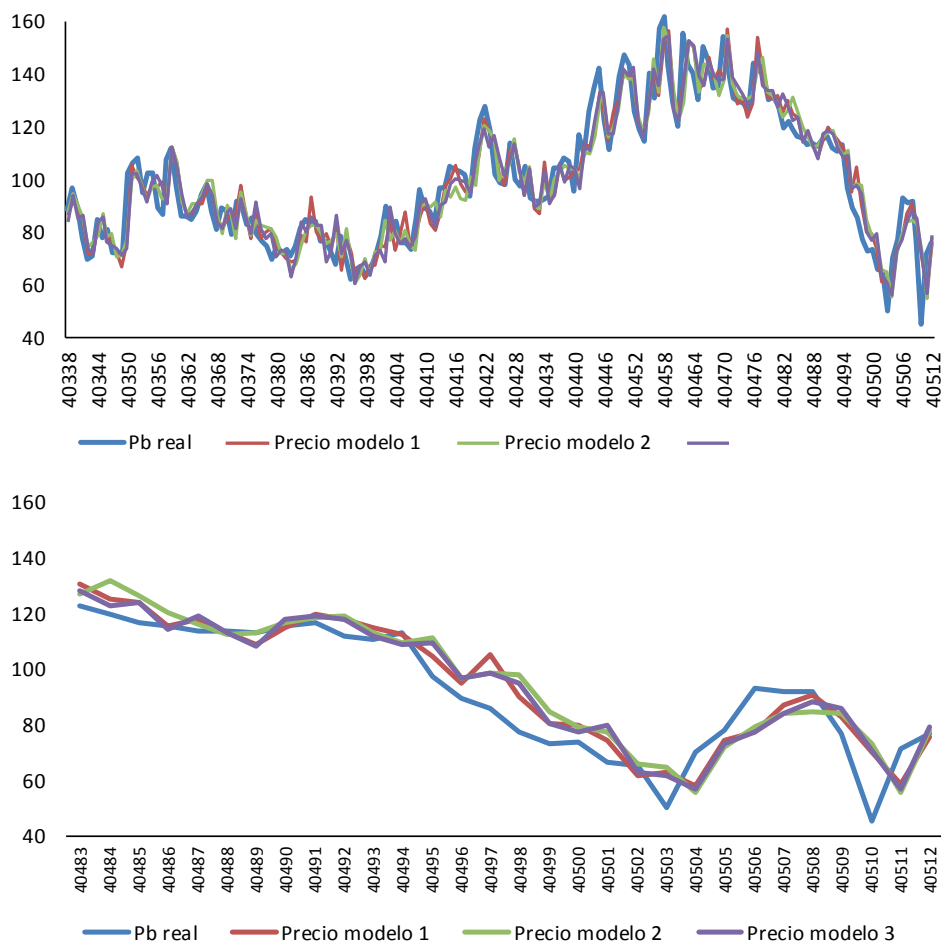
Los modelos VAR estiman la primera diferencia del PMS en función de esta y del pasado de la primera diferencia del IDR y del HHI. Al despejar dichas ecuaciones se puede estimar el PMS estimado en cada modelo.

Los resultados de las estimaciones del precio para cada modelo durante todo el periodo y el último mes, se pueden observar en las **Figura 8**.

Las estimaciones del modelo se aproximan bastante bien a la serie original, a pesar de la alta volatilidad de la serie diaria, todos los modelos logran captar la tendencia y los picos del PMS. Al examinar la serie para un periodo más corto (noviembre de 2010) se observan mejor las diferencias de las estimaciones de cada modelo. Aunque los tres son bastante aproximados, se considera que el Modelo 1 estimado con los datos reales y el Modelo 3 usando las estimaciones de Cournot cuando la térmica se incluye en las minorías, son los que presentan un mejor ajuste. Esto se explica por la complementariedad entre las dos tecnologías, la hidráulica y la térmica.

Con la finalidad de tener una herramienta más formal se hace un test de medias y se mide el MARE (error absoluto relativo promedio) y el MAPE (error absoluto porcentual promedio).

**Figura 8. PMS estimados**



Fuente: elaboración de los autores.

Los resultados para cada modelo se ilustran en el Cuadro 4.

**Cuadro 4. Pruebas de exactitud en la estimación**

Pruebas	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3
Test de medias			
$\frac{ PMS - PMSI }{\sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}}} \leq 1.96$	0,0	0,0	0,0
MARE			
$\frac{100}{n} \sum_{t=1}^n \left  \frac{PMS_t^i - PMS_t}{var(PMS_t)} \right $	2,06%	2,26%	2,01%
MAPE			
$\frac{100}{n} \sum_{t=1}^n \left  \frac{PMS_t^i - PMS_t}{PMS_t} \right $	13,24%	14,47%	12,97%

Fuente: elaboración de los autores.

El test de medias permite saber si el precio estimado es estadísticamente igual a la serie del precio real, un valor de cero indica que de serlo, es buena señal de una correcta estimación en los tres modelos. El error absoluto relativo promedio es cercano al 2% en los tres modelos, donde el de menor ajuste de todos es el del Modelo 2, lo cual puede indicar que es más acertado considerar la tecnología hidráulica y la térmica como complementarias, ya que en las horas de demanda alta la que determina el PMS es la térmica. El error absoluto porcentual promedio presenta un menor ajuste con un error de medición mayor al 10% para todos los modelos, lo cual no es deseable; sin embargo, es comprensible al tener en cuenta la alta volatilidad del precio y la temporalidad diaria con la que se trabaja.

## 5.2. Funciones del impulso-respuesta para el cambio del PMS

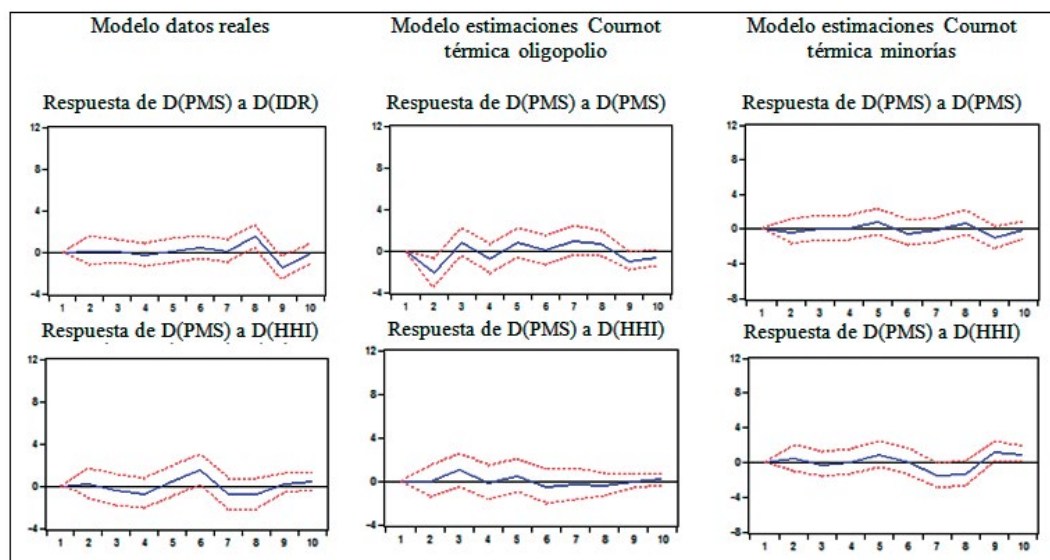
Los modelos VAR permiten analizar las funciones de impulso-respuesta (**Figura 9**), las cuales permiten observar qué sucede con el PMS cuando hay un choque aleatorio sobre el crecimiento de la demanda residual del oligopolio ( $IDR_t - IDR_{t-1}$ ) y sobre el crecimiento de la concentración del mercado ( $HHI_y - HHI_{t-1}$ ). Examinando las respuestas de cada uno de los modelos, se pueden hacer varios análisis.

La respuesta de un choque en el crecimiento de la demanda residual y el aumento de la concentración del mercado tiene un efecto diferente sobre el crecimiento del PMS en los tres modelos. El Modelo 3 —que usa las estimaciones del modelo de Cournot e incluye la empresa especializada en generación térmica en las minorías— se aproxima mucho mejor al resultado del modelo que utiliza los datos reales, lo mismo pasa cuando se compara la respuesta ante el crecimiento de la concentración del mercado. Esto significa que considerar la generación térmica como un complemento de la generación hidráulica es un escenario más realista. En efecto, mientras que la tecnología hidráulica determina el PMS en horas de demanda baja, la térmica lo hace en horas de demanda alta.

En los Modelos 1 y 3, al parecer choques sobre el crecimiento de la demanda residual del oligopolio no parecen tener un efecto significativo en el crecimiento del PMS durante los primeros días; sin embargo, al comienzo de la semana siguiente se evidencia un efecto positivo. Como se dijo, cuando el generador se enfrenta a una curva de demanda residual propia puede usar esta información para crear su estrategia, lo que le da capacidad para ofertar a un nivel de precios mayor y un nivel de cantidades para maximizar sus beneficios y entonces, si su demanda residual es suficientemente grande, sus acciones tendrán efectos importantes en el PMS (**Wolak, 2009**).

El análisis en el Modelo 2 es diferente, en este modelo la demanda residual es mayor, pues se considera al térmico como parte del oligopolio, y como es de esperarse, el hecho de que la demanda residual sea mayor implica un mayor efecto sobre el cambio en el PMS, pues esto revela que el oligopolio tiene un mayor poder de influencia. En este caso, inicialmente el crecimiento del PMS cae, pero en el tercer día sube, manteniéndose en el resto de la semana, y a la semana siguiente cae. Efectivamente, a un mayor nivel de demanda residual el oligopolio parece influir más en el aumento del precio.

**Figura 9. Funciones de impulso-respuesta**



Fuente: elaboración de los autores.

El choque sobre el crecimiento del índice de concentración del mercado parece tener un efecto bastante fluctuante en los tres modelos. Inicialmente tiene efecto positivo sobre el crecimiento del PMS en el quinto o sexto día, pasar a negativo al final de la semana y se recupera al principio de la semana siguiente. Esto parece indicar que el efecto de la concentración del mercado sobre el precio existe y que los agentes la aprovechan, aunque luego este desaparece. Como lo establece la teoría microeconómica, una mayor concentración en la industria medida con el HHI da capacidad a las empresas para ofertar mayores precios en el mercado spot de generación eléctrica en Colombia con algunas plantas de generación, como lo muestran [Hurtado, Quintero y García \(2014\)](#).

## Conclusiones

Este artículo utiliza un modelo de Cournot dinámico al examinar comportamientos estratégicos de los agentes sobre el precio spot en el mercado mayorista en Colombia, además de emplear modelos VAR para pronosticar el PMS y realizar análisis de impulso-respuesta.

A partir del modelo de Cournot dinámico se puede concluir que este explica bastante bien la realidad del mercado spot colombiano, ya que muestra la complementariedad que existe entre las dos principales tecnologías, la hidráulica y la térmica, para determinar el PMS, la primera en las horas de demanda valle y la segunda en las horas de demanda pico. También refleja la capacidad que tienen los agentes para comportarse estratégicamente vía cantidades y, a su vez, afectar el precio.

El modelo VAR utilizado para pronosticar el precio cumple en buena medida los tests sugeridos por la teoría estadística, por lo tanto, se puede argumentar que este es un modelo apropiado que puede utilizarse a fin de realizar pronósticos del precio a corto plazo. Asimismo puede observarse, dado el componente tecnológico de este mercado, que el índice de demanda residual (IDR) puede aproximar una medida de poder de mercado para examinar posibles efectos de los agentes sobre el PMS.

Una pregunta importante que puede plantearse en este trabajo, es el papel que desempeñan los contratos a largo plazo sobre el PMS. Existe bastante evidencia sobre la bondad de este mecanismo para mitigar el poder de mercado; por ejemplo, **Joskow y Kahn** (2002), **Scott y Read** (1996), **Puller** (2007), **Wolak** (2009) y **Fabra y Toro** (2005) sugieren que en los mercados spot de electricidad un mayor nivel de contratos hace que los agentes pierdan incentivos para aumentar el PMS. (Ver también **García et al.** (2013, p. 35), que para el mecanismo de mercado por medio de un modelo estocástico muestra cómo al aumentar el nivel de contratos a largo plazo el PMS disminuye aproximadamente en 30%).

De manera similar, la presencia de una demanda más activa y la incorporación de redes inteligentes podría disminuir el poder de los generadores que aprovechan para aumentar los precios en las horas pico o disminuyendo la asimetría en la información para los usuarios, de tal forma que se puedan comportar racionalmente respecto a la utilización del servicio, como ha sucedido en Inglaterra y Gales, único mercado a nivel mundial donde la demanda es activa (**Evans & Green**, 2005).

## Referencias

- Berg, Van den, Bos, I., Herings, P. J. J., & Peters, H. (2011). Dynamic cournot duopoly with intertemporal capacity constraints. *International journal of industrial organization*, 30(2012), 174-192.
- Botero, J. A., García, J. J., & Vélez, L. G. (2013). Mecanismos utilizados para monitorear el poder de mercado en mercados eléctricos: reflexiones para Colombia. *Cuadernos de Economía*, 32(60), 571-597.
- CREG (2010). Documento CREG-118, "Medidas para la promoción de la competencia en el mercado mayorista de electricidad". Disponible en: [http://apolo.creg.gov.co/Publicac.nsf/0/7da9e59afd69597e0525785a007a7613/\\$FILE/D-118-2010%20MEDIDASDE%20PROMOCIA%20DE%20LA%20COMPETENCIA.pdf](http://apolo.creg.gov.co/Publicac.nsf/0/7da9e59afd69597e0525785a007a7613/$FILE/D-118-2010%20MEDIDASDE%20PROMOCIA%20DE%20LA%20COMPETENCIA.pdf)
- CREG (2009). Resolución 006. Por la cual se expiden normas para el manejo de información orientadas a promover y preservar la libre competencia en el Mercado de Energía Mayorista. Disponible en: [http://www.creg.gov.co/html/Ncompila/htdocs/Documentos/Energia/docs/resolucion\\_creg\\_0006\\_2009.htm](http://www.creg.gov.co/html/Ncompila/htdocs/Documentos/Energia/docs/resolucion_creg_0006_2009.htm)
- CREG (2007). Resolución 060. Por la cual se dictan normas sobre la participación en la actividad de generación de energía eléctrica. Disponible en: <http://apolo.creg.gov.co/Publicac.nsf/Indice01/Resoluci%C3%B3n-2007-CREG060-2007>.
- CREG (2001). Resolución 026. Por la cual se dictan normas sobre funcionamiento del Mercado Mayorista de Energía. Disponible en: <http://apolo.creg.gov.co/Publicac.nsf/Indice01/Resolucion-2001-Creg026-2001>.
- Den Berg, V., Bos, I., Herings, P. J. J., & Peters, H. (2011). Dynamic cournot duopoly with intertemporal capacity constraints. *International journal of industrial organization*. 30(2012) 174-192.
- Derivex (2010). Caracterización del mercado eléctrico. Disponible en: <http://www.derivex.com.co/Capacitaciones/Memorias>.
- Engle, R. F., & Granger, C. (1987). Co-integration and error correction?: Representation, estimation and testing. *Econometrica*, 55(2), 251-276.
- EPM, G. (2012). Empresas Públicas de Medellín, estados financieros consolidados a 30 de septiembre de 2012. Disponible en: [http://www.epm.com.co/site/Portals/6/documentos/Resultados%20Trimestrales/2014/Notas\\_EEFFConsolidados201409\\_ESPN.pdf](http://www.epm.com.co/site/Portals/6/documentos/Resultados%20Trimestrales/2014/Notas_EEFFConsolidados201409_ESPN.pdf)
- Evans, J., & Green, R. (2005). Why did British electricity prices fall after 1998? Mimeo. *Birmingham Institute for Energy Research and Policy*.



- Fabra, N., & Toro, J. (2005). Price wars and collusion in the spanish electricity market. *International Journal of Industrial Organization*, 23(3), 155-181.
- García, J. J., Bohórquez, S., López, G., & Marín, F. (2013). Poder de mercado en mercados spot de generación eléctrica: metodología para su análisis. *Working paper* N. 13.05, Universidad Eafit-CIEF.
- Granger, C. (1981). Some properties of time series data and their use in econometric model specification. *Journal of Econometrics*.
- Group, T. B. (2007). Review of the PJM's market power mitigation practices in comparison to other organized electricity markets. Disponible en: <http://www.brattle.com/documents/UploadLibrary/Upload631.pdf>
- Hurtado Moreno, L., Quintero Montoya, O. L., & García Rendón, J. J. (2014). Estimación del precio de oferta de la energía eléctrica en Colombia mediante inteligencia artificial. *Revista de Métodos Cuantitativos para la Economía y la Empresa*, (18), 54-87.
- Joskow, P., & Kahn, E. (2002). A quantitative analysis of pricing behaviour in california's wholesale electricity market during summer 2000: The final word. *The Energy Journal*, 22(4), 1-35.
- Pindyck, & Rubinfeld (2000). *Microeconomics*. 6<sup>th</sup> ed. New York: Prentice-Hall.
- Puller, S. L. (2007). Pricing and firm conduct in california's deregulated electricity market. *The Review of Economics and Statistics*, 89(1), 75-87.
- Roncoroni, A., & Geman, H. (2003). A class of marked point processes for modelling electricity prices. ESSEC Centre de Recherche (DR 03004). ESSEC Business School. Disponible en: [https://www.google.com.co/search?q=A+class+of+marked+point+processes+for+modelling+electricity+prices.+ESSEC&oeq=A+class+of+marked+point+processes+for+modelling+electricity+prices.+ESSEC&aqs=chrome..69i57j590j0j4&sourceid=chrome&es\\_sm=93&ie=UTF-8](https://www.google.com.co/search?q=A+class+of+marked+point+processes+for+modelling+electricity+prices.+ESSEC&oeq=A+class+of+marked+point+processes+for+modelling+electricity+prices.+ESSEC&aqs=chrome..69i57j590j0j4&sourceid=chrome&es_sm=93&ie=UTF-8)
- Scott, T., & Read, E. (1996). Modelling hydro reservoir operation in a deregulated electricity market. *International Transactions in Operational Research*, 3(3-4), 243-253.
- Sierra, J., & Castaño, E. (2011). Modelos de cambio de régimen de Markov para modelar cambios estructurales en el precio *spot* de la electricidad en Colombia. VIII Coloquio Internacional de Estadística: A. Métodos estadísticos aplicados a finanzas y gestión de riesgo. Universidad Nacional de Colombia.
- UPME (2004). *Una visión del mercado eléctrico colombiano*. Bogotá: Excelsior.
- Fehr, N.-H. M. Von der, & Harbord, D. (1992). Spot market competition in the UK electricity industry. *The Economic Journal*, (103), 531-546.
- Weigt, H., & Hirschhausen, C. Von (2008). Price formation and market power in the german wholesale electricity market in 2006. *Energy policy*, 36(11), 4227-4234.
- Wolak, F. A. (2009). Report on market performance and market monitoring in the Colombian electricity supply industry. Julio 30. Disponible en: [http://web.stanford.edu/group/fwolak/cgi-bin/sites/default/files/files/ssp\\_report\\_wolak\\_july\\_30.pdf](http://web.stanford.edu/group/fwolak/cgi-bin/sites/default/files/files/ssp_report_wolak_july_30.pdf)
- Wolfram, C. D. (1999). Measuring duopoly power in the British electricity spot market. *American Economic Review*, 89(4), 805-826.
- XM (2013a). Descripción del sistema eléctrico colombiano. Disponible en: <http://www.xm.com.co/Pages/DescripciondelSistemaElectricoColombiano.aspx>
- XM (2013b). Informe ejecutivo. *Boletín XM 2013*. Disponible en: <http://www.xm.com.co/BoletinXM/Pages/MECEne2014.aspx>

## Anexos

### Anexo 1

En el análisis de estacionariedad, en algunas ocasiones el KPSS sugiere que con niveles de confianza del 90% hay series en niveles que son estacionarias. Pero como las funciones de autocorrelación y autocorrelación normal, al igual que los tests ADF y PP, rechazan la estacionariedad, se decide tomarlas como no estacionarias

Modelo 1	PMS	IDR	HHI	D(PMS)	D(IDR)	D(HHI)
Prob ADF	0,45	0,95	0,75	0,00	0,00	0,00
Prob PP	0,26	0,62	0,81	0,00	0,00	0,00
LM stat KPSS	0,56	1,64	0,6	0,14	0,11	0,04
Modelo 2	PMS	IDR	HHI	D(PMS)	D(IDR)	D(HHI)
Porb ADF	0,45	0,79	0,68	0,00	0,00	0,00
Prob PP	0,26	0,77	0,58	0,00	0,00	0,00
LM stat KPSS	0,56	0,38	0,23	0,14	0,13	0,5
Modelo 2	PMS	IDR	HHI	D(PMS)	D(IDR)	D(HHI)
Prob ADF	0,45	0,72	0,76	0,00	0,00	0,00
Prob PP	0,26	0,73	0,55	0,00	0,00	0,00
LM stat KPSS	0,56	0,19	0,25	0,14	0,1	0,14

### Anexo 2

El siguiente cuadro muestra el cumplimiento de los supuestos, el F estadístico y el coeficiente de determinación ajustado de los modelos.

Modelo	Rezagos	Estabilidad	Autocorrelación Residuales	Normalidad Residuales	Homocedasticidad residuales	F estadístico	R2
<b>Modelo 1</b>	VAR(7)	Estable	No	No	No	3,49	0.23
<b>Modelo 2</b>	VAR(6)	Estable	No	No	Sí con 90% de confianza	2,85	0.17
<b>Modelo 3</b>	VAR(7)	Estable	No	No	Sí	3,08	0.18

---

DINÁMICA DEL TIPO DE CAMBIO,  
QUIEBRE ESTRUCTURAL E  
INTERVENCIONES  
DE POLÍTICA EN COLOMBIA

Exchange rate dynamics,  
structural breaks, and central  
bank interventions in Colombia

Jorge Mario Uribe  
Natalia Restrepo López

---

## DINÁMICA DEL TIPO DE CAMBIO, QUIEBRE ESTRUCTURAL E INTERVENCIONES DE POLÍTICA EN COLOMBIA

### Exchange rate dynamics, structural breaks, and central bank interventions in Colombia

Jorge Mario Uribe\*

Natalia Restrepo López\*\*

**Palabras clave:** Caminata aleatoria, martingala, múltiples quiebres, política cambiaria de Colombia, quiebre estructural.

**Key words:** Colombia, exchange rate behavior, martingale, multiple breaks, random walk, structural breaks.

**JEL CODE:** C220, G150, G280, G180.

**Received:** 28/06/2015

**Accepted:** 20/10/2015

**Published:** 01/12/2015

#### Resumen

En este documento se explora el comportamiento reciente del tipo de cambio en Colombia durante el periodo 2000-2014. Se identifican algunas de las características del proceso estocástico que lo describe, haciendo énfasis en la detección de quiebres estructurales o raíces unitarias. Una vez detectados los quiebres estructurales en el tipo de cambio, se evalúa la coincidencia de estos con las intervenciones del banco central en el mercado cambiario. Los resultados señalan que el tipo de cambio puede ser descrito por una caminata aleatoria o por una serie sujeta a múltiples quiebres. En ninguno de los casos se puede atribuir la dinámica a las intervenciones del banco central.

#### Abstract

We evaluate the effectiveness of the Colombian Central Bank's interventions in the foreign exchange market during the period 2000 to 2014. We examine the stochastic process that describes the exchange rate, with a focus on the detection of structural breaks or unit roots in the data to determine whether the Central Bank's interventions were effective. We find that the exchange rate can be described either by a random walk or by a trend-stationary model with multiple breaks. In neither cases do we find any evidence that the exchange rate was affected by the Central Bank interventions.

#### 1. Introducción

En este documento se busca evaluar la efectividad de las intervenciones del Banco de la República en el mercado cambiario colombiano, intervenciones que

\* Universidad del Valle, Colombia.  
[jorge.uribe@correounivalle.edu.co](mailto:jorge.uribe@correounivalle.edu.co)

\*\* Universidad del Valle, Colombia.  
[natalia.x.restrepo@correounivalle.edu.co](mailto:natalia.x.restrepo@correounivalle.edu.co)

son realizadas con el fin de reducir la volatilidad de la tasa de cambio o afectar su tendencia. Dada la importancia de esta variable y cómo sus fluctuaciones afectan a una gran cantidad de agentes en la economía (exportadores, importadores, inversionistas, entre otros), el Banco de la República interviene el mercado cambiario a través de diversos mecanismos: compras y ventas directas, subastas de opciones, subastas discrecionales, entre otros, con el propósito de estabilizarlo y garantizar que la tasa de cambio vigente contribuya al bienestar de los agentes (economía). Sin embargo, para la realización de estas intervenciones el banco dispone de una cantidad importante de recursos y, de esta manera, altera su balance. Dado que las intervenciones son costosas, es conveniente analizar si cumplen con su objetivo, es decir, si logran cambiar la tendencia de la tasa de cambio o reducir la volatilidad del mercado.

Diversos estudios se han realizado con la intención de determinar si las intervenciones en el mercado cambiario por parte de la autoridad monetaria central son efectivas. Entre estos se destacan los trabajos de [Toro y Julio](#) (2005), [Echavarría, Vásquez y Villamizar](#) (2009), [Kamil](#) (2008), quienes analizan la efectividad de las intervenciones en términos de los efectos sobre la volatilidad de la tasa de cambio. Los estudios analizan el comportamiento de la varianza condicional del tipo de cambio a través de modelos ARCH, Garch, Egarch y no ofrecen conclusiones contundentes. El primero de ellos concluye que las intervenciones del Banco aumentan la volatilidad de la tasa de cambio, el segundo establece que la disminuye, y el tercero, que la aumenta para el periodo 2004-2006 y no la afecta a partir de 2007.

El enfoque aquí adoptado consiste en explorar el comportamiento del tipo de cambio nominal entre el peso colombiano y el dólar estadounidense para épocas recientes (2000-2014) e identificar algunas de las características del proceso estocástico que lo describe, haciendo énfasis en la detección de posibles quiebres estructurales o, alternativamente, de raíces unitarias en la serie de tiempo. Esto con el fin de determinar si de acuerdo al proceso estocástico que describe al tipo de cambio, las intervenciones del banco son efectivas en términos de tendencia, es decir, si logran revertir procesos de apreciación o depreciación de la moneda.

Para cumplir con este propósito se utilizan avances en la literatura sobre detección de quiebres estructurales endógenamente, lo cual permite contrastar la hipótesis de una posible sincronización entre algunos quiebres en la serie del tipo de cambio y las intervenciones del Banco de la República. De esta forma se puede tener una primera aproximación empírica para evaluar el grado de efectividad de tales intervenciones, parte del esquema cambiario adoptado por el Banco de la República en décadas recientes.

La diferenciación entre quiebres estructurales que afectan tendencias determinísticas, por un lado, y raíces unitarias, por otro, ha hecho parte de un intenso escrutinio en la literatura sobre econometría de series de tiempo recientemente. A pesar de que aún quedan muchos cabos sueltos en el análisis, las técnicas basadas en mínimos cuadrados, que se usan en la actualidad para estimar las posibles fechas de quiebres estructurales en una serie de tiempo, pueden brindar mucha luz sobre el fenómeno bajo consideración.

Los resultados de este estudio apuntan a que el tipo de cambio en Colombia puede ser descrito como una caminata aleatoria o como una serie estacionaria en tendencia sujeta a múltiples quiebres. En ninguno de los dos casos se puede atribuir a las intervenciones del banco central un cambio

permanente en la tendencia del tipo de cambio en Colombia, lo cual lleva a la conclusión de que tales intervenciones han sido inefectivas.

Este documento cuenta con cuatro secciones, además de esta introducción. En la primera de ellas se presentan algunos antecedentes, relacionados con el comportamiento del tipo de cambio en Colombia y los mecanismos de intervención empleados por el Banco. En la segunda sección se presentan las pruebas y metodologías empleadas para la modelación del tipo de cambio. En la tercera, se discuten los principales resultados y, finalmente, se concluye.

## 2. Antecedentes

Colombia, al igual que muchos países emergentes, ha experimentado fuertes periodos de apreciación o depreciación de la moneda a lo largo de su historia económica. La preocupación de las autoridades monetarias en cuanto a la incidencia de estos fenómenos sobre los sectores real y financiero de la economía (balanza comercial, inversión extranjera, estabilidad del sistema de pagos, solvencia de los establecimientos de crédito, nivel de apalancamiento de las empresas nacionales, etc.) ha llevado a poner en práctica varios esquemas de dirección de la política cambiaria, entre los que se cuentan el *hardpeg* o devaluación gota a gota, el tipo de cambio fijo, o la banda cambiaria.

Recientemente, en el caso de muchos mercados emergentes, entre ellos Colombia, se ha optado por operar bajo un esquema de flotación administrada del tipo de cambio, en el que se permite que este fluctúe de acuerdo con las fuerzas de oferta y demanda en el mercado de divisas, y en el cual sin embargo el banco central interviene en aquellos periodos durante los cuales las dinámicas de apreciación o depreciación de la moneda se tornan muy pronunciadas, de forma tal que se considera que no son deseables para la economía nacional.

Entre los efectos adversos de una apreciación real pronunciada para la economía se encuentran, por ejemplo, el encarecimiento de las exportaciones y la consecuente pérdida de competitividad de los productos locales en los mercados internacionales, y el efecto negativo que esto implica para el tejido industrial asociado con estas (cuando las mismas son intensivas en algún factor distinto a la tierra, ya que es poco el tejido industrial afectado en empresas del sector primario).

Varios escritos exploran el caso colombiano e identifican a los procesos de apreciación reciente como la causa de un posible fenómeno de desindustrialización a partir de la década de los noventa (Clavijo, Vera & Fandiño, 2012; Cabrera, 2013). De esta forma, los mayores valores de exportación de hidrocarburos o drogas ilícitas podrían haber contribuido con una apreciación de la moneda que ha hecho menos competitiva la industria nacional y la ha lesionado. Desafortunadamente, tales diagnósticos parecen deberse más a una pobre interpretación de la evidencia existente y de los datos asociados con la contabilidad del producto industrial (Carranza & Moreno, 2013) que a un fenómeno de desindustrialización reciente.<sup>1</sup> No por lo anterior, este ha dejado de ser uno de los debates más prominentes en la agenda de economía política nacional.

Una apreciación real también es asociada con pérdidas de portafolio al cambio, de las inversiones que se mantienen en moneda extranjera, por ejemplo, de aquellas que mantiene el Banco de la

---

1 El proceso de desindustrialización parece de más larga data y encontrar su causa en factores de política estructurales, como el proceso de apertura económica, y no en fenómenos recientes de apreciación (Ortiz, Uribe & Vivas, 2009).

República y que garantizan el pago de las futuras obligaciones del país en el exterior (las reservas internacionales).

Por otra parte, los efectos negativos de una depreciación pronunciada no son menos preocupantes y Colombia los ha padecido en reiterados momentos de su historia. Entre estos se cuentan: el encarecimiento de las importaciones de bienes de capital o materias primas necesarias para el desarrollo de la industria nacional; el incremento en términos reales de la deuda pública externa del país denominada en dólares u otra divisa; el incremento de los intereses de esa deuda, que restringe las condiciones de liquidez de la economía y disminuye sus posibilidades de honrar los compromisos adquiridos, y una mayor vulnerabilidad de las empresas privadas que consiguen financiamiento en los mercados internacionales.

Este último punto merece especial atención, ya que las empresas colombianas han incrementado su exposición cambiaria, de forma notable, en años recientes, tanto en términos de préstamos, como de emisión de bonos directamente y a través de subsidiarias. Es de esta forma como el endeudamiento del sector privado ha pasado de poco más de 8 billones en el año 2006 a cerca de 35 para el 2013 (Powell, 2014). Este último efecto es identificado por un estudio reciente del Banco Interamericano de Desarrollo como una de las principales vulnerabilidades, no solo de Colombia, sino en general de los países de la región. Una parada súbita de los flujos de inversión extranjera y de los ingresos provenientes de la venta de materias primas en los mercados internacionales, a un precio ventajoso, como el que se ha registrado en tiempos recientes, podría acarrear problemas de riesgo sistémico graves para el continente [ver capítulos 4, 5 y 6 del citado estudio de Powell (2014)].

Todo lo anterior ha llevado a que el esquema de flotación del tipo de cambio sea complementado, como ya se dijo, por intervenciones puntuales, directas e indirectas, en el mercado cambiario por parte del Banco de la República. Estas intervenciones buscan frenar procesos como el de apreciación pronunciada que se ha observado en la economía colombiana desde el año 2003, o al menos disminuir la volatilidad del tipo de cambio (es decir, disminuir el ritmo de ocurrencia de este proceso).

No obstante, existe el riesgo de que esta estrategia de “luchar contra el viento” sea inefectiva. Puede tratarse de un caso en el que el banco central de una economía pequeña y abierta utiliza recursos públicos para influir sobre el tipo de cambio, y sus efectos sobre el mismo son imperceptibles. Lo anterior es probable puesto que, desde ninguna perspectiva, el fenómeno de la apreciación reciente en Colombia es uno de naturaleza idiosincrática de la economía colombiana, y difícilmente se puede atribuir a características específicas de tal economía. Es más bien el producto del flujo de capitales internacionales, que han buscado refugio en las economías emergentes relativamente sólidas, como las latinoamericanas, después de la crisis global de 2007 a 2010, y de la crisis europea, aun en transcurso. Estos capitales han propiciado procesos de revaluación notables en toda la región (García-Herrero et al., 2014) e incluso la posible aparición de burbujas especulativas en los mercados financieros de las mismas (Uribe & Fernández, 2014). En estos casos, el tipo de cambio nominal es mejor entendido como un precio más dentro del portafolio de instrumentos disponible para la inversión en los mercados financieros internacionales y no como el producto de los fundamentales de la economía nacional. Un trabajo reciente que explora formalmente este punto de vista, de gran importancia para la conducción de política, es realizado por Gabaix y Maggiori (2014). Estos

autores señalan los casos en los cuales la intervención de la autoridad monetaria puede incrementar el bienestar general, aunque no presentan evidencia de la efectividad de tales intervenciones.<sup>2</sup>

Determinar entonces si las intervenciones del Banco de la República, en el caso específico colombiano, son una estrategia inefectiva, es de vital importancia, puesto que estas no son gratis para la Nación. Por ejemplo, una intervención directa del Banco en el mercado cambiario puede generar pérdidas de portafolio para el país. Un incremento en su posición en dólares (buscando revertir una apreciación) lleva a una pérdida de valor del portafolio en caso tal de que la apreciación siga su rumbo después de la intervención (cada dólar nuevo dentro del portafolio valdrá menos), esto a su vez reduce el valor de las reservas internacionales y compromete por ende la capacidad futura de atención de la deuda nacional (los recursos en dólares tienen, por supuesto, un costo de oportunidad, podrían estar en otra divisa, o algún otro depósito de valor como el oro). Adicionalmente, tales intervenciones podrían generar oportunidades de arbitraje indeseables dentro del valor de la moneda nacional, al ser generadoras de ineficiencia informacional en los mercados, tal y como lo documentan Restrepo (2012) o Gómez-González y García-Suaza (2011). También pueden las intervenciones indeterminar el objetivo de la autoridad monetaria en materia de estabilidad de precios, al inducir presiones innecesarias sobre los precios internos, mediante el incremento continuo de la oferta monetaria (si las compras no fueren esterilizadas).

La intervención tal y como se ha presentado hasta hoy solo se justifica entonces si el banco central logra afectar el rumbo o al menos la volatilidad del tipo de cambio. En términos estadísticos el primero es un análisis de la capacidad de la autoridad monetaria para generar un “quiebre estructural” en la tendencia del tipo de cambio nominal, el segundo corresponde con un análisis de su capacidad para influir sobre la varianza no condicional de la serie.

Con relación al segundo punto se han hecho estudios en Colombia, sobre todo por parte del banco central, que buscan acceder al grado de afectación de la varianza condicional del tipo de cambio, ante las intervenciones del Banco de la República (Toro & Julio, 2005; Echavarría, Vásquez & Villamizar, 2009; Kamil, 2008). Las conclusiones al respecto no son contundentes. El primer estudio concluye que las intervenciones del banco incrementan la volatilidad del mercado, el segundo que la disminuye y el tercero que en algunas ocasiones la disminuye (de 2004 a 2006) y en otras la deja inalterada (en el 2007). En los dos primeros casos, al restringir el análisis al estudio de las varianzas condicionales (modeladas con procesos ARCH intradiarios o Egarch diarios), poco se dice sobre la posibilidad del banco de afectar las condiciones de mayor plazo del mercado, mediadas por los segundos momentos no condicionales: en otras palabras, de poco sirve afectar la varianza de uno o dos días si esta ha de converger rápidamente a la varianza no condicional que predominaba en el mercado en primera instancia, o aun peor, de poco sirve estimar persistencias muy altas debido a los parámetros espurios que se pueden obtener en presencia de cambios en el régimen de la volatilidad (Lamoureux & Lastrapes, 1990; Hamilton & Susmel, 1994), que es frecuentemente el caso de las variaciones diarias del tipo de cambio (Rapach & Strauss, 2008).

Este estudio se relaciona con la primera de dichas cuestiones. Es decir, se miden las posibilidades del Banco de la República de intervenir efectivamente sobre la tendencia de la serie del tipo de cambio en Colombia. Para llevar cabo este objetivo se hace uso de avances relativamente recientes

2 Si bien Gabaix y Maggiori (2014) proponen un marco formal para el análisis, la idea de que el tipo de cambio responde más a sus características de activo financiero internacional que a los fundamentales internos de la economía nacional, se remontan al menos hasta los trabajos de Frankel (1979), Frenkel (1976) y Meese y Rogoff (1983).



en la econometría de series de tiempo, sobre la identificación de quiebres estructurales múltiples (Bai & Perron, 1998, 2003; Perron, 2006; Perron & Zhu, 2005). La hipótesis que se busca contrastar es la siguiente: si las intervenciones de la autoridad monetaria son efectivas, estas deben afectar la tendencia temporal del tipo de cambio (si se trata de una apreciación deben disminuir la pendiente de tal tendencia, por ejemplo, o incluso cambiar su signo); de otra forma, la intervención es inefectiva. Esta tendencia afectada por la intervención debe ser determinística, si ha de tener algún sentido la intervención. Ya que de otra forma, si la tendencia fuese estocástica, por ejemplo, si se tratase de una martingala condicional al pasado de la serie y a los montos de intervención anteriores, la autoridad monetaria no podría siquiera predecir qué sucederá en el periodo siguiente, después de la intervención, con lo cual la actuación de política quedaría indeterminada. Así las cosas, el tipo de cambio debe seguir un proceso que incluye una tendencia determinística afectada por quiebres múltiples, los cuales deben presentarse presumiblemente en periodos aledaños a la intervención cambiaria.

Por otro lado, si las intervenciones del banco central son inefectivas, el proceso estocástico que describe al tipo de cambio en Colombia podría: o bien ser un proceso estacionario en tendencia con quiebres estructurales, que no coincidan con las intervenciones en el mercado; o una martingala condicional (por ejemplo una caminata aleatoria). En el primer caso habría que buscar una fuente adicional distinta a las intervenciones del banco para explicar los quiebres. En el segundo caso, la intervención siempre quedaría oculta detrás de innumerables choques aleatorios de oferta y demanda, que harían impredecible el comportamiento futuro del tipo de cambio.<sup>3</sup>

En este estudio se encuentra que la serie del tipo de cambio en Colombia está mejor descrita por una martingala, que por un proceso estacionario en tendencia con múltiples quiebres estructurales. No obstante, una especificación que bien pudiera considerarse sobreparametrizada de un modelo determinístico sujeto a múltiples quiebres se podría utilizar como representación alternativa. En cualquiera de los dos casos la política cambiaria en Colombia se presenta como una estrategia inefectiva, al menos en su forma de conducción reciente, con costos financieros e informacionales importantes para la Nación.

### 2.1. Estrategias de intervención

En Colombia se adoptó el régimen cambiario de flotación administrada el 25 de septiembre de 1999. Con la entrada en vigencia de este régimen, el Banco de la República está autorizado a realizar intervenciones discrecionales cuando el comportamiento del mercado ponga en peligro la estabilidad macroeconómica del país. El Banco de la República cuenta con los siguientes instrumentos para intervenir en el mercado cambiario colombiano: subasta automática de opciones de compra o venta de divisas, subastas discrecionales de compra y venta de divisas, para desacumulación y acumulación de reservas internacionales, compra y venta directas de divisas en el mercado (mecanismo aprobado en septiembre de 2004) y subastas competitivas de dólares.

En la **Figura 1** se presentan el balance total y mensual de las intervenciones del Banco de la República en el mercado cambiario colombiano durante el período enero de 2000–marzo de 2014. Es posible observar que para el periodo agosto de 2006 a mayo de 2007, el Banco de la República intervino en este mercado con un monto total de 5.291,2 millones de dólares, que corresponde al

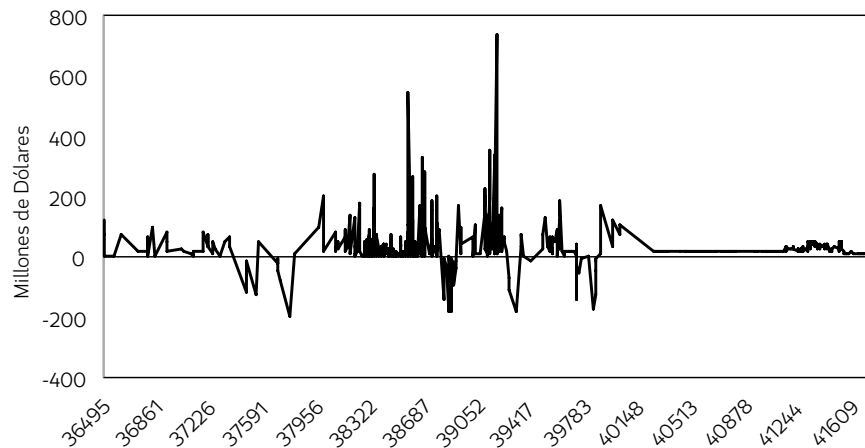
3 Este punto está relacionado con la imposibilidad de identificar un quiebre estructural en nivel, cuando los procesos subyacentes siguen una caminata aleatoria (Hatanaka & Yamada, 1999; Perron & Zhu, 2005).

72,8% del monto total de intervención durante los años 2006 y 2007, siendo este uno de los mayores montos de intervención registrados durante el periodo comprendido entre los años 2000 y 2014. Este periodo es identificado en el estudio de Restrepo (2012) como uno de ineficiencia informacional. Y en términos de la modificación de la tendencia del tipo de cambio, constituye una fecha tentativa a albergar un quiebre estructural en la serie del tipo de cambio nominal peso-dólar, hipótesis que se pondrá a prueba en este documento.

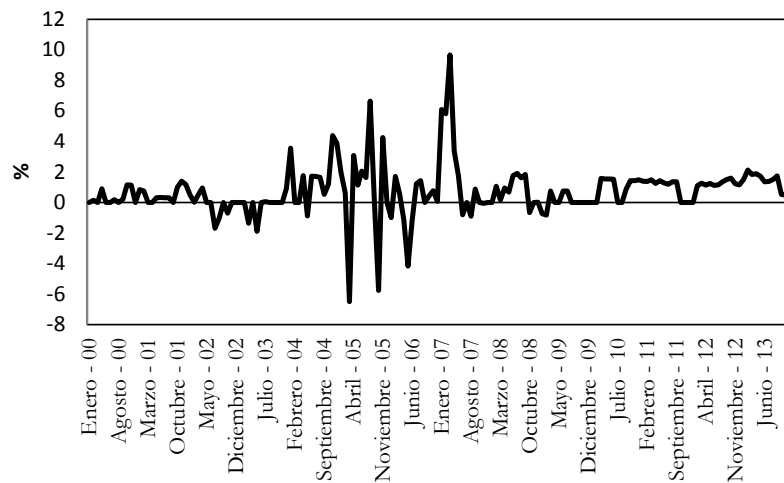
También cabe anotar que durante el mismo periodo la relación entre el monto de intervención y las reservas internacionales netas presentó un alza importante, llegando al 9,7% en marzo de 2007, el máximo valor registrado durante los trece años analizados. Los mecanismos de intervención empleados de este periodo corresponden principalmente a compras de divisas por medio de opciones *put*, para el control de la volatilidad, y a intervenciones discrecionales.

**Figura 1.**

Panel A. Intervención (compras netas) diaria del Banco de la República



Panel B. Relación monto de intervención mensual en el mercado cambiario colombiano-Reservas internacionales netas mensuales 2000-2010



Fuentes: Panel A, Banco de la República. Panel B, construcción de los autores con datos del Banco de la República.

### 3. Metodología

#### 3.1. Estrategia de estimación

Con el fin de evaluar la efectividad de las intervenciones del banco en el mercado cambiario, se estima inicialmente un modelo determinístico para la tasa de cambio, lo cual permite detectar la presencia de quiebres estructurales y, posteriormente, comparar las fechas de estos quiebres con las fechas en las que el banco intervino en el mercado de manera importante. Si las fechas de los quiebres detectados corresponden con las fechas en las que el banco intervino el mercado, podría pensarse que las intervenciones son efectivas, pues lograrían revertir procesos de apreciación o depreciación de la moneda. Adicionalmente, el análisis será complementado con pruebas de raíz unitaria, que permitirán determinar si la serie de tipo de cambio corresponde, o no, a una caminata aleatoria. Si este es el caso, el tipo de cambio no sería predecible y, por ende, la autoridad monetaria central no podría predecir el efecto que tendría una intervención en el mercado cambiario, por lo tanto, la intervención no tendría sentido y sería inefectiva. A continuación se presenta la estrategia de estimación empleada en este documento para detectar la presencia de quiebres estructurales en la serie de tipo de cambio.

Siguiendo a Bai (1997), Bai y Perron (1998) y Perron (2006), el marco de análisis puede ser descrito en el contexto del siguiente modelo de regresión lineal con  $m$  quiebres (o alternativamente  $m + 1$  regímenes):

$$y_t = x_t' \beta + z_t' \delta_j + u_t, t = T_{j-1} + 1, \dots, T_j \quad [1]$$

para  $j = 1, \dots, m + 1$ . En este modelo,  $y_t$  es la variable dependiente observada en el momento  $t$ ; y ambos, tanto  $x_t$  ( $p \times 1$ ) como  $z_t$  ( $q \times 1$ ) son vectores de regresoras; por tanto,  $\beta$  y  $\delta_j$  ( $j = 1, \dots, m + 1$ ) son los vectores que contienen los coeficientes correspondientes;  $u_t$  es la perturbación en el período  $t$ . Los índices ( $T_1, \dots, T_m$ ), o puntos de quiebre, son explícitamente tratados como desconocidos y se usa la convención de que  $T_0 = 1$  y  $T_{m+1} = T$ . Se trata entonces de estimar los coeficientes de regresión desconocidos junto con los puntos de quiebre cuando se dispone de  $T$  observaciones en la muestra.

El anterior es un modelo de cambio estructural parcial dado que el parámetro  $\beta$  no está sujeto a cambios. En este documento se hace  $p = 0$ , para trabajar con un modelo de cambio estructural puro, en el cual todos los coeficientes del modelo pueden cambiar entre regímenes. En este caso  $z_t$  incluye una tendencia lineal o cuadrática.

En forma matricial el modelo múltiple de regresión lineal puede ser expresado como:

$$Y = X\beta + \bar{Z}\delta + U \quad [2]$$

donde  $Y = (y_1, \dots, y_T)'$ ,  $X = (x_1, \dots, x_T)'$ ,  $U = (u_1, \dots, u_T)'$ ,  $\delta = (\delta_1', \delta_2', \dots, \delta_{m+1}')'$  y  $\bar{Z}$  es la matriz con  $Z$  particiones diagonales en el tiempo  $t$ , i.e.  $\bar{Z} = \text{diag}(Z_1, \dots, Z_{m+1})$  con  $Z_i = (Z_{T_i-1}, \dots, Z_{T_i})'$ . Se denotará el valor verdadero de un parámetro con un superíndice de 0. En particular  $\delta_0 = (\delta_{0_1}', \dots, \delta_{0_{m+1}})'$  y  $(T_{0_1}, \dots, T_{0_m})$  se usan para representar, respectivamente, los verdaderos valores de los parámetros  $\delta$  y de los puntos de quiebre. La matriz  $\bar{Z}^0$  es aquella con particiones diagonales  $Z$  en  $(T_{0_1}, \dots, T_{0_m})$ . Luego, el proceso generador de datos estará dado por:

$$Y = X\beta^0 + \bar{Z}^0 \delta^0 + U \quad [3]$$

El método de estimación considerado se basa en el principio de mínimos cuadrados. Para cada partición  $m(T_1, \dots, T_m)$ , las estimaciones de mínimos cuadrados para  $\beta$  y  $\delta_j$  y se obtienen del proceso de minimización de los residuales al cuadrado:

$$(Y - X\beta - \bar{Z}\delta)' (Y - X\beta - \bar{Z}\delta) = \sum_{i=1}^{m+1} \sum_{t=T_{i-1}+1}^{T_i} [y_t - x_t'\beta + z_t'\delta_j]^2 \quad [4]$$

Sean  $\beta(\{T_j\})$  y  $\delta(\{T_j\})$  las estimaciones basadas en las  $m$  particiones  $(T_1, \dots, T_m)$ , denotadas como  $\{T_j\}$ . Al sustituir estas en la función objetivo y denotar la suma de residuales al cuadrado resultante como  $S_T(T_1, \dots, T_m)$ , los puntos de quiebre estimados,  $(\hat{T}_1, \dots, \hat{T}_m)$ , son tales que

$$(\hat{T}_1, \dots, \hat{T}_m) = \operatorname{argmin} (\hat{t}_1, \dots, \hat{t}_m) S_T(T_1, \dots, T_m) \quad [5]$$

donde la minimización se lleva a cabo sobre un conjunto de participaciones factibles (generalmente con cada submuestra mayor al 15% del total de la muestra). Entonces los estimadores de los puntos de quiebre son minimizadores globales de la función objetivo. Sobre estas particiones se obtienen entonces  $\hat{\beta}(\{T_j\})$  y  $\hat{\delta}(\{T_j\})$ .

Es importante resaltar que los modelos de quiebre estructural parten de ciertos supuestos, que establecen límites naturales a la aplicabilidad de las metodologías desarrolladas en la literatura. Estos supuestos son abordados de forma extensiva en Perron (2006).

En el contexto del presente estudio es de particular relevancia el supuesto sobre la convergencia uniforme en probabilidad de la matriz de segundos momentos de regresoras  $x_t', z_t'$  a una matriz definida positiva, con el fin de derivar las distribuciones asintóticas de las pruebas. Al romper este supuesto, por ejemplo, con la inclusión de tendencias lineales en el modelo. Perron y Zhu (2005) aportan a la literatura un análisis en términos de la posible convergencia en probabilidad, la tasa de tal convergencia y sobre la convergencia en distribución de los estimadores de mínimos cuadrados, de las fracciones de la muestra, en las cuales se presentan los quiebres estructurales. En general sus hallazgos apuntan a que la estimación de los quiebres estructurales a través de mínimos cuadrados es consistente, en presencia de regresoras de tendencia y raíces unitarias. Pero las tasas de convergencia y el comportamiento asintótico de la distribución de los estadísticos pueden divergir del caso en el que se supone estacionariedad en las regresoras. El trabajo en el campo aún no se expande para el caso de quiebres estructurales múltiples, pero es posible realizar una primera aproximación al problema de estudio, tal y como lo hace este documento, mediante el método de partición secuencial de la muestra, siguiendo a Perron (2006).

En ambos casos (identificando global y secuencialmente los puntos de quiebre) se mantienen las conclusiones que se presentan en este documento.

### 3.2. Quiebres estructurales. Algunas consideraciones metodológicas

La mayoría de los trabajos aplicados sobre series de tiempo y pronóstico están basados en el supuesto de que las variables bajo estudio son descritas por procesos estocásticos ergódicamente estacionarios. El segundo de estos adjetivos se refiere a que el proceso generador de datos (PGD) de la serie temporal, en este caso el tipo de cambio nominal peso-dólar, es constante. Es decir, que los parámetros poblacionales que dieron lugar a la muestra de estudio, y presumiblemente darán también lugar a sucesivas realizaciones de la variable aleatoria en el futuro, no cambian en el tiempo.

El primer adjetivo se refiere a que el proceso tiene memoria acotada, es decir, a que el efecto de un choque aleatorio al proceso hoy se irá desvaneciendo en el tiempo, hasta que en un horizonte considerable tal efecto será nulo (independencia asintótica). Este último es un supuesto casi inamovible y permite la aplicación de alguno de los teoremas ergódicos en la interpretación de los resultados.

No obstante, tal y como lo señala Hansen (2001), parámetros como la media, la varianza o las tendencias suelen cambiar en el tiempo para los modelos de series macroeconómicas, tales como las tasas de desempleo, o las tasas de crecimiento del PIB. Esto también es cierto para las series financieras, en las que los modelos de volatilidad condicional cambiantes, estilo Garch (Engle, 1982; Bollerslev, 1986) son hoy una herramienta de uso común para modelar varianzas condicionales heterogéneas, y donde en épocas recientes han ganado popularidad en la modelación de los primeros momentos los modelos con transición entre regímenes regidos por procesos de Markov, denominados Markov-Switching. Estas consideraciones de carácter econométrico no han sido ajenas a la literatura sobre el tipo de cambio, que puede ser considerado tanto una variable macroeconómica, como precio de un activo financiero internacional.

Una posibilidad teórica para tratar con procesos de parámetros no constantes son los modelos de “quiebres estructurales”. El modelo clásico de cambio o quiebre estructural es atribuido a Chow (1960), quien planteó la posibilidad de dividir la muestra de estudio en dos subperiodos, luego estimar los parámetros del modelo en cada submuestra, y finalmente poner a prueba la igualdad de los parámetros en ambos conjuntos mediante la utilización de un estadístico  $F$  tradicional.

Por ejemplo, en el contexto de este documento se requiere contrastar la hipótesis de que el tipo de cambio es estacionario o estacionario en tendencia, contra la hipótesis de que se trata de una serie con raíz unitaria. Para llevar a cabo este objetivo se deben contrastar primero varias hipótesis auxiliares.

Por ejemplo, sería posible iniciar el análisis con un modelo de regresión lineal, en el que sean incluidas como regresoras una tendencia y una constante, de la siguiente forma:

$$Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 \tau_t + \varepsilon_t \quad [6]$$

El supuesto de estacionariedad se refiere a que el PGD del término de error  $\varepsilon_t$  es el mismo a lo largo de toda la muestra de estudio, por lo que el PGD de  $Y_t$  también lo será. Cualquier fluctuación de la serie se dará alrededor del componente determinístico  $\alpha_0 + \alpha_1 \tau_t$ , y los choques aleatorios serán responsables solo de desviaciones temporales con respecto a este punto de referencia, que se diluirán en el tiempo (si la serie además es ergódica). Sobre lo que llama la atención Chow (1960) es la posibilidad de que el modelo presente parámetros  $\alpha_0$ ,  $\alpha_1$  cambiantes, por lo cual una estimación, suponiendo que estos son constantes, romperá con el supuesto de estacionariedad y dará como resultado estimaciones inconsistentes (e incluso estimaciones espurias en muchos casos).

Para mayor ilustración, considérese la discusión desarrollada en la introducción de este documento, según la cual las intervenciones del banco central en el mercado cambiario deberían provocar cambios en los parámetros del modelo, en caso de ser efectivas. Por ejemplo, deberían provocar una reducción en la magnitud del coeficiente  $\alpha_1$ , que sería negativo en el caso de una apreciación de la moneda. O deberían al menos provocar un incremento en el coeficiente  $\alpha_0$ , relacionado con la media no condicional de la parte estacionaria del sistema. En otro caso, si los coeficientes se mantienen

inalterados después de la intervención y toda esta se sumerge en la parte aleatoria del modelo,  $\varepsilon_t$ , pues se podrá juzgar tal intervención como inefectiva (entre otras cosas porque este factor es un proceso ruido blanco independiente, no pronosticable). En otras palabras, las intervenciones del banco harían que fuese de esperar teóricamente que operara un modelo antes de la intervención y otro después:

$$Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 \tau_t + \alpha_2 d_t + \alpha_3 d_t \tau_t + \varepsilon_t \quad i = 1, 2 \quad [7]$$

En [7]  $d_t$  es una variable indicadora dicotómica, que toma el valor de 1 si la observación se registra antes de la intervención, y 0 en otro caso. La hipótesis nula del test de **Chow** es que no existe un cambio estructural en la fecha en la cual se sospecha que este ocurrió. Para el caso, la fecha potencial está por determinar, e incluso puede tratarse de más de una fecha, una de ellas, por ejemplo, en el periodo comprendido entre agosto de 2006 y mayo de 2007, periodo en el que se registraron los montos de intervención más altos. Por supuesto, lo anterior es equivalente a probar que la dicotómica que aparece en la ecuación [7] no es estadísticamente significativa ( $\alpha_2$  es igual a 0) y tampoco lo es el coeficiente de interacción  $\alpha_3$  que mediría un cambio en la tendencia determinística de la serie.

Una importante limitación de la prueba de **Chow** es que el punto de quiebre debe ser conocido a priori, dejando al investigador con tan solo dos opciones: seleccionar un dato de la muestra como candidato para albergar el quiebre estructural, aleatoriamente; o seleccionar un dato de la muestra con base en alguna consideración preliminar sobre los datos, antes de llevar a cabo la estimación. En el primer caso, el procedimiento de Chow puede ser poco informativo, y el verdadero cambio estructural se puede perder de vista. En el segundo caso, el test de Chow puede llevar a conclusiones erróneas, ya que el dato que se toma como candidato para ser un quiebre es endógeno (está correlacionado con los datos mismos) y el test está sesgado a indicar que sí existe un cambio estructural, aun cuando este no exista (**Hansen**, 2001).

Dado que los resultados pueden ser bastante sensibles ante ese tipo de consideraciones de selección, que son arbitrarias, diferentes investigadores pueden llegar fácilmente a distintas conclusiones al analizar el mismo fenómeno. La solución necesaria para este tipo de problemas es la de tratar el punto de quiebre como “desconocido”. Esta fue precisamente la idea de **Quandt** (1958, 1960), quien propuso tomar el estadístico  $F$  de Chow más alto, dentro del conjunto de todos los estadísticos construidos con todas las posibles fechas de quiebre, las cuales, generalmente, abarcan todas las fechas al interior de la muestra en un intervalo que va entre  $\gamma$  por ciento y  $(1 - \gamma)$  por ciento.<sup>4</sup>

Cuando la fecha de quiebre es conocida a priori, la distribución Chi-cuadrado puede ser utilizada para poner a prueba la significancia del estadístico de Chow y por tanto la posibilidad de un cambio estructural. No obstante, si la fecha del quiebre no se conoce con anterioridad, los valores críticos asociados con esta distribución son inapropiados, tal y como lo señala **Hansen** (2001); en lugar de estos, se deben utilizar los propuestos por **Andrews** (1993) y **Andrews y Ploberger** (1994), o los calculados con base en la propuesta metodológica de **Hansen** (1997). Estos valores críticos asintóticos son considerablemente más altos que aquellos provistos por la distribución Chi-cuadrado y varían de acuerdo al número de parámetros incluidos en el modelo, así como de otros factores.

.....  
4  $\gamma$  es generalmente un número entre 5 y 15 y se le conoce como el parámetro de *trimming*.

Existe una consideración adicional de relevancia una vez se encuentra evidencia de un cambio estructural. ¿Podrían existir más de estos cambios estructurales? Los aportes de [Bai y Perron \(1998, 2003\)](#) van en esta dirección. Ellos utilizan un método secuencial, comienzan por poner a prueba un solo cambio estructural. Si la prueba rechaza la hipótesis nula de que no existe cambio estructural, la muestra se procede a dividir en dos (tomando como referencia el punto de quiebre estimado), posteriormente el test se repite al interior de cada submuestra. Solo se detiene el algoritmo cuando la hipótesis nula no es rechazada.

### 2.3. Caminatas aleatorias versus cambio estructural

Tal y como lo señala [Enders \(2010\)](#), una pregunta de capital importancia en la literatura económica, sobre todo de carácter macro, pero que podría ampliarse fácilmente al ámbito cambiario, es si las series bajo análisis son estacionarias. En el caso de que no lo sean, ¿se trata entonces de series estacionarias en tendencia, o por el contrario, estas presentan alguna raíz unitaria? Como es bien sabido, el método de estimación en cada caso varía considerablemente y una confusión al respecto puede llevar a conclusiones erróneas.<sup>5</sup>

Dado lo anterior, se ha desarrollado una batería significativa de pruebas con el fin de detectar la presencia de raíces unitarias en los datos. Al respecto se encuentran los estadísticos de [Dickey y Fuller \(1979\)](#) y [Dickey y Fuller aumentado-ADF](#), propuestos por [Said y Dickey \(1984\)](#), los cuales tienen como hipótesis nula la presencia de una raíz unitaria en los datos. Existe también un segundo grupo, que tiene como hipótesis nula la estacionariedad de las variables; este es el caso del estadístico propuesto por [Kwiatkowski, Phillips, Schmidt y Shin -KPSS-](#) (1992). Todas estas pruebas permiten distintas configuraciones para el proceso subyacente, con el fin de descartar su estacionariedad, por ejemplo, permiten que las series sean estacionarias en niveles, con intercepto, o estacionarias en tendencia, con distintos rezagos. A su vez, ambos tipos de pruebas son complementarios debido a la variación en la hipótesis nula.

Este debate también es de gran importancia para la literatura de cambio estructural, que concierne a este documento, puesto que la naturaleza de las series es muy distinta en el caso de que se trate de una caminata aleatoria (la cual tiene al menos una raíz unitaria), o se trate de una serie con uno o más quiebres estructurales.

Para ilustrar la importancia de esa diferenciación, considérese el caso de este estudio. Si la serie del tipo de cambio resultara estar mejor descrita por una caminata aleatoria, en lugar de un proceso estacionario (o estacionario en tendencia) con cambios estructurales, pues sería difícil concluir que su desempeño en el tiempo es producto de algún tipo de intervención cambiaria del banco central. Este comportamiento sería puramente aleatorio, y así como una posible apreciación pareciera revertirse después de la intervención, cuando quiera que esta fuere, luego podría acentuarse de igual forma (recuérdese que una caminata aleatoria se puede ver como la suma infinita de choques puramente aleatorios, ruido blanco). La presencia de un quiebre estructural por su parte, se reconcilia mucho mejor con la efectividad de la política cambiaria, a condición de que tal quiebre se detecte endógenamente, y por tanto sea tomado como desconocido *ex ante* y coincida con las intervenciones del banco en el mercado.

.....

5 En el primer caso se debe remover la tendencia de la serie, que puede ser cuadrática, lineal, cúbica, o la tendencia estimada con un filtro como el de Hodrick- Prescott. En caso de que se detecten raíces unitarias, la serie debe ser diferenciada hasta lograr la estacionariedad de la misma.



De lo anterior se concluye que en la práctica se debe ser cuidadoso en la caracterización de la PGD que describe al tipo de cambio nominal en Colombia. Se debe utilizar un estadístico como el de **Andrew o Andrews-Ploberger** con el fin de detectar la existencia de cambios estructurales de forma endógena y, posteriormente, se hace necesario descartar la presencia de raíces unitarias en los datos, para así determinar si la serie está mejor descrita por un proceso de quiebre estructural o por una caminata aleatoria; esta estrategia es la seguida en este documento.

De esta manera, a través de la caracterización del PGD que describe al tipo de cambio es posible evaluar la efectividad de las intervenciones del banco en el mercado cambiario: si el tipo de cambio corresponde a un proceso de quiebre estructural, cuyos quiebres coinciden con las fechas en las que el banco intervino el mercado con montos importantes, podría concluirse que las intervenciones son efectivas, pues logran cambiar la tendencia de la tasa de cambio. Si por el contrario, el tipo de cambio corresponde a una caminata aleatoria, sería un indicio de la ineffectividad de las intervenciones del banco, ya que el comportamiento de la serie obedecería a factores completamente aleatorios y no discrecionales.

### 3. Modelo empírico

#### 3.1. Datos

Se construyó una serie semanal (cierre de viernes) para la tasa representativa del mercado (TRM) reportada por la Superintendencia Financiera de Colombia. Igualmente, se construyó una serie semanal para intervención del Banco de la República en el mercado cambiario (acumulado de los montos de intervención diarios) con las estadísticas reportadas por el Banco de la República en su página web.

#### 3.2. Análisis de los resultados

En la **Tabla 1** se presentan los resultados de la prueba de quiebre estructural múltiple de **Bai y Perron** (1998, 2003) para un modelo del tipo de cambio que incluye un intercepto, una tendencia lineal y una tendencia cuadrática. Los resultados apuntan a la existencia de cuatro quiebres estructurales en el modelo, tanto si se utiliza una estrategia de detección secuencial, o una de repartición. Estos quiebres no coinciden con las intervenciones más altas del banco en el mercado, como se puede observar a simple vista al comparar el Gráfico 1 con las fechas de la **Tabla 1**. Con el fin de presentar mayor evidencia estadística al respecto se realizó una prueba de cambio estructural, sobre un modelo ingenuo de la serie de intervenciones del banco, que se reporta en el Anexo 1 de este documento. Las fechas de quiebres en los montos de intervención no coinciden en ningún caso con los quiebres detectados en la serie del tipo de cambio, por varios meses de diferencia, como se evidencia en la **Figura 2**.



**Tabla 1. Quiebres estructurales: modelo con tendencia lineal, cuadrática e intercepto**

$$TRMT = \beta_0 + \beta_1 T_t + \beta_2 T_t^2 + \varepsilon_t$$

Quiebre Estructural			
Quiebres Determinados	4		
Prueba de Quiebre Estructural	Estadístico F	Estadístico F Escalado	Valor Crítico**
0 vs. 1*	575.8039	1727.412	13.98
1 vs. 2*	211.6779	635.0336	15.72
2 vs. 3*	91.26535	273.796	16.83
3 vs. 4*	14.638835	43.91505	17.61
4 vs. 5	0	0	18.14

\* Significancia al 5%

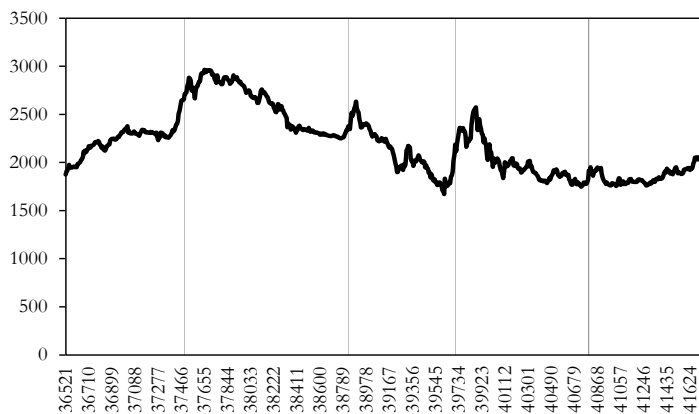
\*\* Valores Críticos, Bai-Perron (2003).

Fechas de los quiebres estructurales		
	Secuencial	Repartición
1	8/26/2002	7/29/2002
2	9/15/2008	4/24/2006
3	4/24/2006	9/15/2008
4	9/12/2011	9/12/2011

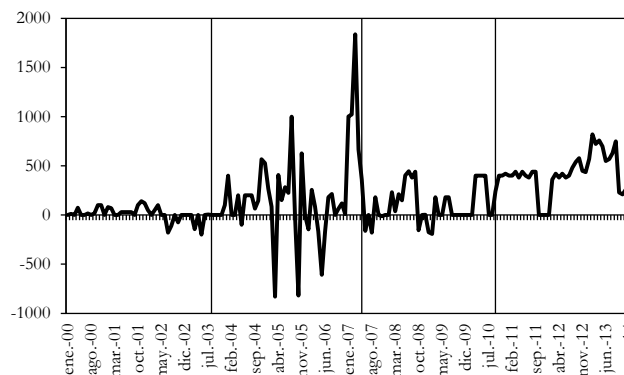
Fuente: elaboración de los autores.

**Figura 2.**

**Panel A. Tipo de cambio y fechas de quiebre estructural detectadas**



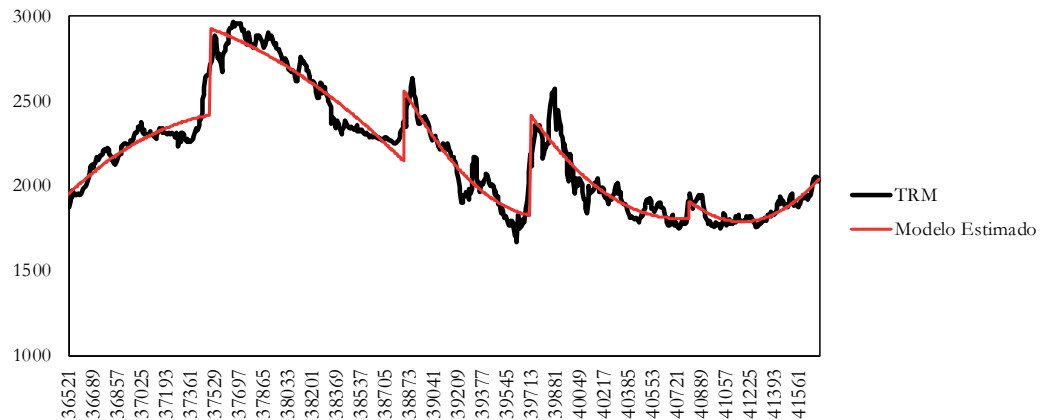
**Panel B. Montos de intervención y fechas de quiebre estructural detectadas**



Fuente: Panel A. Serie de tipo de cambio, Banco de la República; fechas de quiebre estructural, elaboración de los autores. Panel B. Serie de montos de intervención, elaboración propia con datos del Banco de la República; fechas de quiebre estructural, elaboración de los autores.

Los quiebres detectados señalan la posibilidad de modelar el tipo de cambio como un proceso determinístico con múltiples quiebres. Con el fin de observar el desempeño de este tipo de modelos, se estimó un modelo del tipo de cambio nominal, incluyendo, además de la tendencia, la tendencia cuadrática y el intercepto originales, variables indicadoras de nivel y de interacción con cada regresora, en las fechas del quiebre.<sup>6</sup> El resultado de tal estimación se presenta en el **Anexo 1** y la **Figura 3**. Se puede observar que el modelo sintético logra recoger gran parte de la dinámica del tipo de cambio, aun cuando los residuales del modelo siguen presentando claros indicios de autocorrelación.<sup>7</sup> Esta persistencia lleva a explorar dos estrategias alternativas para asegurar la correcta modelación de la serie.

**Figura 3.** Modelo estimado versus serie del tipo de cambio



En el primer caso (estrategia 1) se realizaron pruebas de raíz unitaria sobre los residuales del modelo para contrastar si el procedimiento anteriormente descrito ayudaba a recuperar la estacionariedad de la serie, necesaria en muestra grande para garantizar la consistencia de los estimadores de MCO [ver **Hayashi** (2000), capítulo 2]. No obstante, las pruebas de raíz unitaria utilizadas no tienen la misma distribución que los estadísticos ADF tradicionales, situación ampliamente conocida en la literatura sobre raíces unitarias, por lo cual se hizo necesario utilizar modificaciones sobre los valores críticos del estadístico ADF, generalmente empleadas para medir la cointegración entre dos o más variables. Estos valores críticos cambian dependiendo del tamaño de la muestra, o de si existen regresoras tendenciales o constantes en la prueba. Estas tablas son provistas, por ejemplo, por **Mackinnon** (2010) y no se reportan en este documento.<sup>8</sup>

Todo parece indicar que los residuales del modelo son estacionarios, ya que se rechaza la hipótesis nula de raíz unitaria y por tanto el modelo, aunque con presencia de autocorrelación, se encuentra bien especificado. En este caso se procedió a comparar los quiebres detectados con los quiebres en las intervenciones del banco central (**Anexo 1**), ante lo cual se hace evidente que no coinciden, tal

6 Un modelo con gran probabilidad, sobreparametrizado, lo cual es posible en el contexto de este documento, puesto que no estamos interesados en realizar predicciones fuera de muestra.

7 **Perron y Zhu** (2005) muestran que las pruebas de quiebre basadas en mínimo cuadrados son consistentes a mayores tasas cuando algunos de los regresores son no estacionarios, como es el caso aquí descrito.

8 El valor del estadístico ADF construido con los residuales del modelo fue -8,36, mientras que el valor crítico de rechazo al 99% para doce regresoras, con 755 observaciones, el más alto que se puede calcular siguiendo el polinomio de aproximación en el documento de **Mackinnon** (2010), es de -6,70. Este valor se mantiene relativamente fijo después de las nueve regresoras.

como se indicó. De esta forma, siguiendo la estrategia 1, se puede descartar que las intervenciones del banco central hayan producido un quiebre estructural en la serie del tipo de cambio.

Adicionalmente, se consideró la posibilidad de modelar el tipo de cambio como una serie que contiene una tendencia estocástica (estrategia 2). Como paso preliminar se incluyó un componente autorregresivo en el modelo, el cual, como era de esperarse, condujo a la no significancia estadística de los regresores del sistema, y presentaba una persistencia cerca a la unidad. Se realizaron entonces varias pruebas de raíz unitaria sobre la serie del tipo de cambio original, las cuales son reportadas en la [Tabla 2](#).

**Tabla 2. Pruebas de raíz unitaria**

(a)

TRM: Intercepto y Tendencia			
Prueba	Valor Estadístico	Valor Crítico 1%	Valor Crítico 5%
Dickey - Fuller Aumentada	-2,761883	-3,970536	-3,415917
Dickey - Fuller GLS	-1,022682	-3,48	-2,89
Phillips - Perron	-2,893319	-3,970502	-3,415901
KPSS	0,307817	0,216	0,146
ERS	31,55251	3,96	5,62

TRM: Intercepto			
Prueba	Valor Estadístico	Valor Crítico 1%	Valor Crítico 5%
Dickey - Fuller Aumentada	-1,41588	-3,43896	-2,86523
Dickey - Fuller GLS	-0,922881	-2,568091	-1,941252
Phillips - Perron	-1,682676	-3,43896	-2,86523
KPSS	1,861963	0,739	0,463
ERS	14,19056	1,99	3,26

(b)

TRM: Intercepto y Tendencia		
Prueba	Valor Crítico 1%	Valor Crítico 5%
Dickey - Fuller Aumentada	SI	SI
Dickey - Fuller GLS	SI	SI
Phillips - Perron	SI	SI
KPSS	SI	SI
ERS	NO	NO
TRM: Intercepto		
	Valor Crítico 1%	Valor Crítico 5%
Dickey - Fuller Aumentada	SI	SI
Dickey - Fuller GLS	SI	SI
Phillips - Perron	SI	SI
KPSS	SI	SI
ERS	NO	NO

Fuente: (a) y (b) elaboración de los autores.

En todos los casos se detecta la presencia de una raíz unitaria en la serie, que a veces se corrige con la inclusión de tendencias determinísticas, como es evidente de la discusión anterior, pero otras veces no, dependiendo del estadístico de prueba. Esta incongruencia sobre la detección de una raíz

unitaria no es extraña, y es precisamente lo que ha llevado al desarrollo de otras pruebas de raíz unitaria que permitan la inclusión de tendencias determinísticas sujetas a quiebres estructurales en la hipótesis alternativa.<sup>9</sup>

**Tabla 3. Modelo en diferencias y pruebas de quiebre estructural**

a)

TRM en Diferencias			
Variable	Coefficiente	Error Estándar	Estadístico t
C	0.230689	1.143853	0.201677

(b)

Quiebre Estructural		
Fecha del quiebre detectado: 2 de Octubre de 2003		
Estadístico	Balor	Probabilidad
Máximo Estadístico F (LR)	9.13519	0.0393
Máximo Estadístico F (Wald)	9.13519	0.0393
Exponencial del Estadístico F (LR)	1.93987	0.0567
Exponencial del Estadístico F (Wald)	1.93987	0.0567
Estadístico F (LR) Promedio	1.72307	0.1497
Estadístico F (Wald) Promedio	1.72307	0.1497

Fuente: elaboración de los autores.

Si se supone que la serie tiene una raíz unitaria, conviene diferenciarla para analizarla y remover así la tendencia estocástica. En este caso, un modelo ingenuo sobre la diferencia de la serie del tipo de cambio, parece una especificación plausible. Al estimar un modelo de este tipo (Tabla 3) y realizar la prueba de quiebres estructurales múltiples, se detecta la presencia de un solo quiebre estructural, en octubre de 2003. Dado que se trata de un modelo estimado sobre las diferencias del tipo de cambio, un quiebre sobre el intercepto equivale a un quiebre sobre una tendencia lineal de la serie en niveles, luego se puede interpretar como un cambio en la pendiente del modelo original que incluye una tendencia determinística como regresora. Este cambio corresponde, por supuesto, con el cambio de régimen en el mercado de una “depreciación del peso” a una “apreciación del peso”, pero una vez más no está relacionado con las intervenciones del Banco de la República. Por lo cual, siguiendo la estrategia 2, se concluye que las intervenciones del banco son inefectivas.

El modelo descrito anteriormente aún presenta problemas de autocorrelación, estos problemas hacen que los estimadores de MCO sean ineficientes, pero no los hace inconsistentes, ni sesgados. Es posible que se les interprete, a condición de que se utilicen errores estándar robustos como los sugeridos por Newey y West (1987) para construir los intervalos de confianza asociados. Un modelo que tiene en cuenta esto e incluye una dicotómica en el momento del quiebre, se presenta en la Tabla 4.

9 Se realizó además una prueba de carácter confirmatorio de raíz unitaria, propuesta por Kim y Perron (2009), la cual permite un quiebre estructural bajo la hipótesis nula y la hipótesis alternativa. En todos los casos se rechaza la hipótesis nula de una raíz unitaria en la serie de la TRM a favor de una tendencia determinística con posibles quiebres estructurales, lo cual se encuentra en línea con la estrategia de modelación en este documento.

**Tabla 4. Modelo de la serie diferenciada**

TRM en Diferencias			
Variable	Coefficiente	Error Estandar	Estadístico t
C	-1.586256	1.540135	-1.029946
D5	8.24871	2.837875	2.906651

Fuente: elaboración de los autores.

## Conclusiones

En este documento se puso a prueba la hipótesis de que las intervenciones del Banco de la República de Colombia han sido efectivas para cambiar la tendencia del tipo de cambio nominal. Se siguieron dos estrategias alternativas para llevar a cabo esta tarea: en la estrategia 1 se modeló la serie como un proceso con tendencias lineal, cuadrática, un intercepto y variables indicadoras de los quiebres del sistema (detectados endógenamente). En la segunda estrategia se supuso la existencia de una raíz unitaria en el sistema (la cual fue constatada mediante diferentes pruebas) y se le diferencia para eliminar tal tendencia. A continuación se estimó un modelo ingenuo sobre las diferencias del tipo de cambio y se detectaron posibles cambios de nivel en el mismo. En ambos casos se presenta evidencia sobre cierto grado de ineffectividad de las intervenciones del banco para modificar la tendencia del tipo de cambio, al menos en forma directa.

Persiste el debate sobre la estrategia de modelación óptima de la serie (raíz unitaria versus tendencia con quiebres), pero se aporta evidencia estadística sobre la posible ineffectividad de la estrategia de intervención cambiaria llevada a cabo por el banco central de Colombia sobre la tendencia del tipo de cambio. No se explora su efectividad sobre los segundos momentos de la serie.

En términos de política económica, se sugiere abandonar el actual esquema de intervención, o bien a favor de uno que disponga de montos de intervención mayores, o bien a favor de la no intervención, buscando la maximización del valor de las reservas internacionales. También es posible complementar la intervención con estrategias macroprudenciales de control de capitales directas. Evaluar la optimalidad de estas sugerencias se sale de los objetivos del presente estudio y constituye un futuro foco de debate e investigación en la materia.

## Referencias

- Andrews, D. W. K. (1993). Tests for Parameter Instability and Structural Change with Unknown Change Point. *Econometrica*, 61(4), 821-856.
- Andrews, D. W. K., & Ploberger, W. (1994). Optimal Tests When a Nuisance Parameter is Present Only Under the Alternative. *Econometrica*, 62(6), 383-414.
- Bai, J. (1997). Estimation Of A Change Point In Multiple Regression Models. *The Review of Economics and Statistics*, 79(4), 551-563.
- Bai, J., & Perron, P. (1998). Estimating and Testing Linear Models with Multiple Structural Changes. *Econometrica*, 66(1), 47-78.
- Bai, J., & Perron, P. (2003). Computation and analysis of multiple structural change models. *Journal of Applied Econometrics*, 18(1), 1-22.
- Bollerslev, T. (1986). Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity. *Journal of Econometrics*, 31(3), 307-327.

- Cabrera, M. (2013). *10 años de revaluación*. Bogotá: Oveja Negra.
- Carranza, J. E., & Moreno, S. (2013). Tamaño y estructura vertical de la cadena de producción industrial colombiana desde 1990. *Borradores de Economía*, 751.
- Chow, G. C. (1960). Tests of Equality Between Sets of Coefficients in Two Linear Regressions. *Econometrica*, 28(3), 591-605.
- Clavijo, S., Vera, A., & Fandiño, A. (2012). *La desindustrialización en Colombia: análisis cuantitativo de sus determinantes*. Bogotá: ANIF.
- Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1979). Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series With a Unit Root. *Journal of the American Statistical Association*, 74(366), 427-431.
- Echavarría, J. J., Vásquez, D., & Villamizar, M. (2009). Impacto de las intervenciones bancarias sobre el nivel y la volatilidad de la tasa de cambio en Colombia. *Borradores de Economía*, 561.
- Enders, W. (2010). *Applied Econometric Time Series*, 3rd ed. New York: John Wiley & Sons.
- Engle, R. (1982). Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation. *Econometrica*, 50(4), 987-1007.
- Frankel, J. A. (1979). On the Mark: A theory of floating exchange rates based on real interest differential. *American Economic Review*, 69, 610-622.
- Frenkel, J. A. (1976). A Monetary Approach to the Exchange Rate: Doctrinal aspects and empirical evidence. *Scandinavian Journal of Economics*, 78, pp.200-224.
- Gabaix, X., & Maggiori, M. (2014). International Liquidity And Exchange Rate Dynamics. *NBER Working Paper Series*, 19854.
- García-Herrero, A., Urbiola, P., Dos Santos, E., Urbiola, P., Dal Bianco, M., Soto, F., et al. (2014). Competitiveness in the Latin American manufacturing sector: trends and determinants. *BBVA Research. Working Paper*, 14/11.
- Gómez-González, J., & García-Suaza, A. (2012). A Simple Test of Momentum in Foreign Exchange Markets. *Emerging Markets Finance and Trade*, 48(5), 66-77.
- Hamilton, D., & Susmel, R. (1994). Autoregressive conditional heteroskedasticity and changes in regime. *Journal of Econometrics*, 64, 307-333.
- Hansen, B. E. (1997). Approximate Asymptotic P Values for Structural-Change Tests. *Journal of Business and Economic Statistics*, 15(1), 60-67.
- Hansen, B. E. (2001). The New Econometrics of Structural. *Journal of Economic Perspectives*, 15(4), 117-128.
- Hatanaka, M., & Yamada, K. (1999). A unit root test in the presence of structural changes in I(1) and I(0) Models. In: R. F. Engle, & H. White (Eds.). *Cointegration, Causality, and Forecasting*. Oxford: Oxford University Press.
- Hayashi, F. (2000). *Econometrics*. Princeton: Princeton University Press.
- Kamil, H. (2008). Is Central Bank Intervention Effective Under Inflation Targeting Regimes? The Case of Colombia. *International Monetary Fund. Working Paper*, 08/88.
- Kim, D., & Perron, P. (2009). Unit root tests allowing for a break in the trend function at an unknown time under both the null and alternative hypotheses. *Journal of Econometrics*, 148(1), 1-13.
- Kwiatkowski, D., Phillips, P. C. B., Schmidt, P., & Shin, Y. (1992). Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root. How sure are we that economic time series have a unit root? *Journal of Econometrics*, 54(1-3), 159-178.

- Lamoureux, C. G., & Lastrapes, W. D. (1990). Persistence in Variance, Structural Change, and the Garch Model. *Journal of Business & Economic Statistics, American Statistical Association*, 8(2), 225-234.
- Mackinnon, J. G. (2010). Critical Values for Cointegration Tests. Queen's Economics Department. Working Paper, 1227.
- Meese, R., & Rogoff, K. S. (1983). Empirical Exchange Rate Models Of The Seventies. Do they fit out of sample? *Journal of International Economics*, 14, 2-24.
- Newey, W., & West, K. (1987). A Simple, Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix. *Econometrica*, 55(3), 703-708.
- Ortiz, C., Uribe, J., & Vivas, H. (2009). Transformación industrial, autonomía tecnológica y crecimiento económico: Colombia 1925-2005. *Archivos de Economía*, 352.
- Perron, P., & Zhu, X. (2005). Structural breaks with deterministic and stochastic trends. *Journal of Econometrics*, 129(1-2), 65-119. doi:10.1016/j.jeconom.2004.09.004.
- Perron, P. (2006). Dealing with a Structural Breaks. *The Palgrave Handbook of Econometrics*. Volume 1: Econometric Theory. Basingstoke: Palgrave Macmillan.
- Powell, A. (2014). *Global Recovery and Monetary: Escaping a Chronicle Foretold?* Inter-American Development Bank (IDB). Washington DC.
- Quandt, R. E. (1958). The Estimation of the Parameters of a Linear Regression System Obeying two Separate Regimes. *Journal of the American Statistical Association*, 53(284), 873-880.
- Quandt, R. E. (1960). Tests of the Hypothesis that a Linear Regression Obeys Two Separate Regimes. *Journal of the American Statistical Association*, 55(290), 324-330.
- Rapach, D. E., & Strauss, J. K. (2008). Structural breaks and Garch models of exchange rate volatility. *Journal of Applied Econometrics*, 23(1), 65-90.
- Restrepo, N. (2012). *Eficiencia informacional en algunos mercados cambiarios latinoamericanos*. (Tesis de pregrado inédita). Universidad del Valle, Cali, Colombia.
- Said, S. E., & Dickey, D. A. (1984). Testing for unit roots in autoregressive-moving average models of unknown order. *Biometrika*, 71(3), 599-607.
- Toro, J., & Julio, J. M. (2005). Efectividad de la intervención discrecional del Banco de la República en el mercado cambiario. *Borradores de Economía*, 336.
- Uribe, J., & Fernández, J. (2014). Riesgo sistémico en el mercado de acciones colombiano: alternativas de diversificación bajo eventos extremos. *Cuadernos de Economía*, 33(63), 613-634.

## Anexos

### Anexo 1.

#### Quiebres estructurales de los montos de intervención mensual

Quiebres Determinados:			3
Prueba de Quiebre Estructural	Estadístico F	Estadístico F Escalado	Valor Crítico **
0 vs. 1 *	67.42238	67.42238	8.58
1 vs. 2 *	31.41338	31.41338	10.13
2 vs. 3 *	30.24837	30.24837	11.14
3 vs. 4	0	0	11.83

\* Significancia al 5%

\*\* Valores crítico, Bai-Perron (Econometric Journal, 2003).

Fechas de los quiebres estructurales		
	Secuencia	Repartición
1	9/20/2010	10/11/2004
2	12/8/2003	5/28/2007
3	5/28/2007	3/1/2010

Fuente: elaboración de los autores.

### Anexo 2.

#### Modelo con tendencia lineal, cuadrática e intercepto y variables indicadoras en las fechas de quiebre

Variable	Coefficiente	Error Estandar	Estadístico t
C*	21254.8700	2076.8510	10.2342
T*	-58.5204	6.0602	-9.6566
T $\wedge$ 2*	0.0440	0.0044	9.9625
D1*	-1094.2000	366.5728	-2.9849
D2	-1976.7100	4073.1090	-0.4853
D3**	-7175.9030	2782.9240	-2.5785
D4*	-9057.6670	3120.8450	-2.9023
D1*T	5.0706	3.7113	1.3662
D1*T $\wedge$ 2	-0.0064	0.0163	-0.3965
D2*T	-1.0686	18.4978	-0.0578
D2*T $\wedge$ 2	0.0090	0.0217	0.4138
D3*T**	36.1038	14.7299	2.4511
D3* T $\wedge$ 2**	-0.0474	0.0198	-2.3935
D4*T**	24.0251	10.4353	2.3023
D4* T $\wedge$ 2***	-0.0153	0.0089	-1.7257

Fuente: elaboración de los autores.

\* Variable significativa al 99%.

\*\* Variable significativa al 95%.

\*\*\* Variable significativa al 90%.



---

EVIDENCE THAT **RISK ADJUSTMENT**  
IS **UNNECESSARY** IN **ESTIMATES**  
OF THE **USER COST OF MONEY**

EVIDENCIA DE QUE NO ES NECESARIO  
AJUSTAR POR RIESGO AL ESTIMAR  
EL COSTO DE USO DEL DINERO

Diego A. Restrepo-Tobón

---

## EVIDENCE THAT RISK ADJUSTMENT IS UNNECESSARY IN ESTIMATES OF THE USER COST OF MONEY\*

Evidencia de que no es necesario ajustar por  
riesgo al estimar el costo de uso del dinero

Diego A. Restrepo-Tobón\*\*

**Palabras clave:** Dinero, costo de uso, formación de hábitos, valoración de activos.

**Key words:** Money, User cost, Habit formation, Asset pricing.

**JEL CODE:** E41, E51, G12.

**Received:** 28/06/2015

**Accepted:** 20/10/2015

**Published:** 01/12/2015

### Abstract

Investors value the special attributes of monetary assets (e.g., exchangeability, liquidity, and safety) and pay a premium for holding them in the form of a lower return rate. The user cost of holding monetary assets can be measured approximately by the difference between the returns on illiquid risky assets and those of safer liquid assets. A more appropriate measure should adjust this difference by the differential risk of the assets in question. We investigate the impact that time non-separable preferences has on the estimation of the risk-adjusted user cost of money. Using U.K. data from 1965Q1 to 2011Q1, we estimate a habit-based asset pricing model with money in the utility function and find that the risk adjustment for risky monetary assets is negligible. Thus, researchers can dispense with risk adjusting the user cost of money in constructing monetary aggregate indexes.

### Resumen:

Los inversionistas valoran los atributos especiales de los activos monetarios (e.g., intercambiabilidad, liquidez y bajo riesgo) y pagan una prima de riesgo al invertir en ellos al aceptar una rentabilidad menor. El costo de uso de activos monetarios puede ser medido de forma aproximada por la diferencia entre el rendimiento de activos ilíquidos riesgosos y activos líquidos de bajos riesgo. Una mejor medida debería ajustar dicha diferencia por el riesgo relativo entre estas dos clases de activos. En este artículo, nosotros investigamos el impacto que dicho ajuste por riesgo tiene en los valores estimados del costo de uso de activos monetarios. Usando datos para el Reino Unido entre 1965Q1 y 2011Q1,

\* Acknowledge financial support from the Colombian Fulbright Commission, the Colombian Administrative Department of Science, Technology and Innovation (Colciencias), and EAFIT University.

\*\* Universidad EAFIT, Colombia.  
Email address: [drestr16@eafit.edu.co](mailto:drestr16@eafit.edu.co)

nosotros estimamos un modelo de valoración de activos de capital con formación de hábitos y dinero en la función de utilidad. Nuestros resultados empíricos indican que el ajuste por riesgo de activos monetarios es económicamente insignificante. De esta manera, realizar ajustes por riesgo a dichas estimaciones es innecesario.

## 1. Introduction

Monetary assets, like cash, are accepted in exchange, are liquid, and safer than most assets in the economy. Investors value the special attributes of monetary assets (e.g., exchangeability, liquidity, and safety) and pay a premium for holding them in the form of a lower return rate. The implicit premium for holding monetary assets—called the user cost of money—equals the difference between the return rates of monetary assets and the unobserved return rates of such assets if they lacked monetary attributes.

The user cost of money is a necessary input to estimate theoretically correct models of the demand for money. [Barnett](#) (1978) pioneered the formula to quantifying the user cost of money under certainty and [Barnett, Liu, and Jensen](#) (1997) extended it to the uncertainty case. Under certainty, the user cost of monetary assets is given by the discounted difference between a benchmark rate and the rate of return of the monetary asset. Under uncertainty, the user cost equals the certainty-equivalent user cost plus a risk-adjustment that depends on investors' risk aversion and the correlation between the monetary asset return rate and consumption growth. The benchmark rates is the return rate on an asset with highly valued monetary attributes (e.g., short-term risk-free assets).

When monetary assets' return rates correlate positively (negatively) with consumption growth, the user cost is higher (lower) than what it would be under certainty. Using models capturing time separable preferences and simulated data, [Barnett et al.](#) (1997) show that the gain from risk adjusting Divisia monetary aggregates is small. The main reason is that under time separable preferences, monetary assets returns correlate poorly with consumption. In a recent work, however, [Barnett and Wu](#) (2005) conjecture that under time non-separable preferences the risk-adjustment to the certainty-equivalent user cost will be bigger and of empirical relevance for the construction of Divisia monetary aggregates.

[Barnett and Wu](#) (2005) derive expressions for estimating the user cost of risky monetary assets assuming time non-separable preferences and show that under uncertainty any asset can be used as the benchmark asset in the estimation of the user cost of money. However, the extent to which time non-separable preferences yield higher risk adjustment estimates and the robustness of the results to the choice of arbitrary benchmark rates remain empirical questions.

In this paper, we contribute to the literature on the user cost of money by testing the hypotheses in [Barnett and Wu](#) (2005). We use U.K. data from 1965Q1 to 2011Q1 to estimate a habit-based asset pricing model using the market portfolio (proxied by the FTSE 100) and six industrial sectors portfolios. We also test the model using six Fama-French portfolios sorted by size and book-to-market values from 1980Q4 to 2010Q4. For both samples, we find that the model is not rejected by the data in the sense that pricing errors are small. The estimated parameters are reasonable and in line with the literature.

Consistent with [Barnett et al.](#) (1997), we find that the risk-adjustment is negligible. The reason is that the risk-adjustment depends on the covariance between monetary assets returns and the SDF; which is almost zero across the monetary assets we consider. Thus, time non-separable preferences

are unlikely to yield risk-adjustment estimates sufficiently high to affect the construction of Divisia monetary aggregates. In addition, we find the choice of the benchmark asset to estimate the risk adjustment to the user costs does matter in empirical applications.

Our results have two important implications for the construction of monetary indexes. First, researchers may dispense with risk-adjusting the user cost of money to construct such indexes. Despite their theoretical appeal, our empirical results show that the risk adjustment for risky monetary assets is negligible. Second, choosing a benchmark risky asset does matter for adjusting the user cost in empirical applications. Thus, the theoretical appeal of risk adjusting the user cost of risky monetary assets is lost since there are numerous benchmark assets to choose from. Any choice would be arbitrary and will likely lead to different results.

We organize the paper as follows. In Section 2 we explain the methodology and in Section 3 we set up the model. Section 4 presents our strategy to estimating the model parameters and the user cost of monetary assets. We describe our data in Section 5 and present the empirical results in Section 6. We conclude in Section 7.

## 2. Methodology

To account for time non-separable preferences, we use a habit-based asset pricing model to estimate the risk-adjustment component of the user cost of risky monetary assets. In particular, we use [Campbell and Cochrane \(1999\)](#) model (CC hereafter). Unlike [Barnett et al. \(1997\)](#) who use simulated data, we estimate the structural parameters of the CC model based on consumption, interest rates, and equity data, and then estimate the user cost of monetary assets for the U.K.

We use the estimated parameters of the CC model to compute the risk-adjustment to the certainty equivalent user cost of money. Unlike [Barnett et al. \(1997\)](#), we estimate a dynamic conditional correlation (DCC) model which allows us to get time and asset specific risk-adjustment estimates.

We choose a habit-based model given that the empirical evidence shows that many asset pricing puzzles can be explained when habit formation is added to standard preferences (e.g., [Abel, 1990](#); [Constantinides, 1990](#); [Epstein and Zin, 1991](#); [Campbell and Cochrane, 1999](#); [Yogo, 2006](#); [Chen and Ludvigson, 2009](#) and [Verdelhan, 2010](#)). These models are the most successful in explaining both the cross sectional variation in expected stock returns and the time variation in the equity premium ([Yogo, 2006](#)). In macroeconomics, habit models are used to capture the joint dynamics of consumption and asset returns over the business cycle ([Boldrin, Christiano and Fisher, 2001](#)) and the relation between consumption and monetary policy ([Fuhrer, 2000](#)).

The CC model is able to explain the most salient stylized facts of asset returns, their relation with consumption growth, and the link between interest rates and consumption. [Wachter \(2006\)](#) incorporate inflation dynamics into the CC model and show that the model accounts for several features of the nominal term structure of interest rates and that the model reproduces realistic means and volatilities of bond yields, the high equity premium, and excess stock market volatility. [Likewise, Buraschi and Jiltsov \(2007\)](#) show that a model with external habits, as in the CC model, captures the nonlinearity of the short-term interest rate, deviations from the expectations hypothesis, the persistence of the conditional volatility of interest rates, and the relationship between interest rates and monetary aggregates.

Evidence from the U.K. indicates that the CC model outperforms other consumption- based models to explain the relation between asset returns and consumption growth. In particular, **Hyde and Sherif** (2005a,b) find that the **Campbell and Cochrane's** model performs better than both the **Abel's** (1990) and **Epstein and Zin's** (1991) models in explaining the cross section of U.K. asset returns. **Unfortunately, Hyde and Sherif** only estimate two out of six structural parameters for the Campbell and Cochrane's model. Thus, we cannot use their results as a starting point for our paper.

In the CC model, the representative household's utility function depends on both current and past aggregate consumption. Negative endowment shocks push current consumption toward the habit level, making investors more risk averse. Thus, risk premia are countercyclical. In bad times—when consumption is low and risk aversion is high— the conditional variance of the inter-temporal rate of marginal substitution (stochastic discount factor, SDF) is large; creating a higher conditional covariance between asset returns and consumption growth. If this covariance is also high with respect to returns of monetary assets, the risk adjustment to the certainty-equivalent user cost of risky assets will be also higher than that documented in **Barnett et al.** (1997) and may affect the construction of Divisia monetary aggregates.

After estimating the structural parameters of the model, we estimate the user cost of monetary assets components included in the U.K. Divisia monetary index. To capture households' demand for monetary assets, we include money in the utility function within the CC specification. Based on empirical evidence, we assume that money and consumption are additively separable (e.g., **Jones and Stracca**, 2008). Additive separability greatly simplifies the estimation of the model. First, it implies that the stochastic discount factor does not depend on monetary holdings; which avoids making stringent assumptions on the functional form of the monetary aggregation function. And second, given that monetary assets time series data have shorter spans, it allows us to use longer time series data to estimate the model.

### 3. Consumption and Portfolio Choice with Monetary Assets

We consider an economy as in **Campbell and Cochrane** (1999), with time-varying risk free rates, and monetary asset holdings entering the utility function. In this respect, our approach follows the recent literature on liquidity and money-like attributes of financial assets (see **Krishnamurthy and Vissing-Jorgensen**, 2012; **Lagos**, 2011; **Lagos**, 2010; and the references therein).

#### 3.1. Consumption Growth and Habit

Let lowercase letters denote logarithms of uppercase letters,  $c_t = \ln C_t$ , and so forth. Consumption growth is an i.d.d. lognormal endowment process,

$$\Delta c_{t+1} = g + v_{t+1}; v_{t+1} \sim i.d.d. N(0, \sigma^2) \quad (1)$$

We incorporate habit in consumption to capture intertemporal nonseparability. We assume that habit is external as in **Campbell and Cochrane** (1999). The habit process is conveniently expressed in terms of the consumption surplus ratio

$$S_t = \frac{C_t - X_t}{C_t} \quad (2)$$

The log consumption surplus ratio evolves as

$$s_{t+1} = (1 - \phi) \bar{s} + \phi s_t + \lambda(s_t)(c_{t+1} - c_t - g) \quad (3)$$

where  $\phi$ ,  $g$ , and  $\bar{s}$  are parameters; and  $\lambda(s_t)$  is a sensitivity function given by

$$\lambda(s_t) = \begin{cases} \frac{1}{\bar{s}} \sqrt{1 - 2(S_t - \bar{s})} - \frac{1}{2} & S_t \leq S_{max} \\ 0 & S_t \geq S_{max} \end{cases} \quad (4)$$

which controls how  $S_{t+1}$  and thus  $X_{t+1}$  responds to contemporaneous consumption  $C_{t+1}$ .

In (4),

$$S = \sigma \sqrt{\frac{\lambda}{1 - \phi - B/\lambda}} \quad (5)$$

and  $S_{max}$  is the value of  $S_t$  at which the square root in (5) runs into zero,

$$S_{max} = S + (1 - S^2) \quad (6)$$

$S^-$  and  $S_{max}$  are the steady state and upper bound of the surplus consumption ratio, respectively.  $B = \gamma(1 - \phi) - \gamma^2 \sigma^2 / S^{-2}$  is the elasticity of the interest rate to deviations of the surplus consumption ratio from the steady state.

The specifications of the dynamic of consumption and the surplus consumption ratio imply that the habit process moves more slowly than consumption: consumption falls (increases) faster than the habit level, resulting in an instantaneous increase (decrease) in risk aversion. Therefore, risk aversion is countercyclical, which leads to countercyclical risk premia and expected returns. Countercyclical risk aversion means that risk aversion increases during recessions, when wealth is likely to be low.

### 3.2. The Household's Optimization Problem

The consumption and portfolio choice problem of a household is as follows. At the beginning of each period  $t$ , the household purchases  $C_t$  units of a consumption good at price  $P_t$ . There are  $J$  tradeable assets in the economy, indexed by  $j$ ; and  $M$  monetary assets, indexed by  $m$ . In period  $t$ , the household invests  $K_{jt}$  units of wealth  $W_t$  in asset  $j$  and  $K_{mt}$  units in monetary asset  $m$ . The gross rates of return on asset  $j$  and monetary asset  $m$  in period  $t + 1$  are  $R_{j,t+1}$  and  $R_{m,t+1}$ , respectively. The household's total saving in assets satisfies the intraperiod budget constraint:

$$\sum_{j=1}^J P_t K_{jt} + \sum_{m=1}^M P_t K_{mt} = W_t - P_t C_t \quad (7)$$

The household's wealth in the following period satisfies the intertemporal budget constraint:

$$W_{t+1} = \sum_{j=1}^J R_{j,t+1} P_t K_{jt} + \sum_{m=1}^M R_{m,t+1} P_t K_{mt} \quad (8)$$

$$j=1 \quad m=1$$

From (7), (8) can be expressed as:

$$P_t C_t + \sum_{j=1}^J P_t K_{jt} + \sum_{m=1}^M P_t K_{mt} = \sum_{j=1}^J R_{jt} P_{t-1} K_{j,t-1} + \sum_{m=1}^M R_{mt} P_{t-1} K_{m,t-1} \quad (9)$$

To capture the demand for monetary services, we incorporate money in the household's utility function. The household's intraperiod utility function is given by  $U(C_t - X_t, M_t / P_t)$ ; where  $X_t$  is the level of habit,  $M_t = M(m_t)$  is the nominal amount of monetary holdings  $m_t = [K_{1,t}, K_{2,t}, \dots, K_{M,t}]^0$ , and  $P_t$  is the general price level. Thus, household's utility is function of current private consumption,  $C_t$ , as well as current and past aggregate consumption,  $X_t$ . Since the habit is external, individual agents do not consider the effects of current consumption on future utility.

We further assume that the utility function is separable between consumption and real monetary holdings. Thus, the household intertemporal utility function is given by:

$$U = E_t \sum \beta^t \left[ \frac{(C_t - X_t)^{1-\gamma}}{1-\gamma} + \frac{(M_t / P_t)^{1-\alpha}}{1-\alpha} \right] \quad (10)$$

Given the household's current level of wealth  $W_t$ , the household chooses consumption and saving  $\{C_t, M_t, K_{1,t}, K_{2,t}, \dots, K_{J,t}\}$  to maximize its utility (10) subject to the constraint (9).

### 3.3. Marginal Utility and Asset Prices

Intraperiod marginal utility with respect to consumption  $C_t$  is given by

$$U_c(C_t, X_t) = (C_t - X_t)^{-\gamma} = S^{-\gamma} C^{-\gamma} \quad (11)$$

Thus, the intertemporal marginal utility, or stochastic discount factor, is:

$$Q_{t+1} = \beta \frac{U_c(C_{t+1}, X_{t+1})}{U_c(C_t, X_t)} = \left( \frac{S_{t+1}}{S_t} \frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{-\gamma} = \beta e^{-\gamma} [g + (\phi - 1)(S_t - S) + 1 + \lambda(S_t)] (\Delta C_{t+1} - g) \quad (12)$$

Maximizing (10) subject to (9) yields:

$$E_t \left[ Q_{t+1} \frac{P_t}{P_{t+1}} R_{jt+1} \right] = 1, \quad j = 1, \dots, J \quad (13)$$

$$E_t \left[ Q_{t+1} \frac{P_t}{P_{t+1}} R_{mt+1} \right] = 1, \quad \pi_{mt}, \quad m = 1, \dots, M \quad (14)$$

where  $\pi_{mt} = U_c(C_t, X_t) / U_m(K_{mt}) \geq 0$  is the intraperiod marginal rate of substitution between consumption and the monetary asset  $K_{mt}$ ; and captures the user cost of money of the monetary asset  $K_{mt}$ , see Barnett and Wu (2005). Equations (13) and (14) are the pricing equations for tradable and monetary assets, respectively. Equation (13) is the fundamental equation of any dynamic asset pricing model. Equation (14) applies to any monetary asset providing liquidity services. Combining (13) and (14) we get:

$$\pi_{mt} = E_t \left[ Q_{t+1} \frac{P_t}{P_{t+1}} (R_{jt+1} - R_{mt+1}) \right], \quad m = 1, \dots, M. \text{ and } j = 1, \dots, J. \quad (15)$$

Equation (15) shows that the user cost of any monetary asset  $m$  is given by the discounted difference between the return on a tradeable asset and the monetary asset  $m$ . The discount factor is stochastic and corresponds to the intertemporal marginal rate of substitution of consumption—which is the appropriate measure of risk for an individual who cares about consumption. During bad times, consumption is low and thus marginal utility is high. Assets that yield low returns in bad times are risky since they fail to deliver when investors need them the most. Thus, risky assets offer high expected returns to compensate investors for bearing risk. In contrast, assets that do well in bad times hedge investors and thus offer low expected returns<sup>1</sup>.

If there exists a risk free asset providing monetary services, its risk free rate obeys:

$$r_t = \ln(1 - \pi_{r,f,t}) + r^- - B(s_t - s^-) \tag{16}$$

where  $\pi_{r,f,t} \geq 0$  is the user cost of the risk free asset and  $r^- = -\ln\beta + \gamma g - \gamma \sigma^2 2S^2$  is the steady state (log)interest rate. If  $\pi_{r,f,t} = 0$ , the risk free asset provides no monetary services. The risk free interest rate is constant when  $B = 0$ —the baseline case in **Campbell and Cochrane** (1999). If  $B \geq 0$ , interest rates are low (high) in bad times and high (low) in good times (**Verdelhan**, 2010). It can be shown that  $B \geq 0$  implies a procyclical (countercyclical) real risk free interest rate and a downward (upward) sloping yield curve (**Møller**, 2009).

#### 4. Estimation

Under the maintained assumption of separability between money and consumption, we can estimate the user cost of monetary assets in two steps. First, we estimate the model parameters using (13). Second, we compute the user cost of monetary assets,  $\pi_{m,t}$ , using (14) or (15). A one-step estimation is hampered by the unequal and sometimes shorter length of time series data on monetary assets compared with equity and interest rate data.

##### 4.1. Model Parameters

We estimate the model parameters  $\theta = \{\lambda, g, \sigma, S, \beta, \phi\}$  using the generalized method of moment (GMM) approach of **Hansen and Singleton** (1982). Unlike **Campbell and Cochrane** (1999), we allow for a time-varying risk free rate. Equations (1), (13), and (20) yield the following population moment conditions:

$$E[\Delta c_{t+1} - g | Z_t] = 0 \tag{17}$$

$$E[(\Delta c_{t+1} - g)^2 - \sigma^2 | Z_t] = 0 \tag{18}$$

$$E\left[Q \frac{P_t}{P_{t+1}} R_{j,t+1} - 1 \mid Z_t = 0, j = 1, \dots, J\right] = 0 \tag{19}$$

$$E[r_{f,t+1} - r + B(s_{t+1} - s) | Z_t = 0] = 0 \tag{20}$$

Moment conditions (17)-(20) lead to  $q$  orthogonality conditions of the form  $E[g(X_t, \theta) | Z_t] = 0$ , where  $X$  represent data and  $Z_t$  the conditioning information set at time  $t$ . Using a vector of instrumental variables  $Z_t$  observed at  $t$ , these orthogonality conditions become  $E[g(X_t, \theta) | Z_t] = 0$ . GMM

<sup>1</sup> Our modeling strategy takes as given that monetary assets offer monetary services—households value monetary assets for their liquidity and for their claims to streams of consumption goods. However, equation (15) can also be derived from micro-founded models in which monetary assets are useful in facilitating exchange as in **Lagos** (2010) and **Lagos** (2011).



estimates the sample counterpart of these orthogonality conditions,  $g_T(X, \theta) = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T g(X_t, \theta) | Z_t$ , by choosing  $\theta$  such that  $g_T(\theta)$  is a close as possible to zero. The GMM estimator is defined as follows:

$$\theta = \arg \min_{\theta \in \Theta} g_T(X, \theta)' W_T g_T(X, \theta) + \arg \min_{\theta \in \Theta} J_T \quad (21)$$

where  $W_T$  is a  $q \times q$  positive semi-definite weighting matrix. The optimal choice of  $W_T$  is given by the inverse of the covariance matrix of the sample orthogonality conditions. The GMM estimator is consistent under relatively weak conditions—in large samples, the minimum of  $J_T$  approximate the minimum of the population objective function.

We estimate  $\theta$  using 2-step,  $k$ -step, and the continuously updating GMM estimators, **Hansen, Heaton, and Yaron** (1996). Compared to 2- and  $k$ -step optimal GMM estimators, the continuously updating estimator—when it converges— is more efficient, less biased, and has better small-sample properties, see **Hansen et al.** (1996), **Donald and Newey** (2000), and **Antoine, Bonnal, and Renault** (2007).

The estimation of the model parameters is numerically demanding since the surplus consumption ratio process in (3) is unobserved. To overcome this difficulty, we initialized the surplus consumption ratio at its steady state value,  $s^-$ , and estimate all the parameters jointly. For each iteration of the GMM estimation, the parameters affecting the surplus consumption ratio change and a new consumption ratio process is generated. The process continuous until (21) convergences. The estimation procedure needs to keep the parameters within their joint feasible space. Thus, we impose box and inequality constraints in our estimation —  $\gamma > 0$ ,  $\sigma > 0$ ,  $\bar{S} > 0$ ,  $\beta > 0$ ,  $\phi > 0$ , and  $1 - \phi - \beta / - \gamma > 0^2$ .

To compute  $W_T$ , we use Newey and West's (1987) heteroscedasticity and autocorrelation consistent (HAC) covariance matrix estimate with **Andrews's** (1991) automatic bandwidth selection using quadratic spectral and Tukey-Hanning kernels. We obtain an initial consistent estimator of  $W_T$  in a one step GMM estimation using the identity matrix as the weighting matrix.

#### 4.2. User Cost of Monetary Assets

After estimating the model parameters, we compute  $\pi_{mt}$  using three alternative methods. First, using (13),  $Et [Q_{t+1}] = r_{f,t}^{-1}$  where  $r_{f,t}$  is the real risk-free rate. Then, denoting real returns by  $r_m$  and  $r_j$ , (14) can be written as:

$$\pi_{mt} = \frac{r_{f,t} - Et[r_{m,t+1}]}{r_{f,t}} - Cov_t(Q_{t+1}, r_{m,t+1}) \forall m \quad (22)$$

Second, we can write (14) as:

$$\pi_{mt} = Et [Q_{t+1}] Et [r_{j,t+1} - r_{m,t+1}] + Cov_t(Q_{t+1}, r_{j,t+1} - r_{m,t+1}) \forall m \text{ and } j \quad (23)$$

The first method implies that the benchmark asset is the risk-free interest rate in the economy and the second implies that any risky asset can be used as the benchmark asset (**Barnett and Wu**, 2005). In theory, (22) and (23) should give identical results. Our empirical application shows that they differ but show a similar pattern over time.

2 We use the constraint nonlinear optimization algorithm of Powell (1994) and available from the NLOpt free-open-source library developed by Steven G. Johnson (<http://ab-initio.mit.edu/nlopt>).

In practice, (22) and (23) may yield  $\pi_{mt} < 0$ . To avoid excessive negative user cost estimates, we consider a third method. We use the envelop approach of [Barnett, Offenbacher and Spindt \(1981\)](#) and [Hancock \(2005a,b\)](#) under which the benchmark rate equals the highest expected return among all monetary assets,  $r_{B,t} = \max \{E_t[r_{i,t+1}], \dots, E_t[r_{M,t+1}]\}$  for each  $t$ . Then, we compute  $\pi_{mt}$  using  $r_{B,t}$  instead of  $r_{f,t}$  in (22).

To operationalize (22) and (23), we need to estimate the expected values of  $Q_{t+1}$ ,  $r_{j,t+1}$ , and  $r_{m,t+1}$  at time  $t$ . Following the literature, we use time series models to compute the one step-ahead forecast for these variables (see [Elger and Binner, 2004](#)). In addition, we use [Engle \(2002\)](#)'s dynamic conditional correlation model (DCC) to estimate the covariance terms in (22) and (23). The DCC model gives estimates of time-varying correlations,  $\rho^{t,x,y}$ , between any two variables  $x$  and  $y$  and estimates of their time-varying conditional variances  $\sigma_{t,x}^2$  and  $\sigma_{t,y}^2$  in a multi-GARCH (generalized autoregressive conditional heteroscedasticity) framework. Then, time-varying conditional covariances between any  $x$  and  $y$  can be computed as  $\sigma^{t,x,y} = \rho^{t,x,y} \sigma_{t,x} \sigma_{t,y}$ .

## 5. Data

To estimate the model we need consumption, population, equity returns, and interest rate data. We use quarterly U.K. data for the period between 1965Q1 to 2011Q1. Thus, we have 185 observations for each time series. Consumption data comes from the Office for National Statistics (ONS). We measure consumption as seasonally adjusted households' expenditures on non-durables (UTI<sub>N</sub>) and services (UTI<sub>S</sub>). We deflate consumption, interest rates, and asset returns data using the implicit price deflator for expenditures on non-durables and services. To compute per capita consumption, we use mid-1965 to mid-1974 U.K. resident population estimates from the CIA's World Fact Book and mid-1975 to mid-2010 from the ONS<sup>3</sup>.

We obtain equity returns from Datastream®. We use the total return index of the FTSE (All shares) and six economic sectors (industrial, oil and gas, materials, consumption goods, health care, and non-financial) to compute quarterly returns. As a proxy for the general level of interest rates, we use the interest rate on 3-months government bonds from the FRED® Economic Data published by the Federal Reserve Banks of St. Louis, U.S.A.

In addition, to test the robustness of our results, we compute the model parameters using value-weighted six Fama-French portfolios sorted by size and book-to-market value from 1980Q4 to 2010Q4<sup>4</sup>. Since the Fama-French portfolio data are at a monthly frequency but consumption data are at a quarterly frequency, we aggregate monthly data to a quarterly frequency before estimation.

To compute the user cost of monetary assets, we need data on monetary aggregate components for the U.K. We consider the following components used in the computation of the Monetary Services Divisia Index: interest-bearing banks sight deposits (1977Q1-2011Q1), interest-bearing bank time deposits (1977Q1-2011Q1), interest-bearing sight deposits at mutuals (1998Q4-2011Q1), interest-bearing sight deposits at mutuals (1998Q4-2011Q1), and cash individual saving accounts (ISA). (1999Q2-2011Q1). Definitions and data for each component are available at the Bank of England<sup>5</sup>.

3 We interpolate annual population data to a quarterly frequency using a seasonal Kalman filter.

4 Available at <http://xfi.exeter.ac.uk/researchandpublications/portfoliosandfactors/index.php>. See Gregory, Tharyan and Huang (2009) for details.

5 See <http://www.bankofengland.co.uk/statistics/pages/iadb/notesiadb/Divisia.aspx>

**Table 1: Summary Statistics**

<b>From 1965Q2 to 2011Q1</b>	<b>obs</b>	<b>mean</b>	<b>std.dev</b>	<b>coef.var</b>	<b>min</b>	<b>median</b>	<b>max</b>
Consumption growth	184	0.0040	0.0087	2.1726	-0.0271	0.0044	0.0316
Market return	184	1.0189	0.1044	0.1025	0.7110	1.0304	1.6888
Risk free rate	184	1.0029	0.0103	0.0103	0.9606	1.0041	1.0228
Industrial	184	1.0223	0.1281	0.1253	0.6717	1.0414	1.7266
Oil and Gas	184	1.0258	0.1151	0.1122	0.6902	1.0243	1.5638
Non Financial	184	1.0191	0.1021	0.1002	0.7145	1.0286	1.6673
Materials	184	1.0236	0.1257	0.1228	0.5609	1.0315	1.6100
Consumption goods	184	1.0184	0.1421	0.1395	0.6402	1.0194	1.8764
Health Care	184	1.0227	0.1019	0.0996	0.6887	1.0248	1.6427
<b>From 1980Q4 to 2010Q4</b>	<b>obs</b>	<b>mean</b>	<b>std.dev</b>	<b>coef.var</b>	<b>min</b>	<b>median</b>	<b>max</b>
Consumption growth	121	0.0046	0.0111	2.4071	-0.0337	0.0040	0.0336
Market return	121	1.0214	0.0842	0.0824	0.7197	1.0332	1.2139
Risk free rate	121	1.0056	0.0073	0.0072	0.9849	1.0056	1.0213
SL	121	1.0246	0.1261	0.1231	0.6470	1.0358	1.4993
SM	121	1.0279	0.1020	0.0993	0.7172	1.0364	1.2579
SH	121	1.0329	0.1164	0.1127	0.6811	1.0423	1.4069
BL	121	1.0209	0.0842	0.0825	0.6817	1.0280	1.2030
BM	121	1.0231	0.0924	0.0903	0.7294	1.0346	1.1964
BH	121	1.0313	0.0955	0.0926	0.7401	1.0397	1.2395
<b>Monetary Assets</b>	<b>obs</b>	<b>mean</b>	<b>std.dev</b>	<b>coef.var</b>	<b>min</b>	<b>median</b>	<b>max</b>
Unit trusts	113	1.0022	0.0377	0.0376	0.8982	1.0018	1.1424
Bank sight deposits	137	0.9980	0.0090	0.0091	0.9556	0.9981	1.0179
Bank time deposits	137	1.0035	0.0089	0.0088	0.9637	1.0035	1.0237
Mutuals sight deposits	50	0.9992	0.0062	0.0062	0.9797	0.9998	1.0127
Mutuals time deposits	50	1.0036	0.0060	0.0060	0.9882	1.0034	1.0208
Mutuals combined	124	1.0029	0.0093	0.0093	0.9617	1.0021	1.0248
Isa	48	1.0011	0.0072	0.0072	0.9792	1.0018	1.0129

Notes: This table presents summary statistics for quarterly observations in real terms for the variables used in the through-out the paper (e.g., obs: number of observations, mean: sample average, std.dev: standard deviation, coef.var: coefficient of variation, min: minimum, median: the median, max: maximum). The first panel shows summary statistics for the sample from 1965Q2 to 2011Q1. It includes per capita consumption growth (consumption growth), the gross rate of return of the FTSE all share index (Market return), the gross free interest rate (Risk free rate), and the gross rate of return of the six sector portfolios. The second panel shows summary statistics for the sample from 1980Q4 to 2010Q4. The sample size is limited by data availability on the six Fama-French portfolios sorted by size and book-to-market values. The first letter in any portfolio descriptor denotes size, and the second the book-to-market category (e.g., SL denotes small minus low book-to-market while BH denotes big and high book-to-market). Monetary assets returns span different periods. Unit trusts corresponds to the average return based on an equally weighted index for all unit trusts from 1983Q1 to 2011Q1 including dead, delisted, and merged funds. The other monetary assets are those included in the Divisia Monetary Index published by the Bank of England. Mutuals combined include both mutual sight and time deposits.

We also consider monetary holdings at U.K. unit trusts. Unit trusts are open-ended investment funds offering some features akin to other monetary assets like bank deposits. For instance, unit trusts usually allow withdrawals within a period comparable to those of bank time deposits. Compared to bank deposits and most monetary assets, unit trusts carry higher risks. We use Datastream® to obtain data for all U.K. unit trust funds from 1983Q1 to 2011Q1. We compute average returns including dead, delisted, and merged funds for all unit trust. Our dataset is limited since we cannot identify all funds by their objective strategy. Thus, we build a quarterly total return index giving equal weight to each fund.

**Table 1** presents summary statistics for the variables we use in the estimation (e.g., obs: number of observations, mean: sample average, std.dev: standard deviation, coef.var: coefficient of variation, min: minimum, median: the median, max: maximum). All values are in real terms and are computed from quarterly observations. The first panel shows summary statistics for the sample from 1965Q2 to 2011Q1. In this sample, we include per capita consumption growth (consumption growth), the gross rate of return of the FTSE all share index (Market return), the gross free interest rate (Risk free rate), and the gross rate of return of the six sector portfolios. The second panel shows summary statistics for the sample from 1980Q4 to 2010Q4. The sample size is limited by data availability on the six Fama-French portfolios sorted by size and book-to-market values. The first letter in any portfolio descriptor denotes size, and the second the book-to-market category. For instance, SL denotes small minus low book-to-market while BH denotes big and high book-to-market.

## 6. Empirical Results

### 6.1. Model Parameter Estimates

In this subsection, we estimate the **Campbell and Cochrane's** model parameters  $\theta = \{\gamma, g, \sigma, S, \beta, \phi\}$  and the implied elasticity of the interest rate with respect to deviations from the steady state of the surplus consumption ratio,  $B$ . The estimates represent the set of parameters that minimize the pricing errors of the Euler equations (17)-(20).

We consider two sets of test assets. First, we use as test assets the FTSE all share returns, the risk free interest rate, and six sectors returns (industrial, oil and gas, materials, consumption goods, health care, and non-financial sectors). Second, we use the six Fama-French portfolios sorted by size and book-to-market value, the risk free interest rate, and a weighted-value market return as described in **Gregory et al.** (2009). We include in the conditional information set the lag of the risk free interest rate, the market return, and consumption growth for a total of forty-moment conditions. The sample period for the six sector portfolios extends from March 1965 to March 2011 and for the six Fama-French portfolios from December 1980 to December 2010.

**Table 2** reports the estimated values for the structural parameters and the implied  $B$  parameter. We present results using three alternative methods: two-steps GMM (2-steps), continuously updating estimator GMM (CUE), and iterative GMM (ITER). In general, the results across the three methods are comparable. We emphasize the results from the continuously updating GMM method since it has better small sample statistical properties. Following Campbell and Cochrane's, we use  $\gamma = \phi = 0.965$ ,  $\beta = 0.971$  and  $S^- = 0.057$  as starting values. For  $g^-$  and  $\sigma$ , we use their sample estimates presented in Table 1.

To compute the optimal weighting matrix, we estimate the HAC covariance matrix using the quadratic spectral kernel for the 2-steps-GMM and ITER-GMM methods since it has better statistical properties, **Andrews** (1991). We use the Tukey-Hanning kernel for the CU-GMM method since it is numerically more stable and has statistical properties comparable to those of the quadratic spectral kernel. We compute standard errors using the estimated HAC covariance matrix. For the implied parameter  $B$ , we use the delta method to compute its standard errors.

**Table 2: Parameter Estimates**

	6 Sectors Portfolios 6 Fama-French B/M Portfolios					
	2-Steps	CUE	ITER	2-Steps	CUE	ITER
$\gamma$	2.1527 (1.5382)	2.3212 (0.5307)	1.9892 (0.9314)	1.7950 (1.6125)	2.2457 (1.3588)	1.5833 (0.4920)
$\phi$	0.9691 (0.0168)	0.9729 (0.0005)	0.9754 (0.0378)	0.9656 (0.0404)	0.9829 (0.0000)	0.9763 (0.0088)
$g$	0.0012 (0.0004)	0.0022 (0.0004)	0.0037 (0.0004)	0.0011 (0.0005)	0.0011 (0.0008)	0.0048 (0.0004)
$\sigma$	0.0076 (0.0004)	0.0061 (0.0004)	0.0067 (0.0004)	0.0100 (0.0005)	0.0097 (0.0005)	0.0071 (0.0004)
$S$	0.0541 (0.0200)	0.0472 (0.0017)	0.0490 (0.0056)	0.0523 (0.0256)	0.0374 (0.0002)	0.0361 (0.0059)
$\beta$	0.9684 (0.0093)	0.9783 (0.0085)	0.9669 (0.0138)	0.9718 (0.0257)	0.9876 (0.0181)	0.9695 (0.0205)
Bimplied	-0.0251 (0.1064)	-0.0421 (0.0317)	-0.0246 (0.1064)	-0.0577 (0.2180)	-0.3013 (0.3768)	-0.0598 (0.0202)
J - Test	27.091	27.829	27.618	27.035	22.641	24.065
p-value	0.7939	0.7633	0.7722	0.7961	0.9314	0.8969
Obs.	182	182	182	119	119	119

Notes: This table presents the estimated values of the structural parameters of Campbell and Cochrane's model,  $\phi = \{\gamma, g, \sigma, S, \beta, \phi\}$ , and the implied elasticity of the interest rate to the surplus consumption ratio deviations from the steady state B. 2-steps, CUE, and ITER stand for optimal 2-steps, iterative, and continuously updating GMM estimators. Standard errors are into parenthesis. The table also reports the test of overidentifying restrictions, J - Test, its corresponding p - value =  $1 - 2 (J, N - 6)$  testing the null hypothesis that pricing errors are zeros, and the number of observations. The results under 6 Sectors Portfolios correspond to the the estimates using as test assets the quarterly real returns of shares for the industrial, oil and gas, materials, consumption goods, health care, and non-financial sectors, the risk free rate, and the FTSE all shares market returns. The results under 6 Fama-French B/M Portfolios correspond to the estimates using six Fama-French portfolios sorted by book-to-market ratios, a value weighted market return, and the risk free rate as described in Gregory et al. (2009). Data are quarterly. The samples are 1965Q1 to 2011Q1 for the 6 Sectors Portfolios and 1980Q4 to 2010Q4 for the 6 Fama- French B/M Portfolios.

The estimated structural parameters seem reasonable and in line with the literature. The parameter estimates for  $\gamma$  vary from 1.58 to 2.32 with relatively high standard errors. **Campbell and Cochrane** use  $\gamma = 2$  for their post-war period U.S. application.

The persistence parameter estimates,  $\phi$ , vary from 0.966 to 0.986. For the six sector portfolios case, the estimates of the mean consumption growth,  $g$ , range from 0.22% to 0.37%. In the data,  $g = 0.39\%$ . This indicates a highly persistent surplus consumption process in line with the findings in Tallarini and Zhang (2005) and **Verdelhan** (2010). The estimates of the volatility of consumption growth,  $\sigma$ , range from 0.61% to 0.67%. In the data,  $\sigma = 0.86\%$ . Their standard errors are very small. For the six Fama-French portfolio case, mean consumption growth estimates are below their sample estimate of 0.48% while its volatility estimates are close to its sample estimate of 1.05%.

Average surplus consumption ratio estimates,  $S$ , are between 3.71% and 5.23%, which indicates that the habit level of consumption is between 94.77% and 96.29%. The estimations for  $B$ , the elasticity of interest rates with respect to deviations from the steady state consumption ratio, are negative but their standard errors indicate that they are statistically insignificant, which suggest a constant interest rate. This result is consistent with **Campbell and Cochrane** who show that adding interest rate variation through  $B$  has very little effect in their results. The estimates of the subjective discount factor are around 0.97 which implies a subjective discount rate of around 3% per quarter.

The *J-Test* values and their associated *p-values* in Table 2 indicate that the CC model is not rejected in our two samples. The differing results between the 2-steps and iterative GMM estimators suggest that weak identification of the model parameters maybe a concern (Stock, Wright and Yogo, 2002). Stock and Wright (2000) show that the continuously updating GMM estimator seems to be partially robust to weak identification. They propose to use a robust overidentifying test in the presence of weak identification, the *S-Test*. In our case the *J-Test* presented in Table 2 for the CUE estimator coincides with the *S-Test*. Thus, even though we cannot rule out weak identification of the model parameters, the CUE GMM results seems to be robust to such a problem. In the following subsection, we use the CUE GMM results to estimate the user cost of monetary assets.

### 6.2. Risk-adjusted User Cost of Monetary Assets

After estimating the structural parameters of the CC model, we are in a position to estimate the the risk adjustment and the user cost of monetary assets. Equation (22) is a risk-adjusted user cost formula derived under the assumption that there exists a risk free benchmark rate, in this case the risk-free interest rate. This formula depends on the expected return of each monetary asset as well as on an estimate of the covariance between each monetary asset return and the stochastic discount factor (SDF).

The first term in (22),  $(r_{f,t} - E_t[r_{m,t+1}])/r_{f,t}$ , corresponds to the certainty-equivalent user cost of each monetary asset *m*. The second term,  $-Cov_t(Q_{t+1}, r_{m,t+1})$ , is the risk- adjustment to the certainty-equivalent user cost. When the risk-adjustment is large, Divisia Monetary Indexes using the certainty-equivalent user cost will be biased. Table 3 presents summary statistics of the risk-adjustment estimates for each monetary asset over their respective sample period and Figure 1 depicts their behavior over time.

**Table 3: Summary Statistics for the Risk-adjustment to the Certainty-equivalent User Cost**

Risk Adjustment	obs	mean	std.dev	coef.var	min	median	max
Unit trust	113	0.07%	0.93%	13.6395	-9.15%	0.06%	2.02%
Bank sight deposits	137	0.03%	0.06%	2.1162	-0.59%	0.02%	0.24%
Bank time deposits	137	0.01%	0.11%	9.6294	-1.15%	0.01%	0.21%
Mutuals sight deposits	50	0.02%	0.04%	2.043	-0.17%	0.01%	0.15%
Mutuals time deposits	50	-0.17%	0.98%	-5.6188	-6.90%	0.00%	0.01%
Mutuals combined	48	0.09%	0.13%	1.4778	0.01%	0.04%	0.64%
Isa	124	0.02%	0.05%	2.6956	-0.11%	0.01%	0.16%

Notes: This table presents summary statistics of the estimated risk-adjustment component for the certainty-equivalent user cost of money for each monetary asset we consider (obs:number of observations, mean: sample average, std.dev: standard deviation, coef.var: coefficient of variation, min: minimum, median: the median, max: maximum). The risk-adjustment component correspond to  $-Cov_t(Q_{t+1}, r_{m,t+1})$  from equation (22). We use the dynamic conditional correlation model of Engle (2002) to compute these covariances.

The mean and the median of the risk-adjustment estimates for each monetary assets are positive but close to zero, indicating that the risk-adjustment can be neglected in the construction of Divisia monetary aggregates. Even for the riskiest monetary asset, unit trust funds, the risk adjustment is negligible. Our results are consistent with Barnett et al. (1997) who consider time separable preferences.

Barnett and Wu (2005) suggest that the risk-adjustment could be relevant under time non-separable preferences. Our results show that this is not the case. Thus, the risk-adjustment to the certainty-equivalent user cost is negligible even under time non-separable preferences. The main reason is that monetary assets returns correlate poorly with the stochastic discount factor.

**Table 4: Summary Statistics for Monetary Assets User Costs**

<b>Benchmark: Risk free rate</b>	<b>obs</b>	<b>mean</b>	<b>std.dev</b>	<b>coef.var</b>	<b>min</b>	<b>median</b>	<b>max</b>
Unit trust	113	0.62%	1.59%	2.5756	-9.83%	0.75%	5.34%
Bank sight deposits	137	0.77%	0.77%	1.0072	-2.18%	0.73%	2.88%
Bank time deposits	137	0.20%	0.81%	4.0368	-3.08%	0.24%	1.83%
Mutuals sight deposits	50	0.13%	0.57%	4.3654	-1.59%	0.23%	1.14%
Mutuals time deposits	50	-0.37%	1.18%	-3.2096	-7.37%	-0.10%	0.80%
Mutuals combined	48	-0.03%	0.47%	-16.367	-1.33%	-0.04%	1.09%
Isa	124	0.40%	0.68%	1.7109	-2.99%	0.41%	2.34%
<b>Benchmark: Market Return</b>	<b>obs</b>	<b>mean</b>	<b>std.dev</b>	<b>coef.var</b>	<b>min</b>	<b>median</b>	<b>max</b>
Unit trust	113	1.87%	1.94%	1.0389	-3.92%	2.03%	7.10%
Bank sight deposits	137	2.96%	3.31%	1.1176	-5.68%	2.50%	13.31%
Bank time deposits	137	2.52%	3.41%	1.3515	-5.56%	1.99%	13.12%
Mutuals sight deposits	50	-0.26%	7.88%	-30.5107	-45.71%	1.80%	10.15%
Mutuals time deposits	50	-1.56%	7.22%	-4.6154	-42.42%	0.39%	7.62%
Mutuals combined	48	-1.21%	6.84%	-5.639	-42.37%	0.43%	5.83%
Isa	124	3.21%	1.50%	0.4678	1.04%	2.89%	13.06%
<b>Envelope Approach</b>	<b>obs</b>	<b>mean</b>	<b>std.dev</b>	<b>coef.var</b>	<b>min</b>	<b>median</b>	<b>max</b>
Unit trusts	101	1.05%	0.79%	0.7557	-0.93%	1.01%	2.93%
Bank sight deposits	125	1.40%	0.75%	0.5372	0.74%	1.05%	4.40%
Bank time deposits	125	0.87%	0.73%	0.8417	0.36%	0.58%	4.25%
Mutuals sight deposits	38	0.88%	0.59%	0.6728	-0.38%	0.72%	2.71%
Mutuals time deposits	38	0.51%	0.62%	1.2044	-0.81%	0.40%	2.48%
Mutuals combined	36	0.63%	0.57%	0.895	-0.04%	0.48%	2.50%
Isa	124	0.95%	0.68%	0.7233	0.38%	0.77%	3.47%

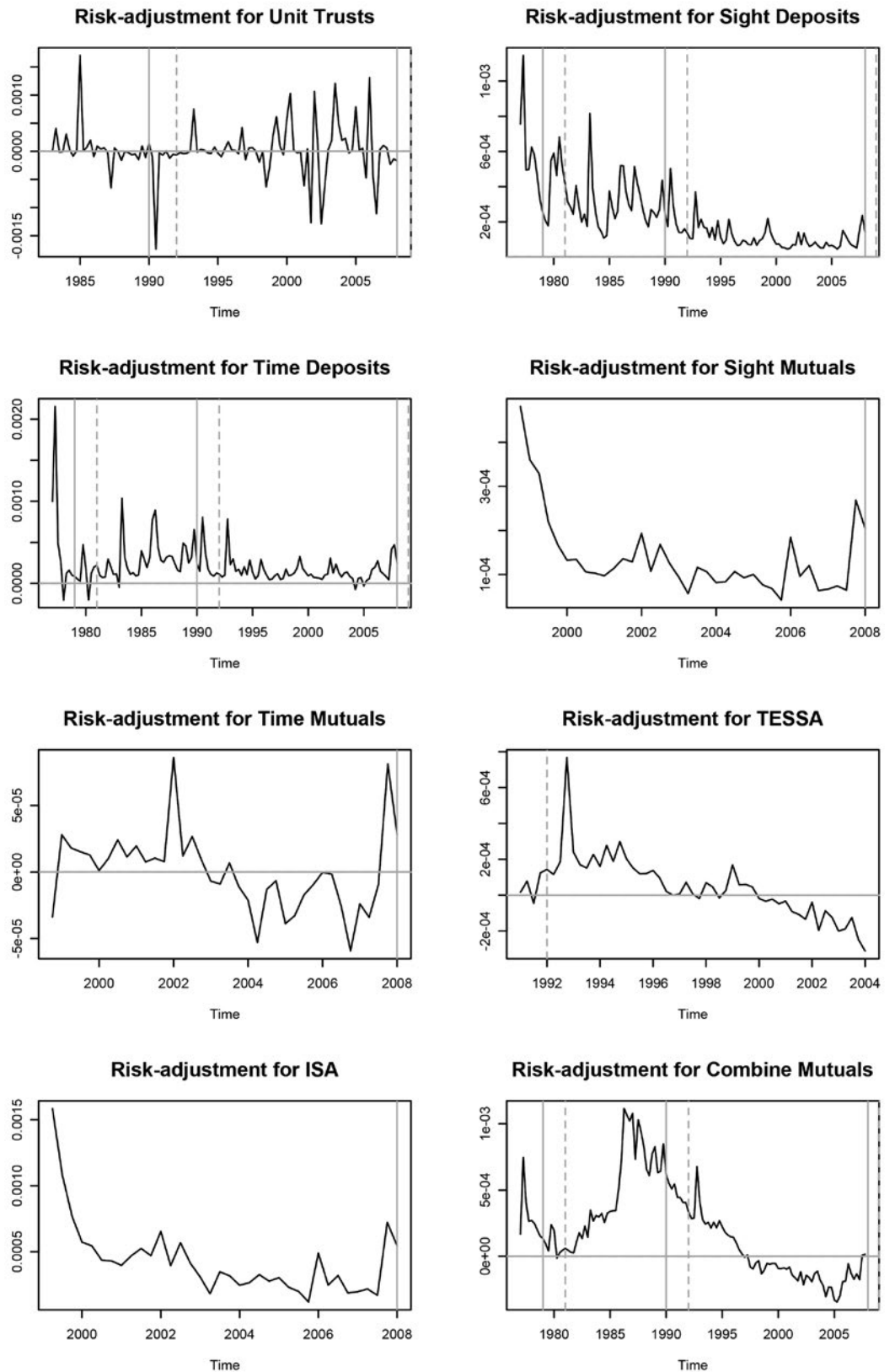
Notes: This table presents summary statistics of the estimated risk-adjustment component for the certainty-equivalent user cost of money for each monetary asset we consider (obs: number of observations, mean: sample average, std.dev: standard deviation, coef. var: coefficient of variation, min: minimum, median: the median, max: maximum). The risk-adjustment component correspond to  $-Cov_t(Q_{t+1}, r_{m,t+1})$  from equation (22). We use the dynamic conditional correlation model of Engle (2002) to compute these covariances.

Barnett and Wu (2005) show that under uncertainty, (14) implies that any non monetary asset could be used as the benchmark asset in the estimation the user cost of monetary assets. In Table 4, we report the user cost estimates taking the risk-free rate (first panel) and the market return (second panel) as the benchmark rates. Figures 2 and 3 depict their behavior over time. The results indicate that for all monetary asset there are negative user costs. This is not a theoretical problem of the CC model, but a feature of the data at hand. For instance, if the yield curve is inverted such that the return on short-term monetary assets is greater than the return on a long-term non-monetary asset, the user cost may be negative. This is a violation of the assumption that monetary assets offering higher levels of monetary services should yield lower return rates.

Negative user costs are a common problem in the construction of Divisia aggregates. To solve the problem, researchers have to make further assumptions or arbitrary adjustments to make them conform with theory. For instance, researchers at the Bank of England and the U.S. Federal Reserve resolve this problem by defining the benchmark asset to be the asset with the highest return, regardless of market liquidity or time to maturity, see Hancock (2005a,b), Anderson and Buol (2005), Anderson and Jones (2011). This is known as the envelope approach. According with this method the benchmark rate corresponds to the highest expected return among all monetary assets,  $r_{B,t} = \max \{E_t[r_{1,t+1}], \dots, E_t[r_{M,t+1}]\}$  for each  $t$ .

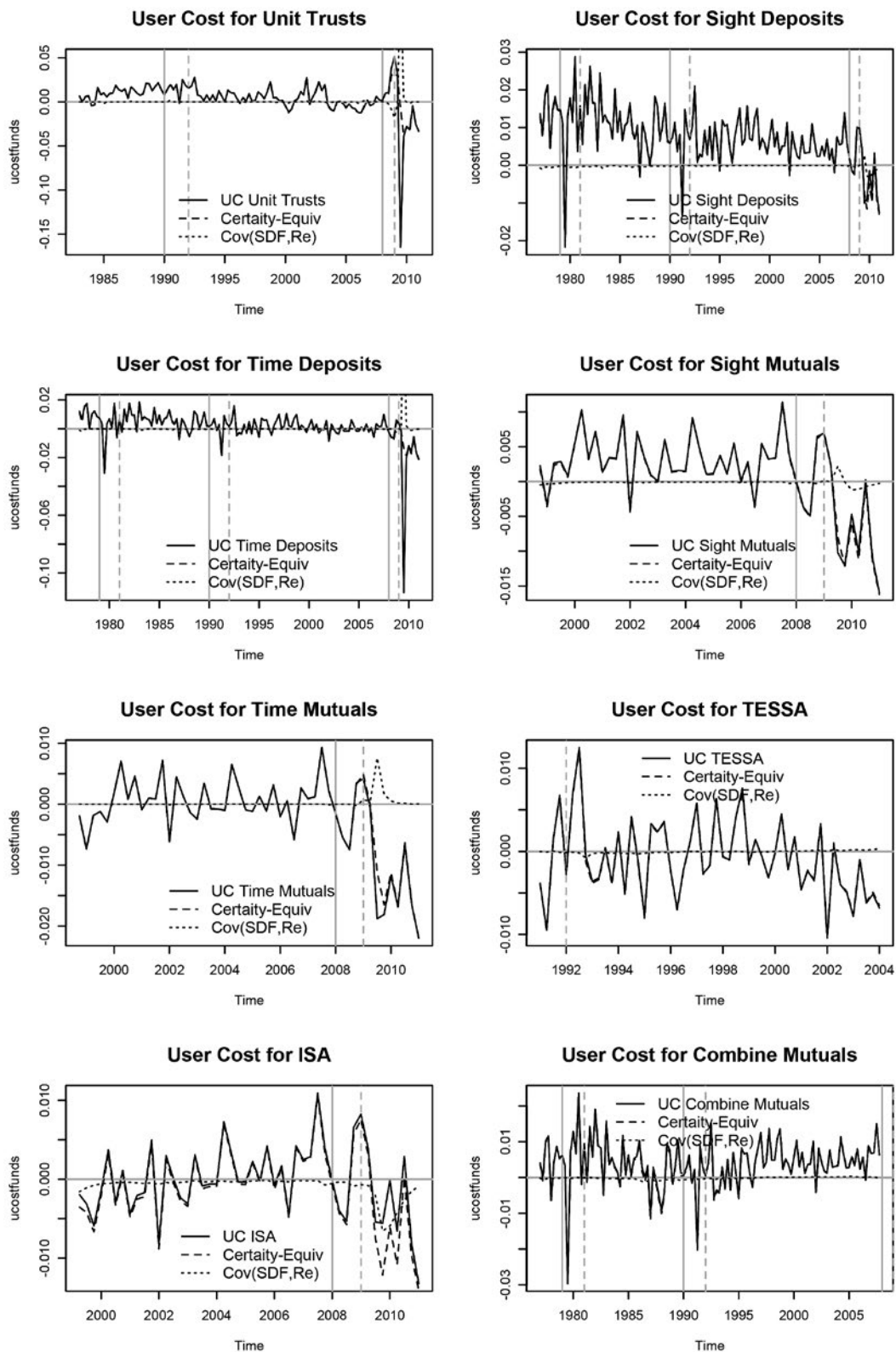


**Figure 1: Risk-adjustment component using equation 22. Solid v(dotted) gray lines indicate the start (end) of recessions.**

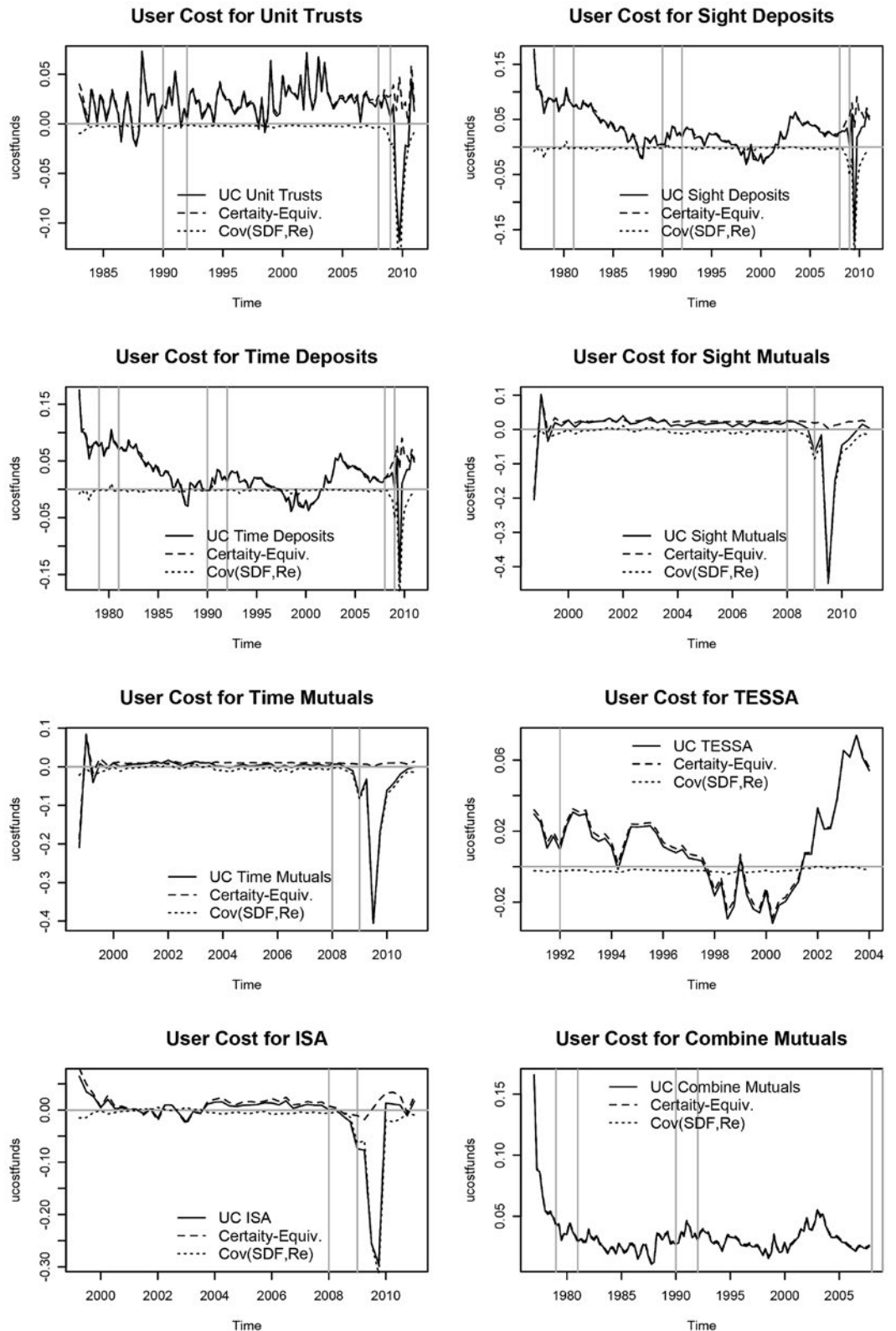




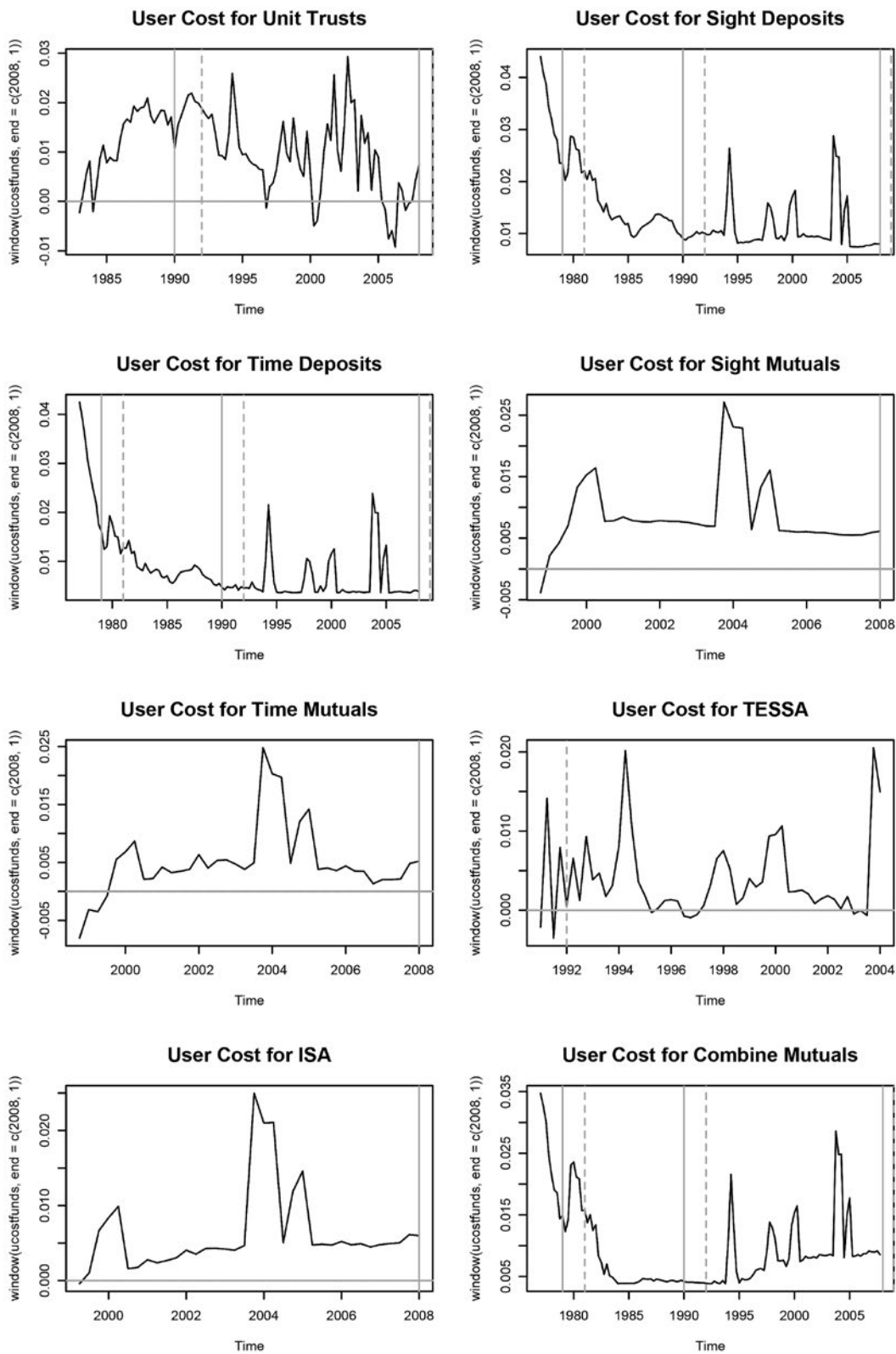
**Figure 2: User cost of monetary assets using equation 22. Solid (dotted) gray lines indicate the start (end) of recessions.**



**Figure 3: User cost of monetary assets using equation 23. Solid (dotted) gray lines indicate the start (end) of recessions.**



**Figure 4: User cost of monetary assets using the envelope approach. Solid (dotted) gray lines indicate the start (end) of recessions.**



We implement the envelope approach by computing  $\pi_{mt}$  using  $r_{B,t}$  instead of  $r_{f,t}$  in (22). Following the literature, we add a liquidity premium of 144 basis points to the benchmark rate to avoid negative user costs, see Anderson and Jones (2011). The third panel of Table 4 present the results and Figure 4 depict them over time. We exclude data from 2008 onward, since due to the collapse of interest rates after the recent U.S. financial crisis, most user cost become negative. As expected, the mean user cost estimates for each monetary assets are positive. However, note that for unit trusts, there are some negative values, reflecting the very negative results for this funds during those periods.

## 7. Conclusions

Barnett et al. (1997) show that the risk-adjustment to the certainty-equivalent user cost of money is negligible. Barnett and Wu (2005) hypothesize, however, that Barnett et al. (1997) approach may underestimate the magnitude of the risk-adjustment since they do not consider time non-separable preferences. Using the habit-based asset pricing model of Campbell and Cochrane (1999) (CC model), we find that under time non-separable preferences the risk adjustment user cost is also negligible. Therefore, the construction of Divisia monetary aggregates without accounting for risk are unlikely to be affected.

We use U.K. data from 1965Q1 to 2011Q1 to estimate the CC model using to sets of test assets. First, we use a market portfolio and six industrial sectors portfolios. Second, we test the model using six Fama-French portfolios sorted by size and book-to-market values from 1980Q4 to 2010Q4. Our results indicate that the CC model is not rejected by the data in the sense that pricing errors are small. The estimated parameters are reasonable and in line with the literature.

Using the parameter estimates from the CC model, we estimate estimate time and asset specific risk-adjustment to the certainty equivalent user cost of monetary assets included in the U.K. Divisia index. We also include unit trusts as a potential risky monetary asset. Using the dynamic conditional correlation (DCC) model of Engle (2002), we find that the average risk-adjustments for most monetary assets is positive but their magnitudes are too low to affect the construction of Divisia monetary aggregates.

Our results have two important implications for the construction of monetary indexes. First, researchers may dispense from risk-adjusting the user cost of money to construct such indexes. Despite their theoretical appeal, our empirical results show that the risk adjustment for risky monetary assets is negligible. Second, choosing a benchmark risky asset does matter for adjusting the user cost in empirical applications. Thus, the theoretical appeal of risk adjusting the user cost of risky monetary assets is lost since there are numerous benchmark assets to choose from. Any choice would be arbitrary and will likely lead to different results.

## References

- Abel, A. B., May 1990. Asset Pricing under Habit Formation and Catching Up with the Joneses. *American Economic Review (Papers and Proceedings)* 80 (2), 38-42.
- Anderson, R., Buol, J., 2005. Revisions to user costs for the Federal Reserve Bank of St. Louis monetary services indices. *Review Federal Reserve Bank of Saint Louis* 87 (6), 735.
- Anderson, R., Jones, B., 2011. A comprehensive revision of the US monetary services (Divisia) indexes. *Federal Reserve Bank of St. Louis Review* 93 (5), 235-59.

- Andrews, D., 1991. Heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix estimation. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 817-858.
- Antoine, B., Bonnal, H., Renault, E., 2007. On the efficient use of the informational content of estimating equations: Implied probabilities and Euclidean empirical likelihood. *Journal of Econometrics* 138 (2), 461 - 487.
- Barnett, W., 1978. The user cost of money. *Economics Letters* 1 (2), 145-149.
- Barnett, W., Offenbacher, E., Spindt, P., 1981. New Concepts of Aggregated Money. *The Journal of Finance* 36 (2), 497-505.
- Barnett, W. A., Liu, Y., Jensen, M., June 1997. Capm Risk Adjustment For Exact Aggregation Over Financial Assets. *Macroeconomic Dynamics* 1 (02), 485-512.
- Barnett, W. A., Wu, S., 2005. On user costs of risky monetary assets. *Annals of Finance* 1 (1), 35-50.
- Boldrin, M., Christiano, L. J., Fisher, J. D. M., 2001. Habit Persistence, Asset Returns, and the Business Cycle. *The American Economic Review* 91 (1), 149-166.
- Buraschi, A., Jiltsov, A., 2007. Habit Formation and Macroeconomic Models of the Term Structure of Interest Rates. *Journal of Finance* 62 (6), 3009 - 3063.
- Campbell, J. Y., Cochrane, J. H., Apr. 1999. By Force of Habit: A Consumption-Based Explanation of Aggregate Stock Market Behavior. *Journal of Political Economy* 107 (2), 205-251.
- Chen, X., Ludvigson, S. C., 2009. Land of addicts? an empirical investigation of habit-based asset pricing models. *Journal of Applied Econometrics* 24 (7), 1057-1093.
- Constantinides, G. M., Jun. 1990. Habit Formation: A Resolution of the Equity Premium Puzzle. *Journal of Political Economy* 98 (3), 519-543.
- Donald, S. G., Newey, W. R., 2000. A jackknife interpretation of the continuous updating estimator. *Economics Letters* 67 (3), 239-243.
- Elger, T., Binner, J., 2004. The UK Household Sector Demand for Risky Money. *The B.E. Journal of Macroeconomics* 4 (1), 1-22.
- Engle, R., 2002. Dynamic conditional correlation. *Journal of Business & Economic Statistics* 20 (3), 339-350.
- Epstein, L. G., Zin, S. E., Apr. 1991. Substitution, Risk Aversion, and the Temporal Behavior of Consumption Growth and Asset Returns II: An Empirical Analysis. *Journal of Political Economy* 9 (2), 263-286.
- Fuhrer, J., 2000. Habit formation in consumption and its implications for monetary-policy models. *American Economic Review*, 367-390.
- Gregory, A., Tharyan, R., Huang, A., 2009. The Fama-French and momentum portfolios and factors in the UK. University of Exeter Business School, Xfi Centre for Finance and Investment Paper (09/05).
- Hancock, M., 2005a. A new measure of Divisia money. *Bank of England Monetary & Financial Statistics*, 13-14.
- Hancock, M., 2005b. Divisia money. *Bank of England Quarterly Bulletin*, Spring.
- Hansen, L. P., Heaton, J., Yaron, A., 1996. Finite-Sample Properties of Some Alternative GMM Estimators. *Journal of Business & Economic Statistics* 14 (3), 262-280.
- Hansen, L. P., Singleton, K. J., September 1982. Generalized Instrumental Variables Estimation of Nonlinear Rational Expectations Models. *Econometrica* 50 (5), 1269-86.
- Hyde, S., Sherif, M., 2005a. Consumption Asset Pricing Models: Evidence from the UK. *The Manchester School* 73 (3), 343-363.

- Hyde, S., Sherif, M., 2005b. Don't break the habit: structural stability tests of consumption asset pricing models in the UK. *Applied Economics Letters* 12 (5), 289–296.
- Jones, B. E., Stracca, L., 2008. Does money matter in the IS curve? The case of the U.K. *The Manchester School* 76, 58–84.
- Krishnamurthy, A., Vissing-Jorgensen, A., 2012. The aggregate demand for treasury debt. *Journal of Political Economy* 120 (2), 233–267.
- Lagos, R., 2010. Asset prices and liquidity in an exchange economy. *Journal of Monetary Economics* 57 (8), 913–930.
- Lagos, R., 2011. Asset prices, liquidity, and monetary policy in an exchange economy. *Journal of Money, Credit and Banking* 43 (s2), 521–552.
- Møller, S., 2009. Habit persistence: explaining cross-sectional variation in returns and time-varying expected returns. *Journal of Empirical Finance* 16 (4), 525–536.
- Newey, W., West, K., 1987. A simple, positive semi-definite, heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 703–708.
- Powell, M., 1994. A direct search optimization method that models the objective and constraint functions by linear interpolation. *Advances in optimization and numerical analysis* 7, 51–67.
- Stock, J., Wright, J., Yogo, M., 2002. A survey of weak instruments and weak identification in generalized method of moments. *Journal of Business & Economic Statistics* 20 (4), 518–529.
- Stock, J. H., Wright, J. H., 2000. GMM with Weak Identification. *Econometrica* 68 (5), 1055–1096.
- Tallarini, T. D., Zhang, H. H., 2005. External Habit and the Cyclicalities of Expected Stock Returns. *The Journal of Business* 78 (3), 1023–1048.
- Verdelhan, A., 2010. A Habit-Based Explanation of the Exchange Rate Risk Premium. *The Journal of Finance* 65 (1), 123–146.
- Wachter, J. A., 2006. A consumption-based model of the term structure of interest rates. *Journal of Financial Economics* 79 (2), 365–399.
- Yogo, M., 2006. A Consumption-Based Explanation of Expected Stock Returns. *The Journal of Finance* 61 (2), 539–580.



---

**DETERMINANTES DE LA CALIDAD DEL  
EMPLEO DE LOS AFROCOLOMBIANOS:  
COMPARATIVO PARA PRINCIPALES  
CIUDADES DE COLOMBIA, AÑO 2007.**

**Evidence of Discrimination  
Against Afrocolombians in the  
Colombian Labor Market in Major  
Cities in 2007**

José Santiago Arroyo Mina  
Leonardo Belalcázar Fernández  
Luis Felipe Pinzón Gutiérrez  
Andrés Hermínsul Franco

---

Research Article

## DETERMINANTES DE LA CALIDAD DEL EMPLEO DE LOS AFROCOLOMBIANOS: COMPARATIVO PARA PRINCIPALES CIUDADES DE COLOMBIA, AÑO 2007

### Evidence of Discrimination Against Afrocolombians in the Colombian Labor Market in Major Cities in 2007

José Santiago Arroyo Mina\*

Leonardo Belalcázar Fernández\*\*

Luis Felipe Pinzón Gutiérrez\*\*\*

Andrés Herminul Franco\*\*\*\*

**Palabras clave:** Discriminación laboral, raza, calidad del empleo, modelos logit.

**Key words:** Labor discrimination, race, job quality, logit models

**IEL CODE:** I15, I71, C25, R23.

**Received:** 15/04/2015

**Accepted:** 16/09/2015

**Published:** 01/12/2015

#### Resumen

Este trabajo contrasta la hipótesis de que la raza fue un factor determinante en el acceso a empleos de calidad en Colombia, durante el año 2007. A partir de la Gran Encuesta Integrada de Hogares (2007-1) se estima un modelo logit ordenado generalizado. Como resultado, se evidenció que el ser un trabajador afro aumenta las probabilidades de encontrarse en un empleo de mala calidad en un 1.9 % para Cali, 3.4% para Bogotá, 12.61% para Barranquilla, 1.8% para Cartagena, 1.1% en Medellín, y 3.8% para las cinco ciudades en total; situación que podría deberse a la presencia de discriminación laboral que afecta a los afrocolombianos.

#### Abstract

This paper evaluate the hypothesis that race is a determining factor in access to quality employment in Colombia during 2007. Using data from the Large Integrated Household Survey (2007-1), we estimate a generalized ordered logit model. The results provide evidence that individuals self-identified as Afrocolombian have a higher probability of being in a low quality job than other Colombians. This probability is higher by 1.9% in Cali, 3.4% in Bogotá, 12.6% in Barranquilla, 1.8% in Cartagena, 1.1% in Medellín and 3.8% overall in these five cities, results that could indicate that there is racial discrimination against Afrocolombians in the Colombian labor market.

\* Universidad Libre, Cali, Colombia.  
Correo electrónico: [jsarroyo75@gmail.com](mailto:jsarroyo75@gmail.com)

\*\* Pontificia Universidad Javeriana Cali,  
Colombia.  
Correo electrónico: [lebelajaverianacali.edu.co](mailto:lebelajaverianacali.edu.co)

\*\*\* Universidad Santiago de Cali, Colombia.  
Correo electrónico: [luisFelipe1227@outlook.com](mailto:luisFelipe1227@outlook.com)

\*\*\*\* Pontificia Universidad Javeriana Cali,  
Colombia.  
Correo electrónico: [andreshfranco@gmail.com](mailto:andreshfranco@gmail.com)



## 1. Introducción

En el análisis tradicional del mercado laboral, los resultados diferenciales entre individuos se explican a partir de las diferencias en las dotaciones de capital humano. Por ello, la educación y la experiencia han sido las variables más utilizadas en los estudios empíricos como proxys al capital humano (Heckman, 1998). No obstante, varios modelos teóricos y estudios empíricos involucran el papel de otros factores observables como las características adscriptivas (género, raza, lugar de nacimiento, etc.), al determinar los resultados que las personas obtienen en dicho mercado (Becker, 1971; Arrow, 1971; Welch, 1990). Si estos resultados no se determinan a partir de las dotaciones en capital humano, se podría colegir que existe un trato desigual referido a variables que no afectan la productividad potencial de los individuos.

Lo anterior es una expresión de un fenómeno comúnmente denominado discriminación. Este ha sido definido como una situación en la que personas con características similares son tratadas de manera desigual en un sector u ocupación, debido a sus características observables. La literatura especializada en el tema de la discriminación sugiere que los resultados de las personas en el mercado laboral guardan relación con características adquiridas como la cualificación o el nivel de escolaridad alcanzado, así como con características adscriptivas del tipo sexo, edad o etnia. Relacionado con este último aspecto, trabajos como los de Burger y Jafta (2006) y Kofi y Guryan (2008), señalan que una parte importante de los resultados diferenciales observados en el mercado laboral no pueden ser atribuidos a la diferencia de habilidades entre la población negra y blanca. Tal situación sugeriría la presencia de discriminación en los mercados laborales considerados.

Por otra parte, la temática relacionada con la calidad del empleo en América Latina viene recibiendo cada vez mayor atención, debido principalmente a los cambios generados por las reformas laborales, las nuevas formas de organización productiva, las dinámicas de integración comercial y los procesos asociados con la globalización; los cuales traen consigo grandes variaciones en las formas tradicionales de vinculación laboral, en la estabilidad del empleo, en la composición del empleo por actividades económicas y ocupaciones, en la intensidad y duración de las jornadas, así como en las instituciones de protección y los derechos básicos relacionados. Para el caso de Colombia, el fenómeno de la disminución en la calidad de los empleos es estudiado en trabajos como el de Farné (2003), quien advierte sobre la necesidad de buscarle soluciones; ya que las condiciones laborales de un individuo redundan en su bienestar y en el de su entorno familiar.

Complementando este tipo de condiciones referentes a la calidad de los empleos, Bustamante y Arroyo (2008) analizan cómo el factor racial resulta un factor de impacto sobre el acceso a un empleo de calidad, situación que evidencia rasgos de discriminación en el mercado laboral. En tal sentido, retomando lo estudiado para Cali por Bustamante y Arroyo (2008), el presente trabajo tiene como objetivo extender el estudio de la problemática de los empleos de calidad en las cinco ciudades principales<sup>1</sup> de Colombia (Cali, Cartagena, Barranquilla, Medellín y Bogotá), enfocándose en aquella población que se autoreconocen étnicamente como afro<sup>2</sup>. Para ello, se estimará un modelo

1 La elección de las cinco principales ciudades se sustenta en su representatividad dentro de la muestra, puesto que, además de ser las ciudades con mayor proporción de encuestados, cuentan con la mayor participación de la población que se autoreconoce como negra sobre el total nacional (13 principales ciudades); así, de los 2.506 individuos que se autoreconocen como negros, para el año 2007, Cartagena participa con el 50.56%, Cali con el 28.53%, Bogotá con el 3.15%, Medellín con el 3.07% y Barranquilla con el 2.11%. Adicional a ello, es importante considerar que coincidentalmente, estas también son las ciudades donde se tiende a concentrar en mayor parte la actividad productiva del país.

2 Siguiendo la estructura de la GEIH del DANE, en el presente documento se empleará el término étnico "afro", ya que para la versión correspondiente al año 2007, la encuesta en su pregunta de autorreconocimiento étnico hace referencia a negro (a), mulato (a), afrocolombiano (a) o afrodescendiente.

logit ordenado generalizado, a partir de los datos de la Gran Encuesta Integrada de Hogares del primer trimestre de 2007, aprovechando que esta es la única versión de la GEIH que incluye la pregunta de autorreconocimiento étnico.

Este documento tiene las siguientes secciones: La primera, ofrece un marco de referencia sobre la teoría que subyace al tema de investigación y, posteriormente, presenta un análisis empírico de la calidad del empleo. La segunda, presenta la metodología y relación de datos empleados en la estimación econométrica. La tercera, realiza una descripción del tratamiento empírico desarrollado. Seguidamente, la cuarta muestra el análisis de los resultados. Por último, la quinta, registra los comentarios finales de la investigación.

## 2. Marco de referencia

**McConnell y Brue** (2003) señalan que la discriminación en el mercado laboral puede ser clasificada en tres categorías: educacional, ocupacional y salarial. La primera es anterior al mercado laboral (premercado) y provoca que la calidad de los trabajadores sea distinta, en especial, en el caso de los negros e indígenas. La discriminación ocupacional, que es de mayor interés en el contexto del estudio aquí planteado, se manifiesta en la limitación de oportunidades de acceso de los grupos discriminados a los puestos de trabajo de más alta calidad, disminuyendo así su capacidad de generación de ingresos. Finalmente, la discriminación salarial hace que trabajadores con una productividad similar reciban remuneraciones distintas por presentar características que son objeto de discriminación. Estas dos últimas categorías de discriminación, ocupacional y salarial, se dan luego de que los trabajadores entran a participar en el mercado laboral (posmercado). **Altonji y Blank** (1999) afirman que, aunque existen modelos de la discriminación posmercado, los más trabajados han sido el modelo de preferencia por discriminación de **Becker** (1971) y los modelos de discriminación estadística de **Phelps** (1972), **Arrow** (1971) y **Aigner y Cain** (1977).

### 2.1. Modelo de preferencia por discriminación

El modelo de preferencia por discriminación fue propuesto por **Becker** (1971). En este modelo se parte de considerar la existencia de personas para quienes no resulta agradable el contratar, trabajar o compartir espacio laboral con personas que presenten características observables diferentes a las propias, como la raza o el género; y por ello revelan su disponibilidad a pagar para no hacerlo, bien sea de forma directa o a través de una reducción en su ingreso.

De acuerdo con **Kofi y Guryan** (2008), en el modelo de Becker se asume competencia perfecta, un proceso productivo que presenta retornos constantes a escala y la presencia de tres tipos de agentes que manifiestan diferentes preferencias por discriminación, derivadas a su vez de diferentes niveles de prejuicio racial. Los tres tipos de agentes serían entonces: empleadores blancos, consumidores blancos y negros, y trabajadores blancos y negros que son sustitutos perfectos en producción.

### 2.2. Modelos de discriminación estadística

Los modelos de discriminación estadística fueron desarrollados inicialmente por **Arrow** (1971), **Phelps** (1972) y **Aigner y Cain** (1977). En estos modelos cobra gran importancia la teoría de la elección racional aplicada al comportamiento de los individuos en el mercado laboral, en lo relacionado con preferencias, creencias, tecnología e instituciones (**Arrow**, 1998).

Se asume que la discriminación estadística se presenta siempre que se juzga a una persona en función de las características medias del grupo al que pertenece y no en función de sus propias características. La premisa que subyace a este comportamiento es que las firmas poseen información limitada acerca de las habilidades de los solicitantes de trabajos. Esto les lleva a tener incentivos para usar características fácilmente observables como la raza o el género para inferir la productividad esperada de los solicitantes (si estas características están correlacionadas con la productividad). Como la información de las habilidades de cada individuo resulta insuficiente y obtener información adicional genera costos, se utiliza la información promedio del grupo donde se encuentra, como lo sugiere **Phelps** (1972).

### 2.3. Calidad del empleo

Lograr determinar el nivel de calidad que posee un empleo resulta difícil, puesto que esta determinación se haría dependiente tanto de criterios subjetivos inherentes al individuo evaluador, como de criterios objetivos relacionados con el tipo de metodología usada para evaluarla. Al respecto, **Rosenthal** (1989) resalta que las personas toman en cuenta, aparte del salario ofrecido, otros factores que les permiten evaluar la calidad del trabajo en cuestión. Estos factores pueden ser clasificados en cinco tipos, a saber: obligaciones del trabajo y condiciones laborales, satisfacción laboral, periodo de trabajo, estatus del empleo y seguridad laboral. En este punto aparecen los aspectos subjetivos, puesto que la valoración individual de estos factores depende de sus orígenes, condiciones socioeconómicas y del entorno en el cual reside, además de la autopercepción que tiene de sus habilidades y de otros intereses y actividades, tal y como se registra en **Bustamante y Arroyo** (2008).

Considerando lo anterior, se pueden adelantar definiciones acerca la calidad del empleo, considerando que estas debe fundamentarse en factores objetivos. **Van Bastelaer y Hussmann** (2000) señalan que “la calidad del empleo se refiere a un conjunto de características que determinan la capacidad del empleo de satisfacer ciertas necesidades comúnmente aceptadas” (p. 2), mientras que **Reinecke y Valenzuela** (2000) la definen como “el conjunto de factores vinculados al trabajo que influyen en el bienestar económico, social, psíquico y de salud de los trabajadores” (p. 30).

De acuerdo con **Meisenheimer** (1998) y **Reinecke y Valenzuela** (2000), las variables consideradas dentro de la literatura como las más importantes cuando se trata de determinar la calidad de un empleo se pueden resumir en: salario, beneficios laborales, estabilidad laboral y de ingresos, características ocupacionales y representación de intereses y organización<sup>3</sup>.

Se puede anotar que otro de los intentos por establecer una clasificación del empleo en función de su calidad corre por cuenta de **Infante** (2004), quien establece cuatro estratos o segmentos de calidad de empleo. Clasifican a un empleo como de buena calidad si existe contrato de trabajo, se cuenta con protección en seguridad social y el salario del trabajador es mayor a 3,3 salarios mínimos. Un empleo es de calidad media superior si adolece de contrato o de seguridad social, pero el trabajador devenga un monto superior a los 2,2 salarios mínimos. Para que el empleo se catalogue como de calidad media inferior, se requiere que no importe su condición frente al nivel de contratación o seguridad social, y reciba entre 1 y 2,2 salarios mínimos por su trabajo. Por último, un empleo hace parte de la categoría de baja calidad cuando, con o sin contrato y con o sin afiliación a seguridad social, la remuneración percibida es menor a un salario mínimo.

3 Con el ánimo de simplificar este marco de referencia, se sugiere consultar Bustamante y Arroyo (2008) para ampliar las definiciones de las variables vinculadas a la calidad del empleo.

Finalmente, resulta necesario destacar algunos estudios que proporcionan evidencia empírica relevante sobre relación entre el factor racial y la calidad del empleo, los cuales hacen uso la economía experimental y son los siguientes:

... Uno de los trabajos pioneros en este enfoque es el de Bertrand y Mullainathan (2004), que realizaron el experimento enviando curriculum vitae (CV) ficticios a diferentes ofertas de empleo publicadas en periódicos de Boston y Chicago, intentando así medir la existencia de discriminación laboral. De esta forma, los autores incluyeron nombres afroamericanos y europeos y encontraron que aquellos CV con nombres europeos (blancos) recibieron un 50% más de llamadas para entrevistas que los CV con nombres afroamericanos; incluso resultó aún difícil para estos mediante el mejoramiento de sus credenciales o habilidades, por lo que concluyeron que políticas de capacitación en el trabajo podían no ser suficientes por sí solas (Arroyo, Pinzón, Mora, Gómez y Cendales, 2016, p. 247).

Galarza, Kogan y Yamada (2014) replican la estrategia metodológica empleada por Bertrand y Mullainathan (2004), pero en este caso para Lima (Perú), centrándose en dos dimensiones: el sexo y el apellido de los demandantes de empleo (indígena o blanco). Se postularon de esta manera a 1.205 empleos reales clasificados en profesionales, técnicos y no calificados, enviando 4.820 CV ficticios; encontraron que los hombres recibieron un 20% más de callbacks que las mujeres, mientras que los blancos recibieron 80% más que los indígenas con habilidades similares y que era aún mayor la magnitud de la discriminación para empleos profesionales frente a los técnicos y no calificados (Arroyo et al., 2016, p. 248).

### 2.3.1. Evidencia empírica para Colombia

Los estudios realizados sobre el tema de discriminación en el mercado laboral colombiano se han centrado principalmente en la temática de género y, en menor medida, en la de discriminación racial. De igual manera, la forma de discriminación más estudiada ha sido la relacionada con los diferenciales en salarios percibidos por los trabajadores pertenecientes a los grupos en consideración.

En la primera de estas categorías se ubican trabajos como los de Baquero (2001), Ángel Urdinola (2003), Tenjo (2005), Fernández (2006), Bernat (2007), Tenjo (2009), Galvis (2010), Hoyos (2010) y Badel (2010), quienes utilizando datos para distintos periodos y técnicas como la descomposición de Blinder y Oaxaca, y la regresión por cuantiles, encontraron evidencia de discriminación laboral por género manifestada en diferenciales salariales para el mercado laboral colombiano.

Ahora bien, en lo tocante a la discriminación en el mercado laboral, que se deriva ya no de las diferencias de género sino por la raza, se tiene que esta categoría cuenta con menos estudios. Portilla (2003), Díaz y Forero (2006), Romero (2007), Rojas (2008), Tenjo (2009), Correa (2010) y Vega (2011) estudiaron el mercado laboral de algunas ciudades colombianas y el total nacional, encontrando evidencia mixta de discriminación asociada con la raza cuando se consideran diferenciales salariales.

Alejándose un poco de la temática de la discriminación laboral por raza a partir de la brecha salarial y abordando precisamente el aspecto de los empleos de mejor calidad, la investigación de Bustamante y Arroyo (2008) analiza la influencia del factor racial en el acceso a un empleo de calidad para la ciudad de Cali y su área metropolitana. Para ello, hacen uso de un modelo logit ordenado generalizado

y datos de la Encuesta Continua de Hogares (ECH), llevada a cabo por el DANE, durante el segundo trimestre de 2004. Entre sus conclusiones, se registra que el ser un trabajador de raza negra en Cali aumenta las probabilidades de encontrarse en un empleo de mala calidad.

Ahora, en lo concerniente a estudios adelantados de la calidad del empleo en Colombia, se encuentran tanto análisis basados en la formulación de índices sintéticos, como los propuestos por **Farné** (2003) y **Mora** (2011), e investigaciones que consideran los determinantes socioeconómicos de este fenómeno usando modelos de respuesta múltiple, como el de **Posso** (2010). El primero de estos trabajos se basa en el uso de un indicador sintético, tras lo cual concluye que un nivel aceptable de calidad del empleo sería un índice de 60 puntos, al tiempo que señala que el índice de calidad para Colombia es de 37.5; lo que evidencia el nivel de precariedad laboral presente en el mercado colombiano. En el caso del estudio de **Mora** (2011), el autor muestra que si bien la calidad del empleo mejoró con respecto a las estimaciones desarrolladas por **Farné** en el año 2003, aún está muy por debajo del puntaje del índice asociado con un empleo de calidad.

Por otra parte, **Posso** (2010) estimó un modelo de respuesta múltiple, tratando de identificar características relevantes de los empleos, de acuerdo con su calidad. El modelo utilizado es un logit multinomial cuya variable dependiente es el índice de calidad del empleo de **Infante** (2004) y cuyas variables independientes se escogen entre aquellas asociadas al entorno socioeconómico del individuo. Como resultados para destacar del estudio, aparecen que el nivel educativo afecta de manera positiva la probabilidad de que un individuo se encuentre en un empleo de calidad. Algo similar ocurre cuando se considera la variable edad, lo cual resalta el hecho de que trabajadores más jóvenes tienen mayor posibilidad de encontrarse en un empleo de mala calidad. Por último, cabe resaltar que el autor encuentra que el estar en un empleo formal aumenta las probabilidades de ubicarse en empleos de mejor calidad, tanto más si el tamaño de la firma empleadora es mayor.

Como se puede apreciar en la literatura anteriormente referenciada, aunque en Colombia existen grandes esfuerzos investigativos por demostrar evidencia empírica relacionada con posible discriminación laboral (género, autoreconocimiento étnico, brechas salariales y acceso a empleos de calidad), todavía hay espacio para avanzar en lo que esta investigación propone y que resulta ser una extensión al trabajo de **Bustamente y Arroyo** (2008); es decir, el aporte de esta investigación se centra en demostrar el posible efecto discriminatorio en el acceso a empleos de calidad que pueden presentarse para aquel grupo poblacional que se autoreconoce como afrocolombiano, no solo en Cali sino también en las otras cuatro ciudades principales del país.

### 3. Metodología

Si bien existen medidas objetivas y subjetivas de la calidad del empleo, como bien se ha mostrado en la subsección anterior, esta investigación se concentra en aspectos objetivos de la medición. La razón para tal selección se fundamenta en la restricción presupuestal que se tiene para poder aplicar encuestas que permitan el procesamiento de datos estadísticos relacionados con aspectos subjetivos de tal medición. Por ello y aprovechando el acceso a los microdatos de la GEIH-DANE del año 2007, se procesan datos estadísticos que permiten concluir sobre aspectos objetivos del mercado laboral de Colombia, a partir de información secundaria.

Así, para medir la calidad del empleo de forma objetiva, el indicador más utilizado y que se calculará en esta investigación es el propuesto por **Farné** (2003), denominado Indicador de Calidad del Empleo (ICE), pues este permite valorar de forma diferente a trabajadores asalariados e independientes y recoge el efecto

de ciertas condiciones sobre los trabajadores. En este caso son de interés los puntajes y ponderaciones del ICE para las ciudades ya señaladas, que se analizarán según el autoreconocimiento étnico del individuo.

Para la conceptualización de la calidad del empleo, se tomó como referencia el estudio realizado por **Farné** (2003), el cual permite analizar la calidad del empleo como el conjunto de elementos relacionados al trabajo que inciden en el bienestar social, económico, psíquico y de salud de los trabajadores (**Reinecke y Valenzuela**, 2000). Bajo los parámetros señalados, a continuación se describe la parte metodológica de este documento.

### 3.1. Datos y especificación de variables

#### 3.1.1. Datos

Para estimar el efecto que tiene el componente racial sobre la probabilidad de acceder a un empleo de calidad, se tomaron datos de la Gran Encuesta Integrada de Hogares del DANE, correspondiente al primer trimestre de 2007. Para ese periodo, la encuesta incluyó dentro de su módulo de características generales de las personas encuestadas (módulo E), una pregunta de autoreconocimiento, tendiente a verificar la pertenencia étnica y racial de quien entrega las respuestas.

La pregunta formulada en la encuesta, fue: “¿de acuerdo con su cultura, pueblo o rasgos físicos<sup>4</sup>... es o se reconoce como?”. Se brindaban seis opciones de respuesta entre las cuales se escogía solo una. La opción cinco entre las seis posibles, brindaba la posibilidad de que la persona se autoreconociera como negro (a), mulato (a), afrocolombiano (a) o afrodescendiente. Cabe anotar que para efectos de esta investigación, la población que se toma como negra corresponde a la que escogió como respuesta esta opción.

La presente investigación utiliza información de la GEIH 2007-I del DANE, centrándose en el análisis de una muestra de 99.962 individuos, correspondiente a las 13 principales áreas metropolitanas. Para efectos del ejercicio aquí desarrollado, se seleccionaron solamente los individuos ocupados al momento de la encuesta. La submuestra para las 13 áreas metropolitanas resultó entonces de 40.422 individuos, con 2.506 individuos que se autoreconocieron como afrocolombianos, según sus respuestas.

#### 3.1.2. Estadísticas descriptivas

En esta subsección se presenta la distribución de los encuestados en las principales ciudades de Colombia, así como una caracterización socioeconómica de la población autoreconocida como afro, durante el primer trimestre de 2007.

Para comenzar, en la **figura 1** se tiene que de los 99.962 encuestados y, específicamente, de la submuestra de 40.422 individuos que se encontraban ocupados en el mercado laboral, el 41.99% se concentra en las cinco principales ciudades del país. La participación de cada una de estas ciudades principales es del alrededor del 8% sobre el total de encuestados en las 13 ciudades principales de Colombia. Dentro del subgrupo de cinco ciudades principales, cada ciudad tiene un peso alrededor del 20%.

---

4 Por características físicas se entiende, entre otras, el color de piel y los rasgos fenotípicos.

**Figura 1. Distribución de los encuestados en las cinco ciudades principales de Colombia, primer trimestre de 2007.**

Municipio	Frecuencia	Porcentaje (%)	% Total Nacional
Medellín	8.704	20,74	8,71
Barranquilla	8.039	19,15	8,04
Bogotá	8.418	20,05	8,42
Cartagena	8.781	20,92	8,78
Cali	8.033	19,14	8,04
<b>Total</b>	<b>41.975</b>	<b>100</b>	<b>41,99</b>
Total Nacional	99.962	100	

Fuente: cálculos de los autores.

Por otra parte, de los 2.506 individuos que se autoreconocen como afro en Colombia, en total 2.191 (87.43%) se ubican en las cinco ciudades principales, a saber, Medellín, Barranquilla, Bogotá, Cartagena y Cali. A su vez, se observa en la [figura 2](#) que la mayor parte de población que se autoreconoce como afro se tiene para las ciudades de Cartagena (57.83%) y Cali (32.63%). En menor proporción es observada en Bogotá (3.61%), Medellín (3.51%) y Barranquilla (2.42%).

**Figura 2. Distribución de los individuos autoreconocidos como afro en las cinco ciudades principales de Colombia, primer trimestre de 2007.**

Municipio	Frecuencia	Porcentaje (%)	% Total Nacional
Medellín	77	3,51	3,07
Barranquilla	53	2,42	2,11
Bogotá	79	3,61	3,15
Cartagena	1.267	57,83	50,56
Cali	715	32,63	28,53
<b>Total</b>	<b>2191</b>	<b>100</b>	<b>87,43</b>

Fuente: cálculos de los autores.

Al caracterizar la población autoreconocida como afro por grupos etarios, se encuentra que en su mayoría esta corresponde a individuos en edades entre 25 y 45 años (56.67%). De otro lado, la menor parte de la población afro es la menor de 18 años (1.68%).

**Figura 3. Personas que se autoreconocen como afro en Colombia, según grupo etario, primer trimestre de 2007.**

Grupo Etario	Frecuencia	Porcentaje (%)
Menos de 18 años	42	1,68
18-24 años	353	14,09
25-35 años	781	31,17
36-45 años	639	25,50
46-54 años	408	16,28
55 años y Más	283	11,29
<b>Total</b>	<b>2.506</b>	<b>100</b>

Fuente: cálculos de los autores.

En relación al nivel educativo, se observa en la [figura 3](#) que la mayor proporción de individuos que se autoreconocen como afro en el periodo 2007-I cuentan con bachillerato (51.88%). Por el contrario, la menor proporción está dada por aquellos afro que no cuenta con ningún nivel educativo (3.43%).



**Figura 4. Personas que se autoreconocen como afro en Colombia, según nivel educativo, primer trimestre de 2007.**

Nivel Educativo	Frecuencia	Porcentaje (%)
Ninguno	86	3,43
Primaria	612	24,44
Bachillerato	1.299	51,88
Superior	507	20,25
Total	2.504	100

Fuente: cálculos de los autores.

Respecto al sexo de la población que se autoreconoce como afro en las trece principales ciudades de Colombia, durante el trimestre 2007-I, se tiene que corresponde a 1.429 hombres (57.02%) y 1.077 mujeres (42.98%).

**Figura 5. Personas que se autoreconocen como afro en Colombia, según sexo, primer trimestre de 2007.**

Sexo	Frecuencia	Porcentaje (%)
Mujer	1.077	42,98
Hombre	1.429	57,02
Total	2.506	100

Fuente: cálculos de los autores.

En cuanto a la posición en el hogar, se tiene que de los 2.506 individuos que se autoreconocen como afro, el 45.73% son jefes de hogar y el 54.27% son otros miembros del hogar.

**Figura 6. Personas que se autoreconocen como afro en Colombia, según posición en el hogar, primer trimestre de 2007.**

Posición en el Hogar	Frecuencia	Porcentaje (%)
No Jefe de Hogar	1.360	54,27
Jefe de Hogar	1.146	45,73
Total	2.506	100

Fuente: cálculos de los autores.

De los individuos que se autoreconocen como afro en Colombia en el trimestre 2007-I, en la **figura 6**, se observa que corresponden a 1.429 individuos comprometidos (casados o en unión libre) que representan el 57.02% y a 1.077 individuos no comprometidos (solteros, separados o divorciados y viudos) que equivalen al 42.98% restante.

**Figura 7. Personas que se autoreconocen como afro en Colombia, según estado civil, primer trimestre de 2007.**

Estado Civil	Frecuencia	Porcentaje (%)
No Comprometido	1.077	42,98
Comprometido	1.429	57,02
Total	2.506	100

Fuente: cálculos de los autores.



Referente a la formalización laboral, se observa en la **figura 8** que las personas que se autoreconocen como afros en Colombia, durante el periodo analizado, son personas ocupadas en su mayoría en el sector informal (64.41%). Tan solo el 35.59% se encuentra trabajando en el sector formal.

**Figura 8. Personas que se autoreconocen como afro en Colombia, según formalización laboral, primer trimestre de 2007.**

Estado Civil	Frecuencia	Porcentaje (%)
Formal	892	35,59
Informal	1.614	64,41
Total	2.506	100

Fuente: cálculos de los autores.

Finalmente, al observar la distribución de la calidad del empleo de las personas autoreconocidas como afro en las cinco principales ciudades de Colombia, en general para el primer trimestre de 2007-I, se tiene que en su gran mayoría estas personas están ocupadas en empleos de baja calidad. Esta problemática es más evidente en Barranquilla (65.31%), Cartagena (60.69%) y Cali (48.98%). Por el contrario, se observa una mayor ocupación de las personas que se autoreconocen como afro en empleos de calidad medio baja, media alta y alta en Medellín y Bogotá, en comparación con las otras tres ciudades principales que se muestran también en la **figura 8**.

**Figura 9. Distribución porcentual de las personas que se autoreconocen como afro en las cinco ciudades principales de Colombia, según calidad del empleo, primer trimestre de 2007.**

Ciudad	Alto	Medio Alto	Medio Bajo	Bajo
Medellín	13,89	23,61	30,56	31,94
Barranquilla	4,08	10,20	20,41	65,31
Bogotá	14,47	22,37	31,58	31,58
Cartagena	7,33	16,19	15,78	60,69
Cali	9,39	18,78	22,85	48,98
Total Colombia	9,12	18,19	19,68	53,01

Fuente: cálculos de los autores.

Resumiendo todo lo descrito hasta aquí, las personas que se autoreconocieron étnicamente como afro en las trece ciudades principales de Colombia, durante el primer trimestre de 2007-I; se caracterizan por ser en su mayoría hombres, tener entre 25 y 45 años de edad, tener un nivel educativo de bachillerato, estar comprometidos (casados o en unión libre), no ser jefes de hogar, residir en Cartagena o Cali, trabajar en el sector informal y, por consiguiente, coincidentalmente ocupar empleos de baja calidad en las cinco ciudades principales de Colombia; y más aún si trabajan en el mercado laboral de Barranquilla, Cartagena o Cali.

### 3.1.3. Especificación de las variables

Las variables que se incluyeron en el análisis, construidas a partir de la GEIH 2007-I fueron:

a) **Calidad del empleo (variable dependiente):** este trabajo sigue la propuesta de **Bustamante y Arroyo** (2008), quienes adaptan en su metodología el indicador sintético<sup>5</sup> propuesto por **Farné** (2003), el cual considera cuatro diferentes dimensiones y de las variables pertenecientes a cada una de ellas realizan una valoración vertical (ponderación sobre el índice total) y otra horizontal (escala al interior de cada una de ellas), dependiendo si el empleado es asalariado o independiente. A continuación, las categorías al interior de cada variable y su puntuación para el cálculo del índice de calidad del empleo (ICL)<sup>6</sup>:

1. **Ingreso:** menos de 1,5 salarios mínimos (0 puntos), entre 1,5 y 3 salarios mínimos (50 pts), más de 3 salarios mínimos (100 pts).

2. **Modalidad de contratación:** sin contrato (0 pts), contrato a término fijo (50 pts), contrato a término indefinido (100 pts).

3. **Seguridad social:** sin afiliación a salud o pensión (0 pts), afiliado a salud o pensión (50 pts), afiliado a salud y pensión (100 pts).

4. **Horario de trabajo:** Más de 48 horas semanales (0 pts), hasta 48 horas semanales (100 pts).

Las ponderaciones de estas variables dentro del índice sintético, en el caso de los asalariados, son del 40%, 25%, 25% y 10% respectivamente para ingreso, modalidad de contratación, seguridad social y horario de trabajo. Para los trabajadores independientes, son del 50%, 35% y 15% para ingreso, seguridad social y horario de trabajo, respectivamente.

De acuerdo con el puntaje total, **Farné** (2003) establece cuatro grupos que ordenan jerárquicamente de forma ascendente la calidad del empleo de un trabajador. Es así como un empleado que obtiene de 75 a 100 puntos pertenece al grupo 1 (mejor calidad del empleo), si obtiene entre 50 y 75 al grupo 2, si es un puntaje mayor a 25 y menor a 50 al grupo 3 y si es menor de 25 al grupo 4 (peor calidad del empleo). A mayor puntaje obtenido por el trabajador, mayor calidad tendrá el empleo que ostenta este. En este punto, resulta necesario aclarar que como en el cálculo del índice sintético son usados umbrales y ponderadores arbitrarios, a pesar de su utilidad como medida de la calidad del empleo, este es susceptible de presentar ambigüedades en el ordenamiento y no ser universalmente válido, tal y como lo advierte **Farné** (2003).

b) **Negro:** variable dicótoma que toma el valor de 1 si la persona pertenece al grupo racial afro (negro, mulato, afrocolombiano o afrodescendiente) y 0 en cualquier otro caso. Se espera que esta variable tenga signo negativo para la categoría de alta calidad del empleo y positivo para la baja calidad del empleo, ya que esto es lo teóricamente esperado ante la posible existencia de discriminación por etnia en el mercado laboral.

5 Un indicador sintético es un instrumento estadístico que permite medir de forma cuantitativa y resumida un fenómeno, a través de la agregación de distintos indicadores parciales. Sin embargo, es importante advertir que este tipo de indicadores presentan inconvenientes que deben considerarse para una correcta interpretación de los resultados. A modo de ejemplo, Domínguez et al. (2011) señalan que estos procedimientos están determinados por la forma en la que los indicadores se agrupan, es decir, cuando los indicadores se subdividen por dimensiones para realizar varias agregaciones, puede ocurrir que el peso real que se le da a cada indicador sea no igualitario. Pese a lo anterior, los resultados aquí presentados son consistentes con estimaciones de errores estándar por remuestreo, ver tablas 2 y 3 de los anexos.

6 Para revisar el detalle y la descripción del índice sintético de Farné (2003), en relación a los ponderados verticales, consultar Bustamante y Arroyo (2008).

c) **Sexo:** variable binaria que equivale a 1 para un hombre y 0 para una mujer. Respecto a esta variable no se espera un efecto definido, ya que podría llegar a ser nulo.

d) **Jefe de hogar:** variable dicótoma que toma el valor de 1 si la persona es jefe de hogar y 0 en otro caso. De acuerdo con **Bustamante & Arroyo** (2008), se espera que esta variable tenga un efecto positivo sobre la probabilidad de ocupar empleos de buena calidad.

e) **Casado:** Se consideran a las personas solteras como categoría base, en el caso de estarlo la variable toma el valor de 1. Según los resultados de **Bustamante & Arroyo** (2008), se espera que esta variable tenga un efecto positivo sobre la probabilidad de ocupar empleos de alta calidad.

f) **Grupos etarios:** se establecen seis rangos de edad para construir cinco variables dummy. Los rangos son: menor de 18 años, de 18 a 24 años, de 25 a 35 años, de 36 a 45 años, de 46 a 54 años y 55 años o más. Como medida cercana a la experiencia del individuo, de acuerdo con la teoría del capital humano de **Becker** (1968), se esperaría que a mayor rango etario, mayor sea la probabilidad que el individuo ocupe un empleo de alta calidad.

g) **Nivel educativo alcanzado:** pretende controlar por capital humano. Para esta característica se generaron tres variables dicótomas que toman los valores de 1 si el nivel educativo alcanzado por la persona fue primaria, 2 para bachillerato y 3 para el nivel educativo superior. La categoría base es ninguna educación. Siguiendo la teoría del capital humano de **Becker** (1968), se esperaría que a mayor nivel educativo, mayor sea la probabilidad que el individuo ocupe un empleo de alta calidad.

h) **Informal<sup>7</sup>:** esta variable binaria toma el valor de 1 si la persona está clasificada como un trabajador informal y 0 en otro caso. La definición de informalidad laboral que se sigue en este trabajo es la que adopta el DANE en Colombia siguiendo la tradición de la OIT y de su Programa de Empleo para América Latina y el Caribe (PREALC) (**Ortiz**, 2007). Esta definición de informalidad pretende caracterizar las actividades económicas de menor productividad y, en consecuencia, de bajos ingresos. En este marco, son considerados como informales los trabajadores que desempeñan las siguientes posiciones ocupacionales:

1. Empleados y obreros que laboran en establecimientos, negocios o empresas que ocupen hasta diez personas en todas sus agencias y sucursales;
2. trabajadores familiares sin remuneración;
3. empleados domésticos;
4. trabajadores por cuenta propia, excepto los profesionales o técnicos independientes; y
5. patrones o empleadores en empresas de diez trabajadores o menos.

Es importante señalar que la informalidad laboral vista bajo la definición anterior es fundamental para el análisis de la calidad del empleo toda vez que está directamente relacionada con la segmentación intrarregional o de escala<sup>8</sup> del mercado laboral colombiano, reflejada por los retornos a la inversión en educación. Evidencia empírica de ello es proporcionada por autores como **Ortiz, Uribe y García** (2007), **Ortiz, Uribe y Badillo** (2008), **Posso** (2010) y **Quiñonez y Rodríguez** (2011), quienes encontraron que a mayor tamaño de la empresa, mayor eran las remuneraciones salariales; esto es, que las empresas pertenecientes al sector formal (segmento de empleos de buena o alta calidad) tales como las formales pequeñas y principalmente las formales grandes son las que mejor remuneran a los trabajadores, en

7 Esta clasificación incluye a personas sin preparación técnica o que trabajan en empresas pequeñas. Generalmente, ambas condiciones se relacionan con escasez de capital humano y físico.

8 Es aquella segmentación del mercado laboral asociada al tamaño del empleador.

comparación a las empresas unipersonales, famiempresas y microempresas pertenecientes al sector informal (segmento de empleos de mala o baja calidad).

Considerando lo anterior, teóricamente, se esperaría que la variable de informalidad tenga un efecto positivo sobre la probabilidad que el individuo se ocupe en empleos de baja calidad y negativo sobre la probabilidad de que se ocupe en empleos de alta calidad.

### 3.2. Modelo

En el desarrollo del análisis de estimación econométrica se utilizan estadísticas descriptivas y modelos logit de respuesta múltiple ordenada<sup>9</sup>. Su importancia radica en que permiten valorar de forma correcta la influencia de la raza, controlado por otros factores asociados. En este caso, la variable dependiente posee cuatro categorías de salida sujetas a ordenamiento, asociándose la primera de ellas con empleos de categoría inferior (empleo de mala calidad), pasando por clasificaciones intermedias hasta llegar a una superior (empleo de buena calidad).

El modelo logit ordenado generalizado estima  $j-1$  ecuaciones y puede especificarse de la siguiente forma:

$$Pr(y_i > j) = g(X\beta) = \frac{e^{\alpha_j + x_i\beta}}{1 + e^{\alpha_j + x_i\beta}} \quad \text{para } j = 1, 2, \dots, m-1 \quad (1)$$

Donde  $m$  de nuevo representa el número de categorías de la variable dependiente. Así, la probabilidad de que  $y_i$  tome cada uno de los valores de  $j = 1, 2, \dots, m$ , es igual a:

$$Pr(y_i = 1) = 1 - g(X_i\beta_1) \quad (2)$$

$$Pr(y_i = j) = 1 - g(X_i\beta_{j-1}) - g(X_i\beta_{j-1}) \quad \text{para } j = 2, \dots, m-1 \quad (3)$$

$$Pr(y_i = m) = g(X_i\beta_{m-1}) \quad (4)$$

Cuando el número de categorías es superior a dos, el modelo logístico ordenado generalizado sería equivalente a una serie de regresiones logísticas binarias, donde las categorías de la variable dependiente estarían combinadas (Williams, 2006). En este caso, el contraste se realiza de la siguiente manera: La categoría empleo de baja calidad es contrastada con la categoría de empleo de calidad media baja, media alta y superior; por ejemplo, cuando  $j = 2$ , el contraste se realiza entre las categorías empleo de baja calidad y calidad media baja frente a empleo de calidad media alta y superior.

## 4. Tratamiento empírico

Para encontrar el tipo de estructura que se propone, la investigación se apoyó en la estimación de un modelo logit ordenado generalizado, que relaciona la variable endógena dicotomizada  $Y_i$  con las variables explicativas  $X_{ki}$ , a través de una función de distribución logística. Aquí, la variable de respuesta (ordinal y categórica) definida, la calidad del empleo, se puede representar en diferentes niveles de la variable dependiente: en este caso, toma valores de  $1, \dots, M$ , tal que los valores más altos de  $Y_i$  representan una mejor calidad del empleo, que está asociada a un conjunto de características de los individuos (Cameron y Trivedi, 2005).

9 En este tipo de modelos, la variable endógena es una variable discreta con varias alternativas de respuesta.

#### 4.1. Estimación del modelo econométrico

Como ya se ha señalado, a partir de datos provenientes de la GEIH 2007-I se estimó inicialmente un modelo logit ordenado por máxima verosimilitud, tal y como lo sugiere Williams (2006). La estimación se realizó para las cinco áreas metropolitanas consideradas, resultando 2.628 observaciones para Barranquilla, 2.988 para Bogotá, 2.952 para Cali, 2.129 para Cartagena y 3.499 para Medellín; de las cuales se tenían valores para todas las variables del modelo<sup>10</sup>. Adicionalmente, se estimó el mismo modelo para Colombia con el ánimo de comparar las cinco ciudades principales con el total nacional. No obstante, de acuerdo a los resultados del test de Brant que se adjunta en los anexos del presente documento, la interpretación del modelo logit ordenado no apropiada para el estudio de la calidad del empleo, debido a que se viola el supuesto de regresiones paralelas y, por tanto, los estimadores obtenidos son sesgados e ineficientes, como lo indica Williams (2006). Lo anterior indica que se debe estimar un modelo con variable de elección discreta para superar los inconvenientes del logit ordenado, siendo en este caso necesario estimar un modelo logit ordenado generalizado.

Para el logit ordenado generalizado nacional se contó con 29.510 observaciones. En el modelo, se definió como variable dependiente la calidad del empleo a la cual puede aspirar una persona que se encuentre en edad de trabajar, mientras que como variables independientes se contemplaron la condición étnico-racial, género, nivel educativo alcanzado por la persona, edad, jefatura de hogar, estado civil y grado de formalidad del empleo. De la misma forma, se buscó establecer los determinantes del modelo en los diferentes niveles de calidad de empleo según el índice de Farné (2003) para las personas que se autoreconocen como afro.

#### 5. Análisis de resultados<sup>11</sup>

Tal como en Bustamante y Arroyo (2008), para la estimación del modelo logit ordenado generalizado se le impuso restricciones entre las distintas ecuaciones a los coeficientes asociados con una determinada variable, de tal manera que las variables problemáticas bajo el test de Brant, cumplieran ahora con el supuesto de regresiones paralelas y provean resultados insesgados y eficientes. Por tanto, los coeficientes estimados de algunas variables serán iguales, sin importar el nivel analizado. En otras palabras, los presentes resultados no dependen de las decisiones arbitrarias que se generan, posiblemente, en la construcción de un índice sintético como el ICL.

A partir de lo consignado en la figura 10, puede notarse que el ser hombre disminuye la probabilidad de estar en un empleo de alta calidad en las ciudades de la costa Caribe (Barranquilla y Cartagena), mientras que para las demás ciudades y el total nacional el efecto de esta variable es casi nulo.

Ahora, al revisar los resultados de la variable jefe de hogar, se puede observar que cumplir esta condición tiene un efecto positivo sobre la categoría en cuestión. Esto coincide con los resultados de Bustamante y Arroyo (2008) y lleva a considerar que un jefe de hogar elige con mayor cuidado el tipo de empleo al que accede, debido a que los beneficios que este le reporta, por ejemplo la cobertura en salud y la seguridad social, resultan determinantes para el bienestar del grupo familiar al que da soporte.

10 Resulta importante alertar que cuando se desea ejecutar un modelo logit ordenado generalizado es preciso validar el supuesto de independencia de las alternativas. Para ello, se realizó la prueba de Hausman, obteniéndose como resultado que las alternativas de calidad de empleo son independientes, ver anexos.

11 En los anexos se presentan resultados complementarios y los test econométricos aplicados para la validación del modelo.

**Figura 10. Efectos marginales para el grupo de alta calidad del empleo.**

Variable	Cali			Bogotá			Barranquilla			Cartagena			Medellin			Colombia							
	R2	dy/dx	Std. Err.	P>z	R2	dy/dx	Std. Err.	P>z	R2	dy/dx	Std. Err.	P>z	R2	dy/dx	Std. Err.	P>z	R2	dy/dx	Std. Err.	P>z			
Primaria	0,049011	0,004794	0,004794	0	(0,064433)	0,001546	0,001546	0	0,034842	0,005495	0,005495	0	0,620735	0,049477	0,049477	0	0,149406	0,005454	0,005454	0	0,018095	0,001307	0
Secundaria	0,155782	0,005673	0,005673	0	0,047305	0,001960	0,001960	0	0,140590	0,006655	0,006655	0	0,396824	0,082084	0,082084	0	0,201138	0,004445	0,004445	0	0,147308	0,001605	0
Superior	0,384032	0,006519	0,006519	0	0,279558	0,002358	0,002358	0	0,332944	0,008184	0,008184	0	0,769044	0,211828	0,211828	0	0,558817	0,006862	0,006862	0	0,377685	0,001936	0
18-24 años	0,684335	0,000290	0,000290	0	0,636856	0,000126	0,000126	0	0,717353	0,000332	0,000332	0	(0,005130)	0,002973	0,002973	0,084	0,665471	0,000232	0,000232	0	0,308043	0,006413	0
25-35 años	0,599418	0,000416	0,000416	0	0,610628	0,000254	0,000254	0	0,628380	0,000544	0,000544	0	0,040119	0,002972	0,002972	0	0,606259	0,000410	0,000410	0	0,375396	0,006418	0
36-45 años	0,670607	0,000386	0,000386	0	0,638759	0,000216	0,000216	0	0,682803	0,000482	0,000482	0	0,080951	0,003581	0,003581	0	0,631231	0,000384	0,000384	0	0,436582	0,006187	0
46-54 años	0,771447	0,000308	0,000308	0	0,684618	0,000180	0,000180	0	0,716078	0,000410	0,000410	0	0,109184	0,003636	0,003636	0	0,683581	0,000337	0,000337	0	0,488490	0,006145	0
55 años y más	0,728718	0,000210	0,000210	0	0,704825	0,000164	0,000164	0	0,763506	0,000270	0,000270	0	0,076380	0,003759	0,003759	0	0,686053	0,000264	0,000264	0	0,485009	0,006105	0
Hombre	(0,005436)	0,000435	0,000435	0	(0,002474)	0,000275	0,000275	0	(0,019053)	0,000567	0,000567	0	(0,011148)	0,000769	0,000769	0	0,005656	0,000460	0,000460	0	(0,004679)	0,000161	0
Mujer Hogar	0,028928	0,000485	0,000485	0	0,042433	0,000300	0,000300	0	0,035311	0,000650	0,000650	0	0,036597	0,000875	0,000875	0	0,021209	0,000498	0,000498	0	0,035712	0,000177	0
Negro	(0,018035)	0,000509	0,000509	0	(0,039071)	0,000772	0,000772	0	(0,063532)	0,002088	0,002088	0	(0,050784)	0,000694	0,000694	0	(0,011355)	0,001545	0,001545	0	(0,033967)	0,000331	0
Casado	0,014493	0,000429	0,000429	0	0,023664	0,000268	0,000268	0	0,002484	0,000587	0,000587	0	0,004979	0,000766	0,000766	0	0,012617	0,000461	0,000461	0	0,014957	0,000158	0
Informal	(0,206722)	0,000267	0,000267	0	(0,201634)	0,000190	0,000190	0	(0,161367)	0,000366	0,000366	0	(0,164397)	0,003126	0,003126	0	(0,190545)	0,000331	0,000331	0	(0,196808)	0,000103	0

Nota: \*\*\*, significativo al 1%; \*\*, significativo al 5%; \*, significativo al 10%.

Fuente: cálculos de los autores.

**Figura 11. Efectos marginales para el grupo de calidad media alta del empleo.**

Variable	Cali			Bogotá			Barranquilla			Cartagena			Medellin			Colombia		
	dy/dx	Std. Err.	P>z	dy/dx	Std. Err.	P>z	dy/dx	Std. Err.	P>z	dy/dx	Std. Err.	P>z	dy/dx	Std. Err.	P>z	dy/dx	Std. Err.	P>z
Primaria	0,139402	0,004409	0	0,025379	0,001561	0	0,003841	0,005298	0,468	0,656470	0,049631	0	0,050044	0,005315	0	0,049403	0,001253	0
Secundaria	0,137261	0,004797	0	0,006919	0,001798	0	0,041161	0,006351	0	0,297274	0,082153	0	0,008000	0,004416	0,07	0,041551	0,001473	0
Superior	0,048243	0,005381	0	0,058898	0,002068	0	0,024711	0,007671	0,001	0,495938	0,218660	0,019	0,183073	0,006593	0	0,046293	0,001740	0
18-24 años	0,298627	0,004546	0	0,404992	0,002275	0	0,783972	0,003777	0	0,018745	0,002362	0	0,483809	0,003784	0	0,091053	0,006286	0
25-35 años	0,169397	0,004555	0	0,291234	0,002243	0	0,582834	0,004195	0	0,025460	0,001717	0	0,277815	0,003386	0	0,062476	0,006290	0
36-45 años	0,205327	0,003854	0	0,325799	0,002083	0	0,614084	0,004267	0	0,000973	0,002201	0,658	0,311313	0,003216	0	0,113185	0,006063	0
46-54 años	0,240418	0,003434	0	0,375544	0,001995	0	0,649555	0,004279	0	0,014524	0,001941	0	0,355496	0,003009	0	0,157692	0,006020	0
55 años y más	0,277760	0,003371	0	0,423453	0,002045	0	0,662338	0,004500	0	0,029756	0,002399	0	0,434411	0,003300	0	0,187426	0,005981	0
Hombre	0,000644	0,000556	0,247	0,010369	0,000325	0	0,005044	0,000714	0	0,000430	0,000989	0,664	0,001937	0,000562	0,001	0,006941	0,000198	0
Jefe Hogar	0,019134	0,000601	0	0,004573	0,000348	0	0,009317	0,000773	0	0,001390	0,001085	0,2	0,015691	0,000605	0	0,002554	0,000214	0
Negro	0,022808	0,000623	0	0,027046	0,000905	0	0,005335	0,002780	0,055	0,013313	0,000960	0	0,025071	0,001808	0	0,020361	0,000401	0
Casado	0,006985	0,000539	0	0,028499	0,000317	0	0,008161	0,000738	0	0,014317	0,000986	0	0,019105	0,000559	0	0,009230	0,000193	0
informal	0,200370	0,000534	0	0,212592	0,000313	0	0,223074	0,000649	0	0,269379	0,003238	0	0,173684	0,000567	0	0,210390	0,000184	0

Nota: \*\*\*, significativo al 1%. \*\*, significativo al 5%. \*, significativo al 10%.  
Fuente: cálculos de los autores.

**Figura 12. Efectos marginales para el grupo de media baja calidad del empleo.**

Variable	Cali			Bogotá			Barranquilla			Cartagena			Medellín			Colombia		
	dy/dx	Std. Err.	P>z	dy/dx	Std. Err.	P>z	dy/dx	Std. Err.	P>z	dy/dx	Std. Err.	P>z	dy/dx	Std. Err.	P>z	dy/dx	Std. Err.	P>z
Primaria	(0,027601)	0,004230	0	0,053268	0,001209	0	0,062235	0,002584	0	0,103303	0,003553	0	(0,010254)	0,001923	0	0,028552	0,000828	0
Secundaria	(0,033354)	0,003984	0	0,030096	0,001180	0	0,053311	0,002715	0	0,078409	0,003367	0	0,010767	0,001891	0	0,001967	0,000840	0,019
Superior	(0,110797)	0,002956	0	(0,026890)	0,001134	0	0,038896	0,002913	0	0,027773	0,004759	0	(0,116607)	0,001931	0	(0,062740)	0,000781	0
18-24 años	(0,268402)	0,004526	0	(0,040397)	0,001938	0	0,072304	0,003127	0	(0,013741)	0,001575	0	(0,030227)	0,003142	0	(0,053038)	0,001338	0
25-35 años	(0,194837)	0,004492	0	(0,056760)	0,001909	0	0,021260	0,003314	0	0,007019	0,000462	0	(0,077013)	0,002840	0	(0,062588)	0,001323	0
36-45 años	(0,202666)	0,003811	0	(0,068658)	0,001772	0	0,026447	0,003374	0	0,015640	0,001372	0	(0,083202)	0,002680	0	(0,074777)	0,001260	0
46-54 años	(0,200048)	0,003399	0	(0,080834)	0,001702	0	0,022242	0,003387	0	0,016621	0,001551	0	(0,094304)	0,002548	0	(0,082212)	0,001221	0
55 años y más	(0,154284)	0,003321	0	(0,035658)	0,001777	0	0,073611	0,003611	0	0,086167	0,002048	0	(0,036264)	0,002849	0	(0,036807)	0,001250	0
Hombre	(0,005268)	0,000585	0	(0,012562)	0,000328	0	(0,024326)	0,000755	0	(0,032359)	0,001040	0	(0,053807)	0,000593	0	(0,021191)	0,000207	0
Jefe Hogar	(0,042043)	0,000626	0	(0,025027)	0,000341	0	0,027047	0,000838	0	(0,022585)	0,001102	0	(0,021524)	0,000633	0	(0,016740)	0,000219	0
Negro	0,021801	0,000673	0	0,031765	0,000981	0	(0,057257)	0,002368	0	0,019207	0,001000	0	0,033776	0,001834	0	0,015347	0,000417	0
Casado	0,067289	0,000567	0	(0,001491)	0,000313	0	0,032872	0,000782	0	0,029080	0,001049	0	0,063529	0,000574	0	0,026627	0,000200	0
informal	(0,003683)	0,000753	0	0,041242	0,000431	0	(0,077814)	0,001034	0	(0,095255)	0,001649	0	0,032553	0,000781	0	0,005667	0,000272	0

Nota: \*\*\*, significativo al 1%; \*\*, significativo al 5%; \*, significativo al 10%.

Fuente: cálculos de los autores.



**Figura 13. Efectos marginales para el grupo de baja calidad del empleo.**

Variable	Cali			Bogotá			Barranquilla			Cartagena			Medellín			Colombia		
	dy/dx	Std. Err.	P>z	dy/dx	Std. Err.	P>z	dy/dx	Std. Err.	P>z	dy/dx	Std. Err.	P>z	dy/dx	Std. Err.	P>z	dy/dx	Std. Err.	P>z
Primaria	(0,160812)	0,001975	0	(0,014213)	0,001195	0	(0,093237)	0,002808	0	(0,067568)	0,003580	0	(0,089109)	0,001338	0	(0,096049)	0,000670	0
Secundaria	(0,259689)	0,001332	0	(0,084320)	0,001054	0	(0,235063)	0,002483	0	(0,177959)	0,003562	0	(0,203905)	0,001283	0	(0,190825)	0,000518	0
Superior	(0,327477)	0,000809	0	(0,193771)	0,000695	0	(0,347128)	0,001918	0	(0,300879)	0,003619	0	(0,259137)	0,000802	0	(0,268652)	0,000335	0
18-24 años	(0,117307)	0,002012	0	(0,191466)	0,001031	0	(0,095684)	0,003621	0	0,000126	0,004989	0,98	(0,151435)	0,001476	0	(0,163952)	0,000763	0
25-35 años	(0,235184)	0,001744	0	(0,262633)	0,000960	0	(0,066807)	0,003680	0,115	(0,072598)	0,005072	0	(0,251430)	0,001185	0	(0,250332)	0,000691	0
36-45 años	(0,262614)	0,001571	0	(0,244302)	0,000926	0	(0,095167)	0,003710	0	(0,095618)	0,005108	0	(0,236717)	0,001216	0	(0,248620)	0,000659	0
46-54 años	(0,276981)	0,001411	0	(0,228241)	0,000877	0	(0,088765)	0,003708	0	(0,11281)	0,005166	0	(0,233782)	0,001036	0	(0,248586)	0,000607	0
55 años y más	(0,296675)	0,001272	0	(0,245713)	0,000755	0	(0,174779)	0,003780	0	(0,132791)	0,005185	0	(0,215378)	0,001019	0	(0,260776)	0,000545	0
Hombre	0,010060	0,000576	0	0,004667	0,000316	0	0,038334	0,000799	0	0,043937	0,001071	0	0,050088	0,000538	0	0,018930	0,000203	0
Jefe Hogar	0,032249	0,000608	0	(0,021979)	0,000329	0	(0,053042)	0,000879	0	(0,015402)	0,001144	0	(0,015375)	0,000554	0	(0,021526)	0,000214	0
Negro	0,019043	0,000650	0	0,034352	0,000964	0	0,126124	0,002696	0	0,018264	0,001012	0	0,002650	0,001483	0,074	0,038982	0,000398	0
Casado	(0,088768)	0,000550	0	(0,050672)	0,000300	0	(0,043517)	0,000836	0	(0,048375)	0,001094	0	(0,057041)	0,000499	0	(0,050813)	0,000196	0
informal	0,410775	0,000835	0	0,372984	0,000487	0	0,462254	0,001174	0	0,529031	0,001862	0	0,331676	0,000855	0	0,401531	0,000306	0

Nota: \*\*\*, significativo al 1%; \*\*, significativo al 5%; \*, significativo al 10%.

Fuente: cálculos de los autores.

La **figura 11**, por su parte, muestra que el ser hombre tiene un efecto positivo sobre la probabilidad de estar en un empleo de calidad media alta únicamente en la ciudad de Bogotá, mientras que para las demás ciudades y el total nacional, el efecto es casi nulo.

Los resultados de la **figura 12** evidencian que el ser hombre tiene un efecto negativo sobre la probabilidad de estar en un empleo de calidad media baja consistente para todas las ciudades y el total nacional, a pesar de ser pequeño para Cali. En lo concerniente a los resultados de la variable jefe de hogar, se puede observar que cumplir esta condición tiene un efecto negativo sobre esta categoría para todas las ciudades y el total nacional, con excepción de Barranquilla, que reporta un efecto positivo.

La variable casado tiene un efecto positivo sobre la probabilidad de hallarse en empleos de calidad media baja para todas las ciudades y el total nacional; con la excepción del resultado reportado por Bogotá, que tiene un efecto negativo muy pequeño.

Por su parte, los resultados para la categoría de baja calidad del empleo se muestran en la **figura 13**. En ellos, se evidencia que el ser hombre tiene un efecto positivo sobre la probabilidad de estar en uno de estos empleos, consistente para todas las ciudades y el total nacional, a pesar de ser pequeño para Bogotá.

En lo concerniente a los resultados de la variable jefe de hogar, se puede observar que cumplir esta condición tiene un efecto negativo sobre la categoría en cuestión para todas las ciudades estudiadas, así como para el total nacional, con excepción de Cali, que reporta un efecto positivo. La variable casado tiene un efecto negativo sobre la probabilidad de hallarse en esta categoría de calidad del empleo para todas las ciudades y el total nacional.

Inicialmente, los resultados obtenidos concuerdan con los obtenidos por autores como **García** (2011), quien encuentra que para el mercado laboral de las trece principales áreas metropolitanas en 2009, la probabilidad de que un aspirante por un empleo decida esperar hasta obtener un empleo formal y de mejor calidad aumenta con la prima salarial que ofrece el sector formal y el nivel de responsabilidad que tiene el individuo en el hogar; es decir, ser jefe de hogar y estar casado.

No obstante, los resultados obtenidos en cuanto a la probabilidad positiva que tiene un trabajador de encontrarse en un empleo de baja calidad en Cali, pueden justificarse al considerar que a estos generalmente acceden personas en situación de pobreza y con bajos ingresos, sumado al hecho que tienen obligaciones asociadas al sostenimiento de su núcleo familiar, les obliga a ingresar más rápidamente al mercado laboral; por lo que tienen menores expectativas sobre la calidad del empleo a obtener y un menor salario de reserva.

### 5.1. Interpretación del modelo desde la teoría económica

Es importante resaltar que el comportamiento de la variable educación superior y alta calidad de empleo en el ámbito nacional es muy similar a la presentada por Cali, toda vez que un incremento en el nivel educativo de los individuos, que logre ubicarlos en niveles de educación superior, genera un aumento de acceso a un empleo de alta calidad en promedio al 23% para todas las ciudades, incluido el total nacional, siendo Cartagena la de mayor incremento en la probabilidad con un 77% y Bogotá la menor con un 28%, resultados más que consistentes con las conclusiones de **Becker** (1971), **Arrow** (1971) y **Cain** (1986).

Seguidamente, de los datos se puede destacar que la ciudad que presenta la más alta probabilidad de no pertenecer al grupo de baja calidad del empleo es Barranquilla con un 34%, seguida por Cali con 32%, Cartagena con 30%, Medellín con 25% y finalmente Bogotá con un 19%; contra la probabilidad media de todas las ciudades, incluido el total nacional, que se encuentra en un 28%. Nuevamente, se considera importante resaltar que el comportamiento de la variable educación superior y baja calidad de empleo, en el ámbito nacional, es muy similar al presentado por Medellín. Lo anterior se puede considerar como evidencia que permite confirmar que el nivel educativo se constituye como la principal variable correlacionada positivamente con los ingresos laborales y su posterior incidencia en la calidad del empleo en las cifras agregadas. Así, a mayores niveles educativos hay mayores ingresos y, por tanto, es muy probable que se pueda mejorar la calificación del empleo en términos de calidad, como bien señala [Pineda \(2010\)](#).

Con respecto al estado civil y en particular para aquellas personas que tienen la condición de comprometido, se puede observar que el tener una relación formal proporciona una probabilidad mayor de tener un empleo de alta calidad en todas las ciudades evaluadas, incluido el total nacional, en promedio al 1%. Seguidamente, es posible anotar que ser casado le representa a los individuos una menor probabilidad de encontrarse en empleos de baja calidad en las cinco ciudades estudiadas, así como en toda Colombia, en promedio al 6%. Sin embargo, los resultados muestran que Bogotá es la única ciudad donde la menor probabilidad se presenta desde el nivel de calidad de empleo media baja.

Dejando de lado la situación de conflicto armado que vive el país, este último fenómeno tiene sustento teórico en un modelo como el de [Lewis \(1954\)](#), que explica los flujos migratorios que recibe una ciudad como Bogotá, como resultado de la atracción que genera al ser un centro de oferta de empleos del sector industrial y de servicios; tradicionalmente, mejor remunerados que las actividades laborales rurales. Así las cosas, la mano de obra rural emigran hacia la ciudad buscando percibir mejores remuneraciones, pero se ve sometida a un alto nivel de precarización debido al bajo nivel de capital humano que posee. A su vez, tal situación explica la alta tasa de informalidad y subempleo para este tipo de ciudades.

Adicionalmente, es posible decir que la variable grupos de edad no tiene una incidencia negativa en las probabilidades marginales del segmento de alta calidad de empleo; excepto en el caso de Cartagena para las personas que se encuentren entre los 18 y 24 años de edad. No obstante, el estar incluido en el grupo de edad de mayores de 55 años proporciona a los individuos unas mayores ventajas probabilísticas de pertenecer a un grupo de alta calidad de empleo, en comparación a los diferentes grupos de edades considerados. Este hecho, guarda relación con lo consignado en los modelos teóricos de discriminación estadística sugeridos por [Phelps \(1972\)](#), [Arrow \(1971\)](#) y [Aigner y Cain \(1977\)](#), en el sentido de que aquellos empleadores que ofertan empleos de alta calidad, en función de estereotipos en los cuales la experiencia y la capacidad para desempeñar determinados trabajos se asocia con mayor edad, puedan inclinarse por contratar preferentemente a personas mayores para ocupar estas plazas de trabajo.

Siguiendo esta línea, es interesante observar el comportamiento de los otros segmentos de calidad del empleo, en relación a los grupos de la edad; en particular, para los grupos de baja y media baja calidad. En concreto, los resultados para estos segmentos, apoyan lo expuesto por [Santamaría \(2001\)](#), quien manifiesta que existe una menor probabilidad de ingresar al mercado laboral en los primeros rangos de edad, probabilidad que va aumentando en la edad madura, para finalmente ir disminuyendo después de los cincuenta años.

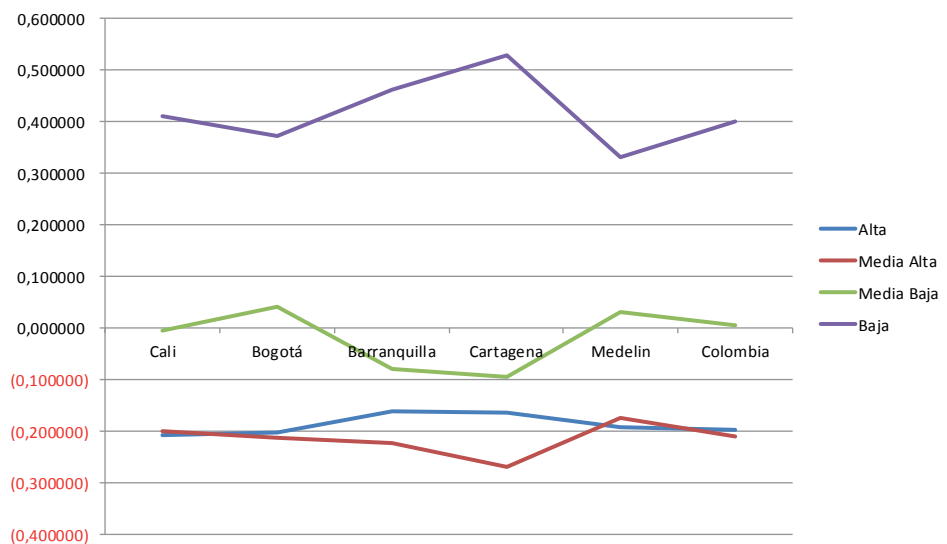
A modo de resumen, los resultados evidencian que la probabilidad de obtener un empleo de alta calidad depende del nivel educativo, la edad y el estado civil. Esto guarda relación con lo encontrado por Vélez (1993), quien manifestó que la participación en el mercado laboral depende de este tipo de determinantes.

Por otro lado, la figura 14 muestra que la variable informal es significativa en todas las ciudades y no proporciona incrementos en las probabilidades de acceso al empleo de alta calidad en promedio para todas las ciudades, incluido total nacional, con un 19%, resaltando que Cali proporciona el mayor efecto negativo sobre la probabilidad de acceso a empleo de calidad bajo informalidad, con un 21%; mientras que Barranquilla y Cartagena tienen un 16%.

Incluso, este mismo comportamiento se presenta para la calidad media alta de empleo y en menor grado para la calidad de empleo media baja, en contraste con el incremento en la probabilidad que presenta la variable para la calidad de empleo baja, la cual se encuentra en un promedio del 42% para todas las ciudades, incluido el total nacional. Además, se puede resaltar que Cartagena representa la mayor de las probabilidades en un 53%, mientras que Medellín, la menor probabilidad con un 33%. Es importante agregar que la informalidad en todas las ciudades analizadas es superior a la formalidad, siendo Barranquilla y Cartagena las ciudades con mayor proporción de informalidad.

Al respecto, resulta importante destacar que en la costa Caribe, los trabajadores formales cursan en promedio tres semestres de educación superior, mientras que los informales no han terminado la educación básica secundaria (Roldán, 2009); siendo la variable educación una de las que mayor impacto tiene sobre la probabilidad de los individuos de acceder a un empleo de buena calidad, los cuales se vinculan principalmente con el sector formal de la economía.

**Figura 14. Calidad del empleo al pertenecer al sector informal.**



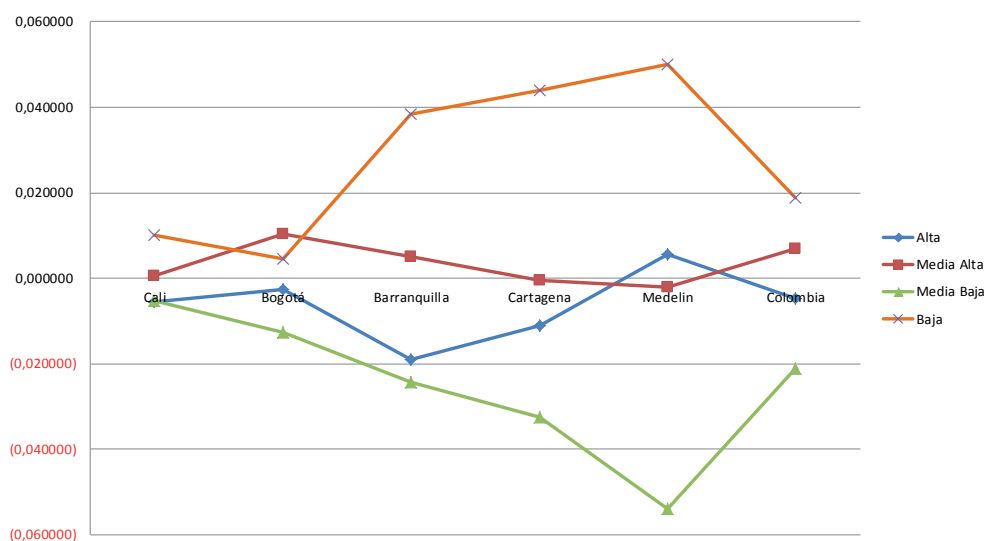
Fuente: cálculos de los autores.

Para complementar la interpretación de la figura 14, se señala que según Cárdenas y Mejía (2007), la evidencia en Colombia apunta hacia un incremento considerable en la informalidad desde finales del 2000. Para ellos, lo anterior se fundamenta en factores que se encontraban fuertemente asociados

con la crisis económica de la época y el incremento en la carga tributaria para el sector empresarial, incluyendo los costos laborales distintos al salario. Así, pues, la principal consecuencia de la informalidad se asocia con menores ingresos y una menor cantidad de activos con relación al sector formal; sin embargo, es importante precisar que las utilidades no difieren entre ambos grupos. Estos autores concluyen que la complejidad del sistema tributario colombiano, sumado a las altas tarifas a las que se enfrentan las firmas, hacen poco atractiva la formalización empresarial.

Ahora, en la medida que las desigualdades de raza y género constituyen ejes estructurantes de los patrones de discriminación, inequidad social y pobreza (Abramo, 2008), resulta relevante revisar los resultados obtenidos en el presente trabajo para la calidad del empleo en función del género, los cuales pueden observarse en la **figura 15**.

**Figura 15. Probabilidad de ubicación en un segmento de calidad del empleo: género.**



Fuente: cálculos de los autores.

Con relación al género y al grupo de alta calidad de empleo, se puede observar que la única ciudad que no presenta para los hombres un incremento marginal en la probabilidad de estar en este grupo es Medellín; sin embargo, para el grupo de calidad de empleo media baja, Medellín es la ciudad que menor probabilidad le ofrece a los hombres de pertenecer a este grupo. La variable género es estadísticamente significativa para todas las ciudades, incluso en el ámbito nacional, excepto en Cali y Cartagena para el grupo de calidad de empleo media alta. Según la figura, el ser hombre proporciona una menor probabilidad de obtener un empleo de alta calidad en todas las ciudades, excepto en Medellín, donde esta condición implica una mayor probabilidad de obtener un empleo de calidad. Esta situación se puede explicar a partir de la valoración diferencial que los empleadores hacen de las mujeres como resultado de la incorporación de la característica observable género; que condiciona las preferencias o gustos como lo denominaría **Becker** (1971), o con la discriminación estadística según **Arrow** (1971) y **Phelps** (1972). Este fenómeno contribuye a determinar no solo los resultados de este trabajo sobre la calidad del empleo obtenido, sino también aquellos que hacen referencia a presencia de discriminación a partir de diferenciales salariales, como: **Tenjo** (1993), **Baquero** (2001), Ángel Urdinola (2003), **Tenjo** (2005), **Tenjo** (2009) y **Galvis** (2010).

Finalmente, con base en los datos obtenidos para la clasificación de empleo de alta calidad y género, se observa que Bogotá es la ciudad que menos desfavorece a los hombres después de Medellín, seguida por Cali, Cartagena y Barranquilla, donde se presenta la mayor probabilidad, siendo esta del orden del 1.9%.

### 5.2. Comportamiento de la determinante raza en la calidad del empleo

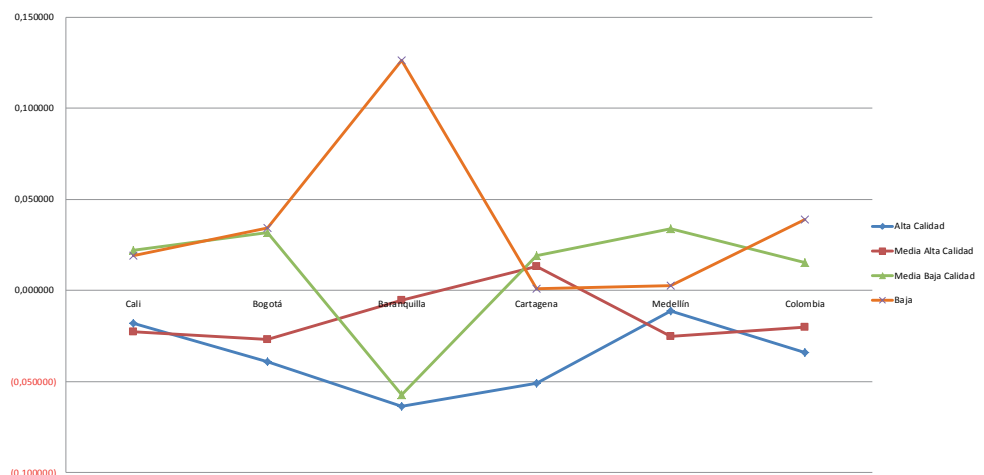
Dado que el presente estudio tiene como principal objetivo valorar el efecto que tiene la variable raza en el acceso a empleos de calidad, los resultados obtenidos permiten deducir que las personas que se autoreconocen como afro presentan una menor probabilidad de acceso al grupo de alta calidad de empleo en promedio para todas las ciudades, resaltando que es Barranquilla la ciudad que menos probabilidades de acceso brinda a empleos de alta calidad a esta población con un 6.4%, mientras que para Medellín es del 1.1%. De hecho, empíricamente, la caracterización socioeconómica realizada en la subsección 2.1.2, evidenciaba que Barranquilla es la ciudad con mayor número de personas que se autoreconocen como afros ocupadas en empleos de baja calidad (65.31%)

Para el nivel de empleo media alta, el comportamiento de la variable es similar al de alta calidad, aunque la ciudad que menos probabilidad de acceso ofrece a este grupo, es Bogotá con un 2,7%, mientras que Barranquilla tiene un 0,5%. Con relación a los niveles de calidad de empleo media baja y baja, se puede observar que la variable estudiada brinda una mayor probabilidad de estar ubicado en estos dos grupos de calidad de empleo, siendo el promedio para media baja del 1.1% para todas las ciudades, incluido total nacional, y para el nivel de baja calidad de un 4%.

En tal sentido, estos resultados pueden sugerir la existencia del fenómeno discriminatorio por raza y apoyar lo expuesto por **Bustamante y Arroyo** (2008) en su análisis para la ciudad de Cali y el total nacional. De igual manera, tales resultados guardan relación con la situación expuesta al realizar el análisis descriptivo de los datos, el cual mostraba la presencia de menores logros educativos y en la calidad del empleo obtenido, por parte de los afrodescendientes.

En la **figura 16** se infiere que entre las ciudades analizadas, aquella en la que mayor incidencia tiene la raza en términos de calidad del empleo obtenido es Barranquilla, seguida por Cartagena, Bogotá, Cali y Medellín. El comportamiento en el ámbito nacional se encuentra por debajo del promedio de ciudades.

**Figura 16. Efectos marginales de la raza y calidad del empleo: áreas metropolitanas.**



Fuente: cálculos de los autores.

Analizando el comportamiento de la variable raza y su efecto individual en cada una de las ciudades estudiadas, se puede observar que la ciudad de Barranquilla parece sugerir la presencia de mayores niveles de discriminación para las categorías de alta y baja calidad de empleo. Como evidencia de lo anterior y para complementar la **figura 16**, se presenta la desviación estándar para todos los valores asociados a Barranquilla, en lo que respecta a raza y calidad de empleo, la cual tiene un valor de 0.0880.

De igual forma, se evidencia que la ciudad que menos variación presenta entre los distintos niveles de calidad de empleo y raza, es la ciudad de Cali con 0.0237 en su desviación estándar. Pese al aparente buen resultado de Cali versus las otras principales ciudades analizadas para 2007, es importante confrontar esta situación con lo obtenido por **Bustamante y Arroyo** (2008) para esa ciudad, durante 2004; toda vez que se han presentado importantes variaciones en la magnitud del fenómeno discriminatorio, cuando se considera el acceso a un empleo de calidad para este tipo de población.

**Tabla 1. Cali: efectos marginales 2004 y 2007.**

Variable	Baja	Media Baja	Media Alta	Alta
	2004 2007	2004 2007	2004 2007	2004 2007
Raza Negra	0.122 0.067	-0.059 -0.008	-0.021 -0.047	-0.011 -0.012

Fuente: Bustamante y Arroyo (2008) y cálculos propios.

A modo de ejemplo, al analizar la evolución del efecto marginal asociado a los trabajadores pertenecientes al grupo autoreconocido como afro en la categoría de baja calidad del empleo, se evidencia que se reduce de un 12.2 puntos porcentuales en 2004 a 6.7 puntos porcentuales en 2007, situación que indica que este tipo de trabajadores han experimentado una reducción de un 44.7% en las probabilidades de encontrarse en un empleo de mala calidad. De igual forma, se observa que el efecto marginal para este grupo poblacional en las probabilidades de estar en un empleo de calidad media baja, que para ambos periodos es negativo, se hace prácticamente cero para 2007.

Sin embargo, en los segmentos de mejor calidad del empleo, esto es, en los empleos de calidad media alta y alta calidad, sigue presentándose discriminación y más aún, se observa un aumento de dicho fenómeno para el primero de estos, evidenciándose en un aumento de más de dos veces en lo que se reducen las probabilidades de estar en un empleo de calidad media alta por autoreconocerse afro, pasando de una reducción de 2.1 puntos porcentuales a 4.7 puntos porcentuales. En cuanto a los empleos de buena calidad, aún persiste discriminación y se da prácticamente en el mismo grado.

Complementando lo anterior, es importante revisar lo que en materia de política pública se ha venido realizando en la Gobernación del Valle del Cauca, así como en la Alcaldía de Cali, durante las pasadas y actuales administraciones, con la intención de poder evidenciar que tan real es la disminución de la discriminación por empleos de calidad para el grupo estudiado. En tal sentido, la administración departamental aseguró que sus políticas de inclusión se desarrollarían en todos los rincones del Valle del Cauca, según las directrices del gobernador del departamento del Valle del Cauca, Ubeimar Delgado; quien finalmente coincide con la intención del exgobernador Juan Carlos Abadía, quien estableció el decreto y ordenanza de creación de la Secretaría de Asuntos Étnicos del Departamento.

Por último y según los datos, Barranquilla y Cartagena son las ciudades que presentan un mayor grado de concentración, en los extremos, en términos de calidad de empleo. Mientras Bogotá presenta

una relación del 94% y Cali un 85% entre las calidades de empleo intermedias, versus las calidades de empleo extremas, Barranquilla presenta una relación del 64% y Cartagena un 70%. Lo anterior puede ser explicado por las implicaciones que habría tenido el fuerte incremento de la Población Económicamente Activa (PEA) de Barranquilla, durante 2007. En este sentido, resulta importante resaltar que para este año, Barranquilla presentó un aumento en la tasa de desempleo, generado por el incremento del 9% en la PEA, cuando el crecimiento promedio anual en los últimos seis años, había sido de 1.3% (Fundesarrollo, 2007).

## 6. Comentarios finales

El presente trabajo muestra que en Colombia, durante el periodo considerado, la condición étnico-racial presentaba influencia sobre la probabilidad de obtener un empleo de cierta calidad. Este efecto se mantiene al desagregar las cinco áreas metropolitanas consideradas según la estructura del modelo, e indica que al autoreconocerse como un individuo afro con respecto a no hacerlo, disminuye la probabilidad de encontrarse en un empleo de mayor calidad y aumenta la probabilidad de encontrarse en uno de calidad menor. Este hecho puede representar un indicio de presencia de discriminación por raza.

De forma particular, los resultados de las estimaciones evidencian que para el primer trimestre de 2007-I, el ser un trabajador afro aumenta las probabilidades de encontrarse en un empleo de mala calidad en un 1,9% para Cali, en un 3,4% para Bogotá, en un 12,61% para Barranquilla, en un 1,8% para Cartagena y en un 3,8% para el total nacional. Estos valores resultan significativos y arrojan elementos a considerar cuando se considera la posible presencia de discriminación laboral étnico-racial en las principales ciudades de Colombia. En esa misma línea, el ser un trabajador de raza negra disminuye las probabilidades de acceder a empleos de alta calidad, siendo la reducción del orden de 1,8% para Cali, de 3,9% para Bogotá, de 6,3% para Barranquilla, de 5% para Cartagena, de 1,1% para Medellín y de 3,4% para el total de las 13 áreas metropolitanas.

Adicionalmente, se puede observar cómo la informalidad presenta un efecto negativo sobre la probabilidad de obtener empleos de alta y media alta calidad en las cinco ciudades principales y el total nacional, mientras que ocurre el efecto contrario sobre la probabilidad de encontrarse en un empleo de baja calidad. De igual forma, se encontró que pertenecer al género masculino, ser soltero, tener menor nivel educativo y pertenecer a grupos de edad menor tiene una incidencia positiva sobre la probabilidad de encontrarse en un empleo de baja calidad.

Respecto a la variable educación, se tiene un efecto marginal negativo sobre la probabilidad de encontrarse en empleos de menor calidad. Tal situación indica que los efectos de la educación son positivos desde el punto de vista del bienestar, y más porque aumenta las posibilidades de ingresar a una ocupación de alta calidad y se desalienta la ocupación de baja calidad. En ese sentido, según **Farné** (2008), el mercado laboral a nivel profesional en los últimos años presenta un diferencial importante entre los niveles de oferta y demanda. Lo anterior configura evidencia de una caída en los diferenciales salariales entre trabajadores calificados y no calificados, así como de una disminución en los retornos de la educación universitaria; mientras que los beneficios de la educación a nivel de posgrado siguen presentando crecimiento.

Los resultados obtenidos, tanto a partir de la estimación de los modelos como a través de las estadísticas descriptivas de la muestra para las cinco áreas metropolitanas consideradas y el total nacional, muestran que los afrocolombianos cuentan con menores dotaciones de capital humano en



promedio, lo que incide en sus posibilidades de ubicarse en los trabajos de mayor calidad. Esto se presenta, probablemente, debido a dificultades de los individuos afrodescendientes para acceder a las instancias de adquisición de capital humano que les permitirían sobrepasar las barreras de entrada a estos trabajos que, en general, exigen mayores calificaciones que los empleos de menor calidad. En ese mismo sentido, se observa también que al separar la muestra por raza, los afrocolombianos presentan las tasas más altas de informalidad, resultado que se encuentra asociado con las menores dotaciones de capital humano de este grupo poblacional; en la medida que autores como **García** (2009) establecen que el fenómeno de la informalidad en Colombia tiene una relación inversa con el nivel de educación de la población ocupada.

Ahora, si bien los resultados obtenidos a partir de este ejercicio resultan relevantes, es evidente que deben realizarse posteriores esfuerzos para develar los factores que fomentan la desigualdad de oportunidades laborales entre grupos raciales en las cinco ciudades estudiadas y en el ámbito nacional. El tema de los resultados diferenciales en términos del acceso a empleos de calidad adquiere importancia en los ámbitos académico, institucional y gubernamental, pues pone su foco de atención en factores a considerar al momento de diseñar políticas públicas con efecto sobre el mercado laboral. En esta línea de acción, es importante complementar el tema de la determinación de las variables que inciden sobre el acceso a empleos de calidad, con el de la cuantificación del efecto que tienen las características adquiridas y adscriptivas de los participantes en el mercado laboral. Resulta conveniente entonces sugerir que hacia estos aspectos deben dirigirse futuros esfuerzos investigativos y académicos. Igualmente, en una extensión de la presente investigación, sería muy relevante fortalecer los análisis alrededor de la calidad del empleo con la inclusión de nuevas variables más específicas, asociadas a la ocupación y el sector económico que permitan hacer visible el efecto de pertenecer a un sector económico u otro sobre las posibilidades reales del individuo para acceder a un empleo de calidad.

## Referencias

- Abramo, L. (2008). Trabajo, género y raza. *Nueva Sociedad*, (218), 87 – 106.
- Aigner, D. y Cain, G. (1977). Statistical theories of discrimination in labor markets. *Industrial and Labor Relations Review*, 3 (2), 175-187.
- Altonji, J. y Blank, R. (1999). Race and gender in the labor market. *Handbook of labor economics*, 2, 3143-3259.
- Ángel Urdinola, D y Wodon, Q. (2003). The gender wage Gap and poverty in Colombia. *Archivos de Economía*, (239):1 – 39.
- Arroyo, J., Pinzón, L., Mora, J., Gómez, D. & Cendales, A. (2016). Afrocolombianos, discriminación y segregación espacial de la calidad del empleo para Cali. *Cuadernos de Economía*, 35 (69), 237-266. En proceso de publicación.
- Arrow, K. (1971). The theory of discrimination. Number working paper 30A in Industrial relations section, 1-37.
- Arrow, K. (1998). What Has Economics to Say about Racial Discrimination? *The Journal of Economic Perspectives*, 12 (2), 91-100.
- Badel, A. y Peña, X. (2010). Decomposing the Gender Wage Gap with Sample Selection Adjustment: Evidence from Colombia. *Documento CEDE Universidad de los Andes*, (37), 1- 25.
- Baquero, J. (2001). Estimación de la discriminación salarial por género para los trabajadores asalariados urbanos de Colombia (1984-1999). *Borradores de Investigación Universidad del Rosario*, (13), 1-26.

- Becker, G. S. (1968). Crimen y castigo: un enfoque económico. En W. Breit & H. Hochman (Comps.), *Microeconomía*. Nueva Editorial Interamericana, 272-297.
- Becker, G. (1971). *The economics of discrimination*. The University of Chicago Press.
- Bernat, L. (2007). Análisis de género de las diferencias salariales en las siete principales áreas metropolitanas colombianas: ¿Evidencia de discriminación? *Cuadernos PNUD*, 65-78.
- Burger, R. y Jafta, R. (2006). Returns to race: Labour market discrimination in post-apartheid South Africa. *Stellenbosch Working Papers*, 1-41.
- Bustamante, C. y Arroyo, J. (2008). La raza como determinante del acceso a un empleo de calidad: Un estudio para Cali. *Ensayos sobre política económica*, 26 (57), 130-175.
- Cain, G. (1986). *The Economic Analysis of Labor Market Discrimination: A Survey*, volume 1 of *Handbook of Labor Economics*. Elsevier Science. Chapter 13, 693-781.
- Cameron, A. C. y Trivedi, P. K. (2005). *Microeconometrics: Methods and Applications*. New York, Cambridge University Press.
- Cárdenas, M. y Mejía, C. (2007). Informalidad en Colombia: nueva evidencia. Documento de Trabajo 35, Departamento Nacional de Planeación.
- Correa, J., V. C. y Z. V. (2010). Desigualdad étnico-racial en la distribución del ingreso en Colombia: Un análisis a partir de Regresión Cuantílica. *Revista Sociedad y Economía*, (19), 153 - 178.
- Díaz, Y. y Forero, G. (2006). Exclusión racial en las urbes de la Costa Caribe colombiana. *Serie Documentos IECC*, (25).
- Domínguez, M., Blancas, F., Guerrero, F., y González, M. (2011). Una revisión crítica para la construcción de indicadores sintéticos. *Revista de Métodos Cuantitativos para la Economía y la Empresa*, 41 - 70.
- Farne, S. y Vergara, C. (2008). A los profesionales colombianos en el siglo xxi: más estudian, más ganan? *Cuadernos de Trabajo del Observatorio del mercado de trabajo y la seguridad social 10*, Universidad Externado de Colombia.
- Farné, S. (2003). Estudio sobre la calidad del empleo en Colombia. *Boletín del Observatorio del Mercado de Trabajo y la Seguridad Social*.
- Fernández, M. (2006). Determinantes del diferencial salarial por género en Colombia, 1997-2003. *Revista Desarrollo y Sociedad*, (58), 165 - 208.
- Fundesarrollo (2007). *Boletín de coyuntura económica local: Primer trimestre de 2007*. Technical report, Cámara de Comercio de Barranquilla.
- Galvis, L. (2010). Diferenciales salariales por género y región en Colombia: Una aproximación con regresión por cuantiles. *Documentos de Trabajo Sobre Economía Regional*, (131), 1 - 59.
- García, G. A. (2009). Evolución de la informalidad laboral en Colombia: determinantes macro y efectos locales. *Archivos de Economía*, (360), 1-30.
- García, G. A. (2011). Racionamiento de empleo formal e informalidad. Evidencia para Colombia. Technical report, Universidad Autónoma de Barcelona.
- Heckman, J. (1998). Detecting Discrimination. *The Journal of Economic Perspectives*, 12 (2), 101-116.
- Hoyos, A., Ñ. H. y P. X. (2010). The Persistent Gender Earnings Gap in Colombia, 1994-2006. Documento CEDE Universidad, (16), 1-32.
- Infante, R. y Sunkel, G. (2004). Chile: trabajo decente y calidad de vida familiar, 1990-2000. Organización Internacional del Trabajo (OIT).

- Kofi, C. y Guryan, J. (2008). Prejudice and Wages: An Empirical Assessment of Becker's The Economics of Discrimination. *Journal of political economy*, 116 (5), 773-809.
- Lewis, W. A. (1954). Economic development with unlimited supplies of labour. *Manchester School of Economics and Social Studies*, (22), 139 - 191.
- McConnell, C. y Brue, S. (2003). *Economía laboral*. McGraw-Hill Interamericana de España.
- Meisenheimer, J. R. (1998). The Services Industry in the ÓGoodÕ versus ÓBadÕ Jobs Debate. *Monthly Labor Review*, 121 (2), 22-47.
- Mora, J. y Ulloa, M. (2011). Calidad del empleo en las principales ciudades colombianas y endogeneidad en la educación. *Revista de Economía Institucional*, 13 (25), 163 - 177.
- Ortiz, C y Uribe, J. (2007). Informalidad y Subempleo: Un Modelo Probit Bivariado aplicado al Valle del Cauca. *Archivos de Economía*, 1 - 32.
- Ortiz, C. H., J. I. Uribe & G. A. García. (2007). Segmentación de escala y segmentación regional en el mercado laboral urbano de Colombia (2000-2005). En: Carlos Zorro Sánchez (Comp.). (2007). *El desarrollo: perspectivas y dimensiones*. Aportes interdisciplinarios. CIDER, Universidad de los Andes, 227 - 258.
- Ortiz, C. H., J. I. Uribe & E. R. Badillo. (2009). Segmentación inter e intrarregional en el mercado laboral urbano de Colombia (2001-2006). *Documentos de Trabajo*. CIDSE, Universidad del Valle, (117).
- Phelps, E. (1972). The statistical theory of racism and sexism. *The American Economic Review*, 62 (4), 659-661.
- Pineda, J. (2010). Calidad del empleo e inequidades de género. *Biblioteca Digital Icesi*, 1 - 48.
- Portilla, D. A. (2003). Mercado laboral y discriminación racial: una aproximación para Cali. *Documento CEDE Universidad de los Andes*, (14), 1-59
- Posso, C. (2010). Calidad del empleo y segmentación laboral: un análisis para el mercado laboral colombiano 2001-2006. *Revista Desarrollo y Sociedad*, (65), 191 - 234.
- Quiñonez, M. & J. A. Rodríguez. (2011). Rendimiento de la educación en las regiones colombianas: un análisis usando la descomposición Oaxaca-Blinder. *Documentos de Trabajo*. CIDSE, Universidad del Valle, (128).
- Reinecke, G. y Valenzuela, M. (2000). La calidad del empleo: un enfoque de género. ¿Más y mejores empleos para las mujeres?: La experiencia de los países del Mercosur y Chile. *Oficina Internacional del Trabajo*.
- Rojas, C. (2008). Race determinants of wage gaps in Colombia. *Revista Economía del Caribe*, 2 (2), 31 - 65.
- Roldan, P. y Ospino, C. (2009). ¿ Quiénes terminan en la informalidad? Impacto de las características y el tiempo de búsqueda. *Revista de Economía del Caribe*, (4), 149 - 180.
- Romero, J. (2007). ¿Discriminación laboral o capital humano? Determinantes del ingreso laboral de los afrocartageneros. *Documentos de Trabajo Sobre Economía Regional*, (98).
- Rosenthal, N. H. (1989). More Than Wages at issue in job quality debate. *Monthly Labor Review*, 112 (12), 4 - 8.
- Santamaría, M. y Rojas, N. (2001). La participación laboral: Que ha pasado y que podemos esperar? *Archivos de Economía*, (146), 1 - 49.
- Tenjo, J. (1993). Cambios en las Diferencias Salariales Entre Hombres y Mujeres: 1976-1988. *Revista Planeación y Desarrollo*, (24), 117 - 134.
- Tenjo, J., R.R. y B.L. (2005). Evolución de las diferencias salariales por sexo en seis países de América Latina: Un intento de interpretación. *Documento CEDE Universidad de los Andes*, (2005-18), 1 - 59.

- Tenjo, J., y. H. P. (2009). Dos Ensayos sobre Discriminación: Discriminación salarial y discriminación en acceso al empleo por origen étnico y por género. Documentos de Economía Pontificia Universidad Javeriana, 1 – 57.
- Van Bastelaer, A. y Hussmann, R. (2000). Measurement of the quality of employment: introduction and overview. In presentado en Joint ECE-Eurostat- ILO Seminar on Measurement of the Quality of Employment.
- Vega, J. (2011). Raizales y continentales: un análisis del mercado laboral en la isla de San Andrés. Documentos de Trabajo Sobre Economía Regional, (146), 1- 49.
- Vélez, E. y Winter, C. (1993). Women's labor force participation and earnings in Colombia. Report of the Latin American and the Caribbean Technical Department 2, World Bank.
- Welch, F. (1990). The employment of black men. *Journal of labor Economics*, 8 (1), s26-s74.
- Williams, R. (2006). Generalized ordered logit/ partial proportional odds models for ordinal dependent variables. *The Stata Journal*, 6 (1), 58 – 82.

## Anexos

**Figura 17. Cali: modelo logit ordenado generalizado.**

Grupos	Alto		Medio Alto		Medio Bajo	
	Coficiente	Error estándar	Coficiente	Error estándar	Coficiente	Error estándar
Primaria	-0,4556943	0,04	--113419	0,03	--108187	0,02
Secundaria	--1294932	0,04	--1761756	0,03	--1961718	0,02
Superior	--2785228	0,04	--2739518	0,03	--2826422	0,02
18-24 años	--1910698	0,01	--2588595	0,04	--000001	0,01
25-35 años	--1920588	0,01	--2952454	0,04	--1575086	0,01
36-45 años	--1994428	0,01	--3296339	0,04	--1861114	0,01
46-54 años	--1993317	0,01	--3356191	0,04	--205568	0,01
55 años y más	--1992506	0,00	--3202449	0,04	--236537	0,01
Hombre	-0000000	0,00	-0000000	0,00	-0000000	0,00
Jefe Hogar	-0000000	0,00	-0000000	0,00	-0000000	0,00
Negro	-0000000	0,01	-0000000	0,00	-0000000	0,00
Casado	-0000000	0,00	-0000000	0,00	--000001	0,00
infnal	-1998263	0,01	-2019381	0,00	-2321479	0,00
Constante	-2231394	0,04	-4377133	0,04	-1620789	0,02
Number of obs	2851					
LR chi2(38)	1294946					
Prob > chi2	0,0000					
Pseudo R2	0,2084					
Log likelihood	-2459007					

Fuente: cálculos de los autores.

**Figura 18. Bogotá: modelo logit ordenado generalizado.**

Grupos	Alto		Medio Alto		Medio Bajo	
	Coefficiente	Error estándar	Coefficiente	Error estándar	Coefficiente	Error estándar
Primaria	0,5606913	0,01	0,2354324	0,01	-0,0949925	0,01
Secundaria	-0,3630460	0,01	-0,3246009	0,01	-0,5905399	0,01
Superior	-1894053	0,01	-1344563	0,01	-1583838,0	0,01
18-24 años	-1719087	0,00	-1443909	0,01	-1475669,0	0,01
25-35 años	-1821667	0,00	-1947007	0,01	-1985512,0	0,01
36-45 años	-1837368	0,00	-1995556	0,01	-1964057,0	0,01
46-54 años	-1855332	0,00	-199715	0,01	-19099,0	0,01
55 años y más	-1840246	0,01	-1823207	0,02	-2249454,0	0,01
Hombre	0,0198329	0,00	-0,0473830	0,00	0,0310041	0,00
Jefe Hogar	-0,3389057	0,00	-0,2820162	0,00	-0,1459052	0,00
Negro	0,3268941	0,01	0,4001137	0,01	0,2253580	0,01
Casado	-0,1904964	0,00	-0,3150684	0,00	-0,3352374	0,00
infonnal	1570055	0,00	1959137	0,00	2266714,0	0,00
Constante	201537	0,01	1892058	0,02	0,5808647	0,01
Ntutiber of obs	2988					
LR chi2(38)	3952541					
Prob > chi2	0,0000					
Pseudo R2	0,1905					
Log likellhood	-8396175					

Fuente: cálculos de los autores.

**Figura 19. Barranquilla: modelo logit ordenado generalizado.**

Grupos	Alto		Medio Alto		Medio Bajo	
	Coefficiente	Error estándar	Coefficiente	Error estándar	Coefficiente	Error estándar
Primaria	-0,3788139	0,06	-0,2187365	0,02	--0,585859	0,02
Secundaria	-1343417,0	0,06	-1195786,0	0,02	--1477734	0,02
Superior	-2758803,0	0,06	-1953423,0	0,02	--2316628	0,02
18-24 años	-2012392,0	0,02	0,4897521	0,03	--0,036633	0,02
25-35 años	-2086291,0	0,01	-0,3211264	0,03	--0,423452	0,02
36-45 años	-2136177,0	0,01	-0,4831665	0,03	--0,606020	0,02
46-54 años	-2131963,0	0,01	-0,4674746	0,03	--0,567869	0,02
55 años y Más	-2138343,0	0,00	-0,7008271	0,03	--1108875	0,02
Hombre	0,2192976	0,01	0,1003642	0,01	-0,246907	0,01
Jefe Hogar	-0,4032222	0,01	-0,1861357	0,01	--0,341021	0,01
Negro	0,8805564	0,04	0,5162343	0,02	-0,856599	0,02
Casado	-0,0288245	0,01	-0,0764857	0,01	--0,281462	0,01
htfonnal	1908048,0	0,01	2074056,0	0,01	-2296851	0,01
Constante	2415409,0	0,06	1371504,0	0,04	-0,631903	0,03
Number of obs	2185					
LR chi2(38)	617842					
Prob > chi2	0,00000					
Pseudo R2	0,2208					
Log likelihood	-1089891					

Fuente: cálculos de los autores.

**Figura 20. Cartagena: modelo logit ordenado generalizado.**

Grupos	Alto		Medio Alto		Medio Bajo	
	Coefficientes	Error estándar	Coefficientes	Error estándar	Coefficientes	Error estándar
Primaria	--7323077	3220325,00	0,2571380	0,03	-0,4473432	0,02
Secundaria	--8504322	3220269,00	-0,7870652	0,03	-1234935,0	0,02
Superior	--1002468	322027,00	-1553558	0,03	-1701313,0	0,02
18-24 años	-0000000	0,04	-0,0979706	0,03	0,0008197	0,03
25-35 años	-0000000	0,03	-0,4626704	0,03	-0,4626704	0,03
36-45 años	--0000001	0,03	-0,5664953	0,03	-0,6139202	0,03
46-54 años	--1143145	0,03	-0,6683205	0,03	-0,7108764	0,03
55 años y más	--0000001	0,04	-0,3331722	0,03	-0,8559565	0,03
Hombre	-0000000	0,01	0,0835561	0,01	0,2849526	0,01
Jefe Hogar	-0000000	0,01	-0,2726803	0,01	-0,0998065	0,01
Negro	-0000001	0,01	0,2692744	0,01	0,1183398	0,01
Casado	-0000000	0,01	-0,1392113	0,01	-0,3134050	0,01
Infonanal	-2014172	0,01	2230063	0,01	271543,0	0,01
Constante	-1091173	3220437,00	0,8633100	0,05	-0,2682123	0,04
Ntunber of obs	2129					
LR chi2(38)	392373					
Prob > chi2	0,000000					
Pseudo R2	0,2387					
Log likelihood	625792					

Fuente: cálculos de los autores.

**Figura 21. Medellín: modelo logit ordenado generalizado.**

Grupos	Alto		Medio Alto		Medio Bajo	
	Coefficientes	Error estándar	Coefficientes	Error estándar	Coefficientes	Error estándar
Primaria	--1124787	0,04	-0,5677415	0,01	-0,6904341	0,01
Secundaria	--1981959	0,04	-1139627,0	0,01	-1472902,0	0,01
Superior	--3593995	0,04	-1900502,0	0,01	-2104199,0	0,01
18-24 años	--1850341		-102758,0	0,02	-1253431,0	0,02
25-35 años	--1926145	0,01	-1879817,0	0,02	-2097659,0	0,02
36-45 años	--1967928	0,01	-1915651,0	0,02	-206894,0	0,02
46-54 años	--1988507	0,01	-1993525,0	0,02	-2194914,0	0,02
55 años y más	--1933093	0,01	-1504238,0	0,02	-2147678,0	0,02
Hombre	--0000000,0452044	0,00	-0,0202528	0,00	0,3540734	0,00
Jefe Hogar	--0000000,1691253	0,00	-0,2009678	0,00	-0,1081287	0,00
Negro	-0000000,0918003	0,01	0,1988285	0,01	0,0185877	0,01
Casado	--0000000,1007556	0,00	0,0353370	0,00	-0,3997501	0,00
Infonanal	-1464316	0,00	166607,0	0,00	2280454,0	0,00
Constante	-2280015	0,134	2243093,0	0,03	0,8254247	0,02
Number of obs	2818					
LR chi2(38)	1224512					
Prob > chi2	0,000000					
Pseudo R2	0,1796					
Log likelihood	2796886					

Fuente: cálculos de los autores.

**Figura 22. Colombia: modelo logit ordenado generalizado.**

Grupos	Alto		Medio Alto		Medio Bajo	
	Coficiente	Error estándar	Coficiente	Error estándar	Coficiente	Error estándar
Primaria	-0,1591979	0,01	-0,4071994	0,01	-0,6270969	0,00
Secundaria	-1148586,0	0,01	-1126017,0	0,01	-1353192,0	0,00
Superior	-2622901,0	0,01	-2026116,0	0,01	-2196238,0	0,00
18-24 años	-2400785,0	0,04	-1332626,0	0,01	-1117126,0	0,01
25-35 años	-3175979,0	0,04	-1903798,0	0,01	-1716092,0	0,01
36-45 años	-3511038,0	0,04	-2035857,0	0,01	-179039,0	0,01
46-54 años	-3695846,0	0,04	-2092602,0	0,01	-1856485,0	0,01
55 años y Más	-3524591,0	0,04	-1882626,0	0,01	-2078837,0	0,01
Hombre	0,0421046	0,00	-0,0138504	0,00	0,1194279	0,00
Jefe Hogar	-0,3202322	0,00	-0,2341168	0,00	-0,1355489	0,00
Negro	0,3199313	0,00	0,3368880	0,00	0,2440008	0,00
Casado	-0,1350316	0,00	-0,1483785	0,00	0,2659678	0,00
informal	1711651,0	0,00	1952367,0	0,00	2290821,0	0,00
Constante	5952483,0	0,04	2597266,0	0,01	1063682,0	0,01
Number of obs	29510					
LR chi2(38)	9902810					
Prob > chi2	10,000000					
Pseudo R2	0,1947					
Log likelihood	-20482139					

Fuente: cálculos de los autores.

**Figura 23. Resultados del Test de Hausman del modelo normal.**

Calidad Empleo	Alta			Media Alta			Media Baja		
	Coef.	Z	P>Z [95%]	Coef.	Z	P>Z [95%]	Coef.	Z	P>Z [95%]
Hombre	0,0421046	0,0392503	0,000	-0,0138504	-0,0162661	0,000	0,1194279	0,1169204	0,000
Primaria	-0,1591979	-0,1812295	0,000	-0,4071994	-0,4190026	0,000	-0,6270969	-0,6360445	0,000
Bachillerato	-1148586,0	-1170173,0	0,000	-1126017,0	-1137655,0	0,000	-1353192,0	-1362074,0	0,000
Superior	-2622901,0	-2644487,0	0,000	-2026116,0	-2037875,0	0,000	-2196238,0	-2205544,0	0,000
18-24 años	-2400786,0	-2480847,0	0,000	-1332626,0	-1350165,0	0,000	-1117126,0	-1128576,0	0,000
25-35 años	-317598,0	-3255989,0	0,000	-1903798,0	-1921273,0	0,000	-1716092,0	-1727485,0	0,000
36-45 años	-351104,0	-3591067,0	0,000	-2035857,0	-20534,0	0,000	-179039,0	-1801881,0	0,000
46-54 años	-3695847,0	-3775898,0	0,000	-2092602,0	-2110236,0	0,000	-1856485,0	-1868111,0	0,000
55 años y más	-3524593,0	-3604744,0	0,000	-1882626,0	-1900542,0	0,000	-2078837,0	-2090764,0	0,000
Jefe Hogar	-0,3202322	-0,3232081	0,000	-0,2341168	-0,2366665	0,000	-0,1355489	-0,1381987	0,000
Negro	0,3199313	0,3134622	0,000	0,3368880	0,3319439	0,000	0,2440008	0,2391314	0,000
Casado	-0,1350316	-0,1377670	0,000	-0,1483785	-0,1507226	0,000	-0,3191548	-0,3215955	0,000
Informal	1711651,0	1708216,0	0,000	1952367,0	1949989,0	0,000	2290821,0	2288004,0	0,000
Constante	5952484,0	5869822,0	0,000	2597266,0	2576416,0	0,000	1063682,0	1049309,0	0,000

Fuente: cálculos de los autores.



**Figura 24. Resultados del Test de Hausman del modelo restringido.**

Calidad Empleo	Alta				Media Alta				Media Baja			
	(b) Partial	(B) Total	(b-B) Difference	sqrt (diag (Vb-VB)) S.E.	(b) Partial	(B) Total	(b-B) Difference	sqrt (diag (Vb-VB)) S.E.	(b) Partial	(B) Total	(b-B) Difference	sqrt (diag (Vb-VB)) S.E.
Hombre	0,0421	,04210	-1,E-11	4,E-08	-0,0138	-0,0138	-5,90E-11	3,1e-08	0	0	-6,E-11	2,E-08
Primaria	-0,159	-0,159,	-5,1E-10	7E-07	-0,4071	-0,4071	9,60E-11		--,6270	--,6270	1,2E-10	
Bachillerato	-1,1e06	-1,1e06	-5,E-11	7E-07	-1,1e06	-1,1e06	2,6E-10		-1,3e06	-1,3e06	1,6E-10	
Superior	-2,6e06	-2,6e06	5,9e-11	7E-07	-2,0e06	-2,E+06	4,2E-10		-2,1 e06	-2,1e06	7,E-11	
18-24 años	-2,4e06	-2,4e06	-1,3e-06	0,00004	-1,3e06	-1,E+06	6,3e-10	6,1e-07	-1,1e06	-1,1e06	2E-10	2,E-07
25-35 años	-3,1e05	-3,E+06	-1,3e-06	.00004	-1,9e06	-1,9e06	7,3e-10	6,1e-07	-1,7e06	-1,7e06	2,6E-10	2,E-07
36-45 años	-3,5e05	-3,5e06	-1,3e-06	.00004	-2,0e06	-2,0e06	7,6e-10	6,1e-07	-1,7e05	-1,7e05	2,3E-10	2,E-07
46-54 años	-3,6e06	-3,6e06	-1,3e-06	0,00004	-2,0e06	-2,0e06	8,2e-10	6,1e-07	-1,8e06	-1,8e06	2,4E-10	2,E-07
55 años y +	-3,5e06	-3,5e06	-1,3e-06	0,00004	-1,8e06	-1,8e06	8,6e-10	6,1e-07	-2,0e06	-2,0e06	3,4E-10	2,E-07
lefe Hogar	-0,3202	-0,3202	-3,E-11	3,E-08	-0,23410	-0,23410	1,0e-11	3,4e-08	-0,1355	-0,1355	3,E-11	3,E-08
Negro	0,3199	0,3199	2,E-12	7E-08	0,33680	0,33680	9,2e-12	7,6e-08	,2440	,2440	6,E-12	4,E-08
Casado	--,1350	--,1350	-5,E-11	2,E-08	-0,14837	-0,14830	6,8e-11	2,7e-08	-0,3191	-0,3191	5,E-11	2,E-08
Informal	1,71e06	1,71e06	-3E-10	1,E-08	1,95e06	1,95e06	-3,1e-10	3,0e-08	2,2e06	2,2e06	-2,1E-10	5,E-08
Constante	5,95e06	5,95e06	1,E-06	0,00004	2,59e06	2,59e06	-1,0e-09	5,9e-07	1,06e06	1,06e06	-3,4E-10	1,E-07

Fuente: cálculos de los autores.

**Figura 25. Resultados del Test de Brant.**

Brant Test of Parallel Regression Assumption			
Variable	chi2	p>chi2	df
All	553.47	0.000	26
Primaria	3.40	0.183	2
Secundaria	2.20	0.333	2
Superior	8.26	0.016	2
Entre_18_24	4.77	0.092	2
Entre_25_35	5.84	0.054	2
Entre_36_45	7.32	0.026	2
Entre_46_54	7.49	0.024	2
Mayores_55	3.87	0.144	2
bsexo	23.60	0.000	2
bjefe	11.56	0.003	2
bnegro	0.87	0.648	2
bcasado	34.93	0.000	2
binfor	106.13	0.000	2

A significant test statistic provides evidence that the parallel regression assumption has been violated.

Fuente: cálculos de los autores.

**Tabla 2: Valores t y p de la prueba de medias independientes: caso Colombia.**

Variable	Mala		Media Inferior		Media Superior		Buena	
	Valor t	Valor p	Valor t	Valor p	Valor t	Valor p	Valor t	Valor p
Sexo	1022.66	0.0000	-1061.72	0.0000	40.87	0.0000	-24.77	0.0000
Jefe de hogar	-1395.32	0.0000	115.90	0.0000	34.80	0.0000	4.86	0.0000
Casado	580.43	0.0000	-174.89	0.0000	-4.78	0.0000	-8.60	0.0000
Grupo de edad								
18 a 24 años	2108.12	0.0000	1500.50	0.0000	152.10	0.0000	264.48	0.0000
25 a 35 años	2017.45	0.0000	1713.53	0.0000	586.95	0.0000	-1367.56	0.0000
36 a 45 años	1812.86	0.0000	1985.69	0.0000	455.18	0.0000	-900.24	0.0000
46 a 54 años	1492.05	0.0000	2354.95	0.0000	1041.54	0.0000	-345.69	0.0000
55 y más	1241.81	0.0000	2311.12	0.0000	112.67	0.0000	-190.84	0.0000
Nivel educativo								
Primaria	270.58	0.0000	-101.48	0.0000	48.08	0.0000	-55.24	0.0000
Secundaria	348.95	0.0000	214.36	0.0000	3.04	0.0024	-15.86	0.0000
Superior	-667.81	0.0000	-70.94	0.0000	16.59	0.0000	-13.98	0.0000
Raza Negra	823.71	0.0000	-1647.17	0.0000	23.28	0.0000	-7.23	0.0000
Informal	-868.99	0.0000	-585.29	0.0000	5.33	0.0000	-0.24	0.8137

Fuente: cálculos propios.

**Tabla 3. Cali: Coeficientes estimados y errores estándar, 2007.**

Variable	Baja Calidad		Media Baja		Media Alta	
	Coef.	Err.E.	Coef.	Err.E.	Coef.	Err.E.
Sexo	0.0104	0.0057	0.1746	0.0060	0.0135	0.0077
Jefe Hogar	-0.1019	0.0061	0.0647	0.0063	0.3738	0.0080
Casado	0.6215	0.0056	0.2252	0.0057	0.2532	0.0073
<b>Grupos de Edad</b>						
De 18 a 24 años	1.0700	0.0259	2.3230	0.0625	2.7687	0.3759
De 25 a 35 años	1.8369	0.0257	2.9138	0.0623	1.8221	0.1483
De 36 a 45 años	2.2322	0.0260	3.2506	0.0625	2.3381	0.2323
De 46 a 54 años	2.4656	0.0264	3.4158	0.0626	3.7189	0.2921
De 55 y más	2.8395	0.0269	3.3792	0.0630	3.9311	0.2095
<b>Nivel Educativo</b>						
Primaria	1.4391	0.0273	1.2657	0.0473	0.2508	0.0724
Bachillerato	2.5803	0.0273	2.2723	0.0470	1.5425	0.0710
Superior	3.3926	0.0283	3.2841	0.0472	3.3669	0.0709
Raza Negra	-0.2938	0.0055	-0.2938	0.0055	-0.2938	0.0055
Informal	-2.2805	0.0064	-2.0096	0.0058	-1.8004	0.0088
Constante	-2.7480	0.0373	-5.1574	0.0779	-21.7299	0.3141

Categoría base: alta calidad.

Fuente: cálculos propios.

---

**EL EFECTO DE LA GERENCIA PRIVADA  
DE ESCUELAS PÚBLICAS EN EL  
DESEMPEÑO ESTUDIANTIL EN LA  
EDUCACIÓN MEDIA EN COLOMBIA**

**The Effect of Private  
Management of Public Schools  
on Student Achievement  
in Bogotá, Colombia**

Ángela Rocío López Sánchez  
Andrés Felipe Virgüez Clavijo  
Jaime Andrés Sarmiento Espinel  
Adriana Carolina Silva Arias

---

Research Article

## EL EFECTO DE LA GERENCIA PRIVADA DE ESCUELAS PÚBLICAS EN EL DESEMPEÑO ESTUDIANTIL EN LA EDUCACIÓN MEDIA EN COLOMBIA<sup>1</sup>

### The Effect of Private Management of Public Schools on Student Achievement in Bogotá, Colombia

Ángela Rocío López Sánchez\*

Andrés Felipe Virgüez Clavijo\*\*

Jaime Andrés Sarmiento Espinel\*\*\*

Adriana Carolina Silva Arias\*\*\*\*

#### Resumen

Luego de 15 años de ofrecer colegios operados por privados como una opción alternativa de educación pública en Bogotá, Colombia, actualmente se discute sobre la conveniencia de mantener este modelo de gestión. Mediante el emparejamiento por puntaje de propensión, se estimó la diferencia en el efecto promedio de los resultados del Saber 11° al terminar en un colegio en concesión en 2013. En promedio, en una muestra de 251 colegios, un estudiante concesionado se ubicaría hasta 57 puestos mejor que su par de un colegio público tradicional. Así, se evidencia que este modelo educativo influye positivamente sobre el logro académico, al tiempo que atenúa los efectos negativos de contextos socioeconómicos vulnerables.

#### Abstract

During the last 15 years, the public school system in Bogotá, Colombia has maintained a concession system in which 25 schools are managed privately with exemptions to many of the rules required in the traditional schools. This study uses the propensity score matching technique to examine whether students in the privately-managed schools have better scores on the Saber 11° examinations

**Palabras clave:** Colegios en concesión, educación media, desempeño académico, puntaje de propensión.

**Key words:** Concession schools, secondary education, education achievement, propensity score.

**JEL CODE:** I21, I22, I28.

**Received:** 04/05/2015

**Accepted:** 27/10/2015

**Published:** 01/12/2015

\* Universidad Militar Nueva Granada, Bogotá, Colombia.  
Correo electrónico: [gesma@unimilitar.edu.co](mailto:gesma@unimilitar.edu.co)

\*\* Universidad Militar Nueva Granada, Bogotá, Colombia.  
Correo electrónico:  
[tmp.andres.virguez@unimilitar.edu.co](mailto:tmp.andres.virguez@unimilitar.edu.co)

\*\*\* Universidad Militar Nueva Granada, Bogotá, Colombia.  
Correo electrónico:  
[jaime.sarmiento@unimilitar.edu.co](mailto:jaime.sarmiento@unimilitar.edu.co)

\*\*\*\* Universidad Militar Nueva Granada, Bogotá, Colombia. Correo electrónico:  
[adriana.silva@unimilitar.edu.co](mailto:adriana.silva@unimilitar.edu.co)

1 Artículo de investigación resultado del proyecto de investigación INV ECO -1656: "Desigualdad de oportunidades en el logro educativo en Colombia: Evolución del desempeño en las pruebas Saber 11° y Saber Pro" desarrollado por el Grupo de Estudios Macroeconómicos - GESMA (clasificado en C por Colciencias) y cofinanciado por la Vicerrectoría de Investigaciones de la Universidad Militar Nueva Granada, vigencia 2014. Esta investigación recibió apoyo del Instituto Colombiano para la Evaluación de la Educación - ICFES. Las opiniones, tesis y argumentos expresados son de propiedad exclusiva de los autores y no representan el punto de vista de estas instituciones.

taken upon completion of secondary school. The results for 251 schools indicates that students with comparable socioeconomic characteristics score considerably better on these tests in the privately-managed schools than in the traditional public schools. Thus, there is evidence that the privately-managed public schools are a cost-effective alternative to the traditional public school.

## 1. Introducción

En los últimos años se han convenido diferentes acuerdos público-privados en algunos países tanto en vía de desarrollo como desarrollados, a modo de herramienta de política pública en el ámbito educativo. Dichos acuerdos buscan incrementar la oferta, la calidad de capital humano y la eficiencia de la educación pública en los diferentes territorios. De igual forma, sus términos y características difieren según el contexto social, económico y de acuerdo a las necesidades de cada país, en el que el sector privado actúa ya sea como agente financiador de la educación o como proveedor de la misma (Patrinos & Sosale, 2007).

El modelo de colegios en concesión fue implementado en Bogotá en el año 1999. Luego de la asignación por medio de una licitación pública, 9 entidades privadas con experiencia educativa han administrado y proveído educación en 25 colegios públicos construidos y dotados por la administración distrital. La operación privada del colegio es por 15 años y su continuidad está supeditada al buen desempeño académico de los estudiantes (un desempeño por encima del promedio nacional en las pruebas estandarizadas Saber 11°). Esta condición se le impone a los concesionarios, puesto que a diferencia de los colegios públicos tradicionales, están obligados anualmente a rendir cuentas a la Secretaría de Educación del Distrito (Barrera, 2006).

Durante los años de operación de esta modalidad de educación pública, se realizaron algunas evaluaciones al programa enfocadas a analizar el ambiente institucional, la preparación docente, el desempeño académico de sus estudiantes y las tasas de deserción escolar, que en general han mostrado buenos resultados para el modelo educativo en concesión. Sin embargo, autores como Bonilla (2010) argumentan que estas evaluaciones fueron tempranas y no captan el efecto real de los concesionados, pues en el periodo de análisis los estudiantes cursaron la mayor parte de su educación media en colegios públicos tradicionales.

En ese sentido, luego de 15 años de su implementación, este documento pretende analizar el efecto del modelo de colegios en concesión sobre el puntaje de los estudiantes de educación pública en los ocho componentes evaluados en la prueba Saber 11° para el año 2013. Mediante el método de emparejamiento de puntajes de propensión (PSM—Propensity Score Matching) se seleccionó un grupo de estudiantes de colegios públicos tradicionales más semejante a los estudiantes de colegios en concesión, para luego estimar si existe una diferencia significativa en el rendimiento académico promedio entre los dos tipos de educación pública para Bogotá.

Este estudio encuentra evidencia que en promedio, en una muestra de 251 colegios, un estudiante concesionado se ubicaría hasta 57 puestos mejor que su par de un colegio público tradicional. Así, se evidencia que este modelo educativo influye positivamente sobre el logro académico, al tiempo que atenúa los efectos negativos de contextos socioeconómicos vulnerables.

En particular, el aporte diferenciado con respecto a los trabajos de Bonilla (2010) y Barrera (2006) es que, como los datos de esta investigación corresponden a información de 15 años después de que entró en vigencia el modelo de colegios en concesión, podría captar a estudiantes que hayan cursado

su educación básica y media en estos colegios, y no solo aquellos que como máximo pudieron estudiar solamente la educación media.

Además, a diferencia de **Bonilla** (2010) y **Barrera** (2006), se consideran más de dos áreas de conocimiento, examinando los resultados en ocho áreas de conocimiento. Asimismo, a diferencia de **Bonilla** (2010), el grupo de comparación de los estudiantes de colegios concesionados se realizará con el más similar de los colegios públicos tradicionales en los observables, tratando de minimizar el sesgo de selección tal y como lo plantea **Barrera** (2006).

Este artículo pretende contribuir al debate coyuntural en torno a la continuidad o no de este programa de educación pública y brinda herramientas de análisis sobre las posibles consecuencias que tendría la terminación de este modelo educativo sobre el logro académico de los estudiantes.

Después de esta introducción, este artículo se organiza como sigue. Primero se realiza una revisión sobre los factores que intervienen en el desempeño académico de los estudiantes, contrastándolos con algunas evaluaciones previas del programa educativo de colegios en concesión. Después se presentan algunos aspectos importantes del manejo de los colegios en concesión en Bogotá. Seguidamente, se describe la estrategia empírica y los datos utilizados en el documento. La quinta sección presenta los resultados. Finalmente, se concluye el documento con los comentarios finales.

## 2. Revisión de la Literatura

Uno de los temas frecuentemente analizados en la literatura de la economía de la educación es determinar qué factores inciden sobre el logro académico de un estudiante. Algunos trabajos resaltan la influencia de dos grupos de variables sobre el rendimiento estudiantil, aquellas relativas a las características predeterminadas del estudiante y las relacionadas con las características de la institución educativa donde asiste (**Barrera**, 2006; **Barrera, Maldonado, & Rodríguez**, 2012; **Figlio & Lucas**, 2004; **Gaviria & Barrientos**, 2001; **Hanushek & Wößmann**, 2011; **Rumberger & Palardy**, 2005).

Autores como **Hanushek & Wößmann** (2011) argumentan que dentro de las características del estudiante que pueden llegar a determinar su logro educativo (medido mediante el desempeño en una prueba de conocimientos específica), se encuentra la edad, sexo y desempeño en niveles anteriores de educación, así como su contexto familiar tal como el estatus socioeconómico del hogar, nivel educativo y ocupación de sus padres. Al respecto, distintos estudios concuerdan en que las diferencias en el logro de los estudiantes, expresadas como una función de su contexto individual y familiar, representa un indicador de igualdad de oportunidades en el logro educativo de los individuos (**Hanushek & Wößmann**, 2011; **Roemer**, 1998, 2002). Adicionalmente, la estimación de la proporción del logro académico explicada por el contexto del alumno provee un indicador de la movilidad social intergeneracional en una sociedad (**Schütz, Ursprung & Wößmann**, 2008).

En este sentido, algunos estudios han calculado la proporción de desigualdad de oportunidades atribuidas al contexto del estudiante con base a su desempeño en pruebas estandarizadas. **Schütz et al.** (2008) analizaron esta proporción, desarrollando un análisis multivariado de los resultados en la prueba TIMSS de 1995 y 1999 de 54 países. Del estudio concluyen que el estatus económico del hogar del estudiante es un factor altamente diferenciador de su desempeño académico, y en general el porcentaje de influencia de las características individuales y familiares en los resultados osciló entre el 9% y el 29%. En el caso de Colombia, **Gamboa** (2012) calculó con base en las pruebas Saber 11° (2000



y 2008) y PISA (2006 y 2009), la desigualdad en el logro educativo en todo el territorio colombiano, encontrando que el desempeño de los estudiantes en las pruebas estuvo determinado en un 23% por su contexto individual y familiar.

Con respecto al segundo grupo de variables que la literatura económica señala como determinantes del logro académico, se encuentran las características relativas a la institución educativa. Al respecto, **Hanushek y Wößmann** (2011) señalan dos grupos de factores institucionales que influyen sobre el desempeño académico de los estudiantes; i) aquellos que conforman los recursos de la institución, que incluyen el gasto por estudiante, el tamaño de la clase, la disponibilidad de materiales educativos y las características del personal docente, y ii) las características institucionales diferentes a sus recursos. Estas últimas enmarcan el sector de ubicación del colegio, clima escolar, diferentes dimensiones de autonomía del plantel educativo, la competencia y la participación privada, el seguimiento de la escuela y la rendición de cuentas del personal educativo.

La evidencia empírica internacional sugiere que el papel de la institución es fundamental, pero no en términos de los recursos tradicionales (**Hanushek & Wößmann**, 2011). Por ejemplo, algunos autores señalan que la influencia del tamaño de la clase o el gasto por estudiante solo es significativo en sistemas educativos con baja calidad del personal docente (**Jakubowski & Sakowski**, 2006; **Wößmann & West**, 2006). De esta forma, el impacto de las instituciones en el desempeño académico es debido a variables como la calidad docente y la estructura institucional que determinan sus incentivos. Así, trabajos como el de **Bishop** (2004) y **Eyzaguirre** (2002) plantean que los sistemas educativos que obtienen mejores resultados académicos, presentan ciertas estructuras de rendición de cuentas en las que destacan la evaluación de la institución vía pruebas estandarizadas externas (como en Colombia el Saber 11°), o aquellas instituciones que presentan autonomía en la contratación docente (siempre y cuando tengan un presupuesto asignado) y en la escogencia de modelos pedagógicos, siempre y cuando se vean obligadas a rendir cuentas a otra entidad (**Fuchs & Wößmann**, 2007; **Schultz, West & Wößmann**, 2007).

De la misma manera, fueron estudiadas las diferencias en el desempeño académico entre instituciones privadas y públicas. Algunos estudios, como el de **Fuchs y Wößmann** (2007) con base a los resultados de las pruebas PISA-2000, encuentran que los estudiantes de colegios con administración privada tienden a desempeñarse mejor que sus pares de colegios con administración pública, para los 46 países analizados. Adicionalmente, se ha encontrado evidencia de que las instituciones con administración privada se desempeñan más eficientemente y mejor académicamente, incluso si las mismas son financiadas con recursos públicos (**Toma**, 2005).

En Colombia, se encontró evidencia de que el efecto del tipo de institución educativa sobre el desempeño del estudiante es un factor de especial relevancia (**Gamboa**, 2012; **Gamboa & Londoño**, 2014; **Gaviria & Barrientos**, 2001; **Iregui, Melo & Ramos**, 2007), debido a las características propias de las instituciones privadas, que en general presentan una mayor autonomía y sobre todo albergan estudiantes en condiciones más favorables que las instituciones públicas. En el caso del estudio de **Gamboa** (2012), la asistencia a un colegio público o privado resultó ser el factor más relevante para explicar la desigualdad en el logro educativo para la muestra utilizada. No obstante, en el país son escasos los estudios dedicados a estudiar el efecto en el logro educativo de los diferentes tipos de colegios públicos presentes en la actualidad, los concesionados y los públicos tradicionales.



Dentro de la literatura existen algunas evaluaciones empíricas del modelo educativo concesionado. Una de las primeras fue la desarrollada por **Sarmiento, Alonso, Duncan y Garzón** (2005) con el objeto de establecer las diferencias en gestión entre las instituciones públicas tradicionales y las concesionadas. A través de encuestas realizadas a 22 colegios concesionados y 11 colegios públicos tradicionales, fue evaluado el modelo concesionado en términos de autonomía en el recurso docente, propuestas pedagógicas y educativas, gestión administrativa y manejo de los recursos, ambiente escolar, tasas de deserción y desempeño académico. Dentro de los resultados, el estudio encuentra evidencia que el modelo educativo por concesión presenta mayor autonomía en el manejo del personal docente y de los recursos, un mejor clima escolar y está más expuesto a la supervisión por parte de la SED. Resultados que, siguiendo la literatura internacional, deberían conducir en el largo plazo a efectos positivos en el logro educativo de los estudiantes (**Hanushek & Wößmann**, 2011).

Una segunda evaluación empírica del modelo fue desarrollada por **Barrera** (2006), quien por medio de un análisis de efecto tratamiento mediante el emparejamiento de puntajes de propensión, concluye que los colegios por concesión presentan una menor tasa de deserción que los colegios tradicionales. Asimismo, el autor encuentra que en promedio los estudiantes de colegios concesionados tuvieron un desempeño superior entre 1 y 2 puntos en las pruebas Saber 11° de 2003 en los componentes de lenguaje y matemáticas, comparados con los estudiantes de colegios públicos tradicionales con similares características.

Por otro lado, **Bonilla** (2010) resalta que los resultados de evaluaciones anteriores del programa de colegios en concesión pueden ser problemáticos, debido a que el periodo de exposición de un estudiante público al colegio en concesión es relativamente corto y no captan el efecto real de los colegios concesionados en la educación media. En su trabajo, Bonilla propone una evaluación del logro educativo de los estudiantes con base a una metodología de variables instrumentales, utilizando la distancia al colegio en concesión más cercano como variable instrumental de la asistencia a un establecimiento de este tipo. Utilizando la prueba Saber 11° del 2008, se encontró que el modelo de colegios concesionados fomentó el aprendizaje de sus estudiantes y que, comparados con otros programas incluidos los subsidios a la demanda o “vouchers”, mostraron mejores resultados.

### 3. Aspectos importantes de los colegios en concesión

Si bien los colegios en concesión hacen parte del sistema de educación pública de la ciudad de Bogotá, presentan algunas particularidades. En primera instancia, los concesionados presentan una mayor libertad en la administración de los recursos. En promedio, el 55% del subsidio por estudiante (otorgado por el Estado) es destinado al recurso humano (planta docente), asignación ostensiblemente menor al 90% destinado a este rubro en los planteles públicos tradicionales, liberando el 30% para un soporte nutricional y un 5% para materiales educativos (**Pessoa**, 2008). Igualmente, estas instituciones son libres de escoger el modelo pedagógico a implementar y tienen autonomía en la contratación docente.

En cuanto al procedimiento para atender la demanda educativa, de acuerdo a lo estipulado por la **Secretaría de Educación Distrital** (1999, 2003), los colegios concesionados se rigen por los mismos criterios de asignación de cupos escolares de los otros colegios públicos tradicionales. Dentro de los criterios de asignación, se prioriza la continuidad de los estudiantes antiguos, incluyendo los repitentes; en el caso de los colegios en concesión siempre que el contrato siga vigente.

Con respecto a los cupos para alumnos nuevos, se asignan de acuerdo a las solicitudes de los padres de familia o acudientes registradas en el formulario gratuito de inscripción. De esta forma, es posible registrar en su orden de preferencia hasta cuatro opciones de colegios. En el caso de no existir cupo en los establecimientos educativos solicitados en el formulario de inscripción, se realiza la asignación donde exista disponibilidad, procurando que corresponda a la ubicación más cercana posible al lugar de residencia reportado.

Por otro lado, las solicitudes de traslado son tramitadas únicamente cuando el motivo de la solicitud se debe al cambio de residencia y el nuevo domicilio está ubicado a más de veinte cuadras del plantel de origen, para reubicar a los hermanos en una misma institución, y por motivos de fuerza mayor calificada por el gerente del Centro de Administración Distrital de Educación Local (CADEL) de origen.

En todo caso, los principios que orientan la asignación de cupos escolares dan preferencia a niños y jóvenes en edad escolar que provienen de los estratos uno y dos y, en particular, a los clasificados en los niveles uno y dos del SISBEN (SED—Secretaría de Educación Distrital, 2003).

#### 4. Estrategia empírica

Este documento propone la evaluación del programa de colegios en concesión para Bogotá mediante el enfoque de evaluación del tratamiento, específicamente la diferencia de los resultados en las pruebas Saber 11° de 2013 de estudiantes de colegios en concesión (llamado grupo de tratamiento), respecto a estudiantes de colegios públicos tradicionales (llamado grupo de control o de comparación).

Formalmente, sea  $i$  el índice de la población estudiantil bajo consideración. Sea  $T_i$  una variable binaria que es igual a 1 si el  $i$ -ésimo estudiante se le asigna el tratamiento (colegio concesionado) e igual a 0 si es asignado al grupo de control (público tradicional). Ahora,  $Y_{it}$  es el resultado potencial en la prueba Saber 11° de un estudiante de un colegio distrital que está terminando su educación media en un colegio en concesión (1),  $Y_{io}$  es el valor de la misma variable cuando el estudiante está en un colegio público tradicional (0). El efecto tratamiento para un individuo es:

$$\Delta_i = Y_{it} - Y_{io} \quad (1)$$

Debido a que no se tiene conocimiento de que el mecanismo de asignación de un estudiante distrital en un colegio en concesión sea aleatorio (por ejemplo, si algunos estudiantes que quisieron estudiar en estos colegios lograron ser admitidos, o si la asignación se hizo por orden de llegada o por la cercanía a la institución, entre otros) y para evitar alguna regla discrecional en seleccionar los individuos a comparar con los estudiantes de colegios concesionados, este artículo utiliza el método de emparejamiento de puntajes de propensión (PSM) para escoger el grupo de control y enfocarse en calcular el impacto promedio del programa de colegios en concesión.

Partiendo de la premisa que el programa de colegios en concesión en Bogotá no consideró en su diseño la asignación aleatoria de los estudiantes en este tipo de colegios, una solución para evaluar diferencias en el resultado de interés es tratar de simular la aleatorización en la asignación. Los métodos de emparejamiento, como el PSM, buscan construir un grupo de comparación lo más similar posible en términos de unas características observables (Cameron & Trivedi, 2005; Khandker, Koolwal & Samad, 2010). Bajo ciertas condiciones, esta técnica puede ser más adecuada para controlar por observables que la de mínimos cuadrados, al no suponer una relación lineal entre los observables y la

variable dependiente y al tenerse que analizar si la distribución de los observables se traslapa entre los dos grupos de comparación (Nannicini, 2007). Una característica del PSM es que requiere solamente una base de datos de corte transversal para su aplicación, como es el caso de este estudio, en el cual no se dispone de información de los estudiantes antes de matricularse a un colegio público<sup>2</sup>.

En un contexto no experimental u observacional, Dehejia y Wahba (2002) señalan que el efecto tratamiento relevante a considerar es el efecto medio del tratamiento sobre los tratados (ATET por su abreviación en inglés, *Average Treatment Effect on the Treated*), siendo para este caso la ganancia promedio de los colegios en concesión sobre el desempeño de los estudiantes en este tipo de instituciones:

$$ATET = E[\Delta_i | T_i = 1] = E[Y_{1i} | T_i = 1] - E[Y_{0i} | T_i = 1] \quad (2)$$

Dada una muestra de estudiantes,  $E[Y_{1i} | T_i = 1]$  puede ser calculada, pero  $E[Y_{0i} | T_i = 1]$  no es observada. Ante la ausencia de un grupo de control experimental, es posible utilizar un grupo de estudiantes potencialmente comparable, del cual se observa el mismo conjunto de variables observables  $X_i$ . Para lograr la identificabilidad del ATET, se asume que el resultado de no tratamiento  $Y_{0i}$  es independiente del tratamiento  $T_i$  una vez condicionado en  $X_i$ .

$$Y_{0i} \perp T_i | X_i \quad (3)$$

Este supuesto se conoce como de no confusión o de ignorabilidad (Imbens, 2004; Rosenbaum & Rubin, 1983b; Rubin, 1978). Para este estudio, una vez se condiciona sobre los observables  $X_i$ , no hay una diferencia sistemática antes del tratamiento entre los estudiantes asignados a colegios en concesión y los asignados a públicos tradicionales. De ese modo, el ATET es identificado como

$$ATET = E\{E[Y_{1i} | T_i = 1, X_i] - E[Y_{0i} | T_i = 0, X_i] | T_i = 1\} \quad (4)$$

Un primer método para emparejar estudiantes de colegios concesionados con los de colegios públicos tradicionales es mediante las características observables; se estratifica los datos en subgrupos, cada uno definido para un valor particular de  $X$ . Cuando este vector toma muchos valores distintos, se vuelve impracticable realizar un emparejamiento; no es posible encontrar una pareja para los estudiantes concesionados, para unos valores de  $X$ . Para afrontar este problema de dimensionalidad, Rosenbaum y Rubin (1983b) proponen el emparejamiento mediante puntaje de propensión,  $p(X_i) = Pr[T_i = 1 | X_i]$  la probabilidad condicional que el individuo  $i$  reciba el tratamiento dado  $X_i$ . Si  $0 < p(X_i) < 1$ , ellos demostraron que (3) implica

$$Y_{0i} | T_i | Pr(T_i = 1 | X_i) \quad (5)$$

Así, el supuesto de independencia (3) puede ampliarse para el puntaje de propensión, así como al cálculo del ATET

$$ATET = E\{E[Y_{1i} | T_i = 1, p(X_i)] - E[Y_{0i} | T_i = 0, p(X_i)] | T_i = 1\} \quad (6)$$

2 En el caso de tener información de los estudiantes, tanto antes de matricularse en un colegio en concesión como en el momento de presentar la prueba Saber 11°, es posible controlar por la heterogeneidad no observada en la asistencia a un colegio en concesión cuando esta varía en el tiempo (método de variables instrumentales) o cuando no varía en el tiempo (metodología de diferencias en diferencias).

El estimador ATET de emparejamiento utiliza el puntaje de propensión como un esquema de ponderación de las unidades de comparación

$$ATET = \frac{1}{N} \sum_{i \in N} \left( Y_{i1} - \sum_{j \in J_i} \omega_{ij} Y_{0j} \right) \quad (7)$$

donde  $N$  es el número de estudiantes concesionados,  $\omega_{ij}$  es el peso dado al estudiante  $j$ -ésimo de un colegio público tradicional al hacer la comparación con el estudiante  $i$ -ésimo de un colegio concesionado,  $\sum_{j \in J_i} \omega_{ij} = 1$ . Pueden obtenerse diferentes estimadores de emparejamiento cambiando la elección de  $\omega_{ij}$ .

Se utilizaron varias técnicas para realizar el emparejamiento, y de esta manera estudiar la robustez y consistencia de los resultados de acuerdo a las especificaciones. Las técnicas de emparejamiento son vecino más cercano, radio de 0.001, 0.0001 y 0.00001 y Kernel. Mediante el emparejamiento por el vecino más cercano, se escoge el estudiante de colegio público tradicional con el puntaje de propensión más próximo al de cada estudiante en concesión. Para este método se eligió que un estudiante del grupo de control no pudiera ser comparado más de una vez (emparejamiento sin reemplazo)<sup>3</sup>. Por su parte, el emparejamiento por radio, define la distancia máxima con la que se buscan las unidades de comparación, mientras que con la técnica de Kernel se consideran todos los estudiantes de colegios públicos tradicionales pero el peso de cada estudiante depende de su distancia con el estudiante concesionado.

En los colegios en concesión se puede presentar un sesgo de selección de los estudiantes que asisten a estos planteles. Tal como se expone en la introducción, la asignación de cupos se basa en la elección de los padres de familia o acudientes registrada en el formulario de inscripción, dando prevalencia a los hogares pertenecientes a los contextos socioeconómicos más bajos y a la cercanía del plantel educativo a la vivienda. Bonilla (2010) intenta corregir este sesgo de selección mediante la distancia entre la residencia y el colegio concesionado más cercano, como variable instrumental para la asistencia a este tipo de planteles. No obstante, esta variable se refiere al lugar de residencia tres meses antes de presentar la prueba y no en el momento de inscripción al colegio concesionado. Por tanto, podría no corregirse en su totalidad la selección de pertenecer a un colegio concesionado, a pesar de que en estos hogares de condiciones socioeconómicas más bajas no es tan frecuente la posibilidad de cambiar el lugar de residencia a otras localidades con mayor probabilidad de matricularse en un colegio en concesión.

Otro sesgo de selección se podría presentar si existiera una mayor deserción por motivos académicos en los colegios concesionados que en los colegios públicos tradicionales, quedando una mayor proporción de alumnos con mejor desempeño académico en los primeros. Sin embargo, Barrera (2006) evidencia que las tasas de deserción en los colegios en concesión son menores que las de colegios públicos tradicionales. En el mismo sentido, podría presentarse un sesgo de selección si existieran más traslados de estudiantes más motivados o más hábiles a colegios concesionados. No obstante, un traslado entre colegios del sistema de educación pública distrital requiere un proceso administrativo frente al CADEL que no facilita el proceso; debe demostrarse por lo menos una causa de fuerza mayor de las expuestas en la introducción para que sea aprobado el traslado.

En todo caso, consideramos que cualquier técnica que se utilice para comparar el rendimiento académico entre estudiantes de colegios en concesión y públicos tradicionales buscará utilizar de alguna forma variables observables para conformar los grupos, hallándose siempre la posibilidad de

3 Esta técnica de vecino más cercano será la utilizada para realizar el análisis de sensibilidad, dado que es la que se utiliza usualmente en la literatura y debido a que las brechas no varían de acuerdo a la metodología como se expondrá posteriormente.

que existan variables no observables que influyan en el rendimiento académico. En este caso, padres o acudientes más motivados para que sus niños y jóvenes en edad escolar tengan un mejor nivel educativo, podrían elegir como primera opción los colegios en concesión. Así, los estudiantes admitidos en los colegios de concesión podrían contar con un contexto familiar más favorable para el aprendizaje, aunque estas características no son observables en la información disponible.

En el caso que características no observables determinen que un estudiante esté matriculado en un colegio en concesión y sus resultados en la prueba Saber 11°, se presenta un sesgo de selección o sesgo oculto en la terminología de **Rosenbaum** (2002). En ese caso, PSM no es un método adecuado dado que el supuesto de independencia condicional es violado. Sin embargo, es posible probar el grado en el cual los resultados obtenidos mediante PSM son sensibles a desviaciones de este supuesto (**Khandker et al.**, 2010). En este trabajo se realiza el análisis de sensibilidad propuesto por **Ichino, Mealli y Nannicini** (2008), el cual se basa en **Rosenbaum y Rubin** (1983a), y **Rosenbaum** (1987).

Siguiendo lo expuesto por **Ichino et al.** (2008) y **Nannicini** (2007), el análisis de sensibilidad realizado consiste en simular un factor potencial de confusión binario a partir de los datos, para evaluar la robustez del efecto tratamiento estimado con respecto a escenarios de desviación del supuesto de independencia condicional. Supóngase para este ejercicio que la condición (3) ya no se cumple. Ahora el supuesto de independencia condicional se mantiene para  $X$  y una variable binaria no observada  $U$ :

$$Y_0 | T | X, U \quad (8)$$

El efecto tratamiento estimado no será válido si se controla por  $X$  pero no se observa  $U$ . En el caso que se tenga información tanto de los observables como de  $U$ , puede estimarse consistentemente el efecto tratamiento.

Por simplicidad en el ejercicio, se realiza una transformación binaria del resultado (en el ejercicio realizado,  $Y^* = 1$  si el resultado considerado está por encima de la media). Se denota  $Y^* = TY_1^* + (1 - T)Y_0^*$  como el resultado observado para un estudiante. La distribución de  $U$  puede caracterizarse a partir de cuatro parámetros:

$$P_{k,j} = Pr(U = 1 | T = k, Y^* = j) = Pr(U = 1 | T = k, Y^* = j, X), k, j \in \{0, 1\} \quad (9)$$

Dando valores a los parámetros  $P_{k,j}$ , un valor de  $U$  es asignado a cada estudiante, de acuerdo con su pertenencia a uno de los cuatro grupos definidos por la interacción entre el estatus del tratamiento y el valor del resultado. En el análisis de sensibilidad realizado en esta investigación, la variable  $U$  fue construida buscando imitar el comportamiento de diferentes variables observadas.

Posteriormente, la variable simulada  $U$  es incluida junto al vector de observables  $X$  en el cálculo del PSM y del ATET de emparejamiento. Para cada configuración de los parámetros  $P_{k,j}$ , se repite el proceso de emparejamiento y cálculo del ATET varias veces (en el ejercicio, 100 veces), obteniéndose estimados puntuales del ATET robustos a la violación del supuesto de independencia condicional considerada en dicha configuración.

## 5. Datos

La base de datos utilizada para analizar el efecto del modelo de colegios en concesión sobre el desempeño académico proviene de las pruebas Saber 11° para el año 2013. Esta información es suministrada por el Instituto Colombiano para la Evaluación de la Educación (ICFES).

La prueba evalúa los componentes de biología, ciencias sociales, filosofía, física, inglés, lenguaje, matemáticas y química. Adicionalmente brinda información del puesto general obtenido por el estudiante en el examen. Asimismo, la base de datos tiene información propia del estudiante como sexo, edad, contexto socioeconómico y familiar, así como información relativa al colegio al que asiste en el momento de la prueba<sup>4</sup>.

Si bien la base de datos del ICFES contiene información para estudiantes de último grado de educación secundaria en toda Colombia, la muestra fue reducida inicialmente a estudiantes de colegios públicos de Bogotá de acuerdo a las instituciones reconocidas por la Secretaría de Educación del Distrito. Además, teniendo en cuenta que los colegios concesionados tienen una jornada escolar completa, la muestra fue limitada a estudiantes de colegios públicos tradicionales de jornadas diurna y completa, en localidades en las que se ubicaban los dos tipos de colegios (concesión y públicos tradicionales), con el propósito de estudiar grupos homogéneos comparables.

El universo de estudio está conformado por 21.298 estudiantes de colegios públicos de jornada diurna y completa de Bogotá, que presentaron la prueba Saber 11° en el año 2013 y que disponían de información en todas las variables analizadas. De estos, 18.960 (89,02%) pertenecían a 226 colegios públicos tradicionales, y 2.338 (10,98%) estudiantes asistían a alguno de los 25 colegios en concesión que existen en Bogotá.

Como se mencionó anteriormente, la técnica de emparejamiento de los puntajes de propensión requiere la definición del vector  $X_i$  de características pretratamiento de los individuos. A partir de la disponibilidad de la información y teniendo en cuenta las condiciones que podrían incidir en la probabilidad de pertenecer o no a un colegio en concesión, fueron considerados tres grupos de variables. El primero considera características sociodemográficas y personales del estudiante tales como sexo y edad. El segundo agrupa las características del hogar del estudiante, el cual fue conformado por el estrato socioeconómico, índice de riqueza<sup>5</sup>, ingresos del hogar y el nivel de educativo de los padres. Con el fin de incluir un vector de características del entorno que rodea la institución educativa a la que asisten los estudiantes, se incluyó el Índice de Calidad de Vida (ICV) de la localidad donde se ubica el colegio<sup>6</sup>. Adicionalmente, se calculó un indicador de oferta de colegios en concesión por localidad, medido como el cociente entre el número de colegios en concesión y el número de cupos ofertados para los dos tipos de colegios públicos a partir de la información de SED (2014).

4 Las pruebas Saber 11° están disponibles para otros años. No obstante, no se utilizaron datos panel, ya que para cada año la prueba es distinta, por lo que no son comparables los resultados para diferentes periodos; solo es posible contar con datos de corte transversal. Además, sería recomendable tener información de los estudiantes de los colegios concesionados desde antes del tratamiento (antes de inscribirse a los colegios concesionados); sin embargo, la información disponible es la que se diligenció en el formulario y la del desempeño en la prueba, por lo que los resultados de esta investigación se refieren solamente al efecto de la educación en los colegios de concesión en el desempeño de las pruebas Saber 11° de 2013. En este periodo, los estudiantes pudieron estar expuestos más al tratamiento (asistir a colegios concesionados) que los estudiantes que presentaron previamente la prueba.

5 Se creó un índice de riqueza del hogar de cada estudiante usando la técnica de componentes principales, teniendo en cuenta el número de personas en el hogar del estudiante, las características físicas de la vivienda (tipo de pisos y número de alcobas) y la tenencia en el hogar de bienes durables (televisión, celular, computador, lavadora, entre otros).

6 El ICV fue calculado por la Secretaría Distrital del Hábitat (SDHT), partiendo de la Encuesta Multipropósito para Bogotá administrada por el Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE) y la Secretaría Distrital de Planeación (SDP) para el año 2011.

En el **cuadro 1** se presentan los estadísticos descriptivos de todas las variables disponibles para la estimación de los efectos en el logro educativo de los estudiantes de colegios en concesión, comparados con los estudiantes de los colegios públicos tradicionales. Así, se evidencia que el puntaje promedio de los estudiantes de colegios en concesión fue mayor al puntaje obtenido por la muestra de estudiantes de colegios públicos tradicionales en todos los componentes de evaluación. Sin embargo, dichas diferencias en promedio no fueron mayores a dos puntos en cada componente. En relación con el puesto obtenido en la prueba de ese año, los estudiantes de colegios en concesión lograron en promedio estar 41 puestos por encima de los que asistían al otro tipo de colegio distrital.

En cuanto a las características de los dos grupos de estudiantes, en general se trata de grupos cuyas condiciones no son significativamente disímiles uno con otro y es evidente la existencia de circunstancias vulnerables en ambos grupos. La mayor proporción de estudiantes se ubican en los estratos socioeconómicos más bajos, con ingresos familiares entre 1 y 2 salarios mínimos mensuales vigentes, y el máximo nivel educativo de los padres fue primaria.

### Cuadro 1. Estadísticos descriptivos

	Concesión	Tradicional	Total
<b>Puntajes</b>			
Lenguaje	49.352 (0.145)	48.635 (0.049)	48.714 (0.047)
Matemáticas	46.778 (0.206)	45.577 (0.069)	45.709 (0.065)
Biología	46.479 (0.151)	45.427 (0.052)	45.543 (0.049)
Química	47.624 (0.168)	45.913 (0.057)	46.101 (0.054)
Física	46.614 (0.207)	46.230 (0.072)	46.272 (0.068)
Filosofía	41.670 (0.186)	40.615 (0.063)	40.731 (0.060)
Ciencias Sociales	47.190 (0.157)	45.926 (0.053)	46.065 (0.050)
Inglés	45.650 (0.166)	44.436 (0.058)	44.569 (0.055)
Puesto (1 a 1,000)	382.178 (5.288)	423.331 (1.863)	418.813 (1.759)
<b>Características</b>			
<b>Sexo</b>			
Femenino	0.558	0.545	0.547
Masculino	0.442	0.455	0.453
Edad	16.846 (0.073)	17.394 (0.045)	17.334 (0.041)
<b>Estrato del hogar</b>			
1	0.210	0.177	0.181
2	0.738	0.584	0.601
3	0.050	0.231	0.212
4	0.000	0.006	0.006

	Concesión	Tradicional	Total
5	0.000	0.001	0.001
6	0.000	0.000	0.000
<b>Ingreso familiar mensual</b>			
Menos de 1 S.M.	0.125	0.141	0.139
Entre 1 S.M. y menos de 2 S.M.	0.583	0.555	0.558
Entre 2 S.M. y menos de 3 S.M.	0.224	0.221	0.222
3 S.M. o más	0.068	0.082	0.081
<b>Máximo nivel educativo del padre</b>			
Ninguno	0.240	0.234	0.234
Primaria	0.402	0.358	0.363
Secundaria	0.280	0.309	0.305
Superior	0.078	0.099	0.097
<b>Máximo nivel educativo de la madre</b>			
Ninguno	0.173	0.162	0.163
Primaria	0.388	0.390	0.390
Secundaria	0.337	0.339	0.338
Superior	0.102	0.110	0.109
Índice de riqueza del hogar	-0.310 (0.019)	-0.453 (0.007)	-0.437 (0.007)
<b>Índice de calidad de vida de la localidad</b>			
85.0-89.9	0.614	0.528	0.538
90.0-94.9	0.339	0.437	0.426
95.0-100.0	0.047	0.035	0.036
Índice de oferta en concesión de la localidad	0.035 (0.000)	0.031 (0.000)	0.032 (0.000)
Número de observaciones	2,338	18,960	21,298

Fuente: cálculos propios a partir de la base de datos del ICFES y Secretaría de Educación de Bogotá (2014).

## 6. Resultados

Con el propósito de definir las variables a incluir en la estimación de los efectos ATET a partir del PSM, se propone la evaluación de la tasa de aciertos y el Pseudo  $R^2$  para diferentes especificaciones del modelo logístico (mediante el cual se calcula PSM), de acuerdo a los tres grupos de variables: individuales, familiares, contexto de la localidad en la que se ubica la institución educativa.

En la técnica de tasa de aciertos o *hit rate* por su nombre en inglés, se busca encontrar las variables que maximicen las tasas de predicción dentro de la muestra, convirtiéndose en un indicador de ajuste del modelo, el cual se basa en clasificar cada observación con 1 si el puntaje de propensión es mayor que la proporción de personas de la muestra en tratamiento (Heckman, Ichimura & Todd, 1997). En este caso, la proporción de personas de la muestra que hace parte de colegios en concesión es de 0.11.



En el **cuadro 2** se presenta la tasa de observaciones cuyo puntaje de propensión es mayor que dicha proporción. Por otra parte, el Pseudo R<sup>2</sup> indica el grado en que cada especificación de las variables del modelo explica la condición de tratamiento de los individuos (Caliendo & Kopeinig, 2008).

### Cuadro 2. Tasa de aciertos y Pseudo R<sup>2</sup> para diferentes especificaciones del análisis ATET

Modelo			Tasa de aciertos	Pseudo R <sup>2</sup>
Propias	Familiares y del Hogar	Entorno/ Localidad		
X			0.581	0.002
	X		0.568	0.047
		X	0.397	0.018
X	X		0.568	0.048
X		X	0.402	0.020
	X	X	0.507	0.057
X	X	X	0.507	0.590

Fuente: cálculos propios a partir de la base de datos del ICFES y Secretaría de Educación de Bogotá (2014).

De lo anterior, se evidencia que la especificación con mayor tasa de aciertos es también aquella con el menor Pseudo R<sup>2</sup>. Asimismo, la especificación en la que se incluyen todas las variables tiene el mayor poder explicativo de la condición de tratamiento, al tiempo que la tasa de aciertos supera al 50%. A partir de los resultados, se infiere la pertinencia de incluir todos los factores, por lo que se incluirán los tres grupos de variables anteriormente especificados.

Los resultados del modelo logístico seleccionado se presentan en el **cuadro 3**, donde se evidencia que los estudiantes de colegios en concesión presentaron una menor edad, en menor proporción se encontraron en hogares de estratos 3 o 4, tuvieron prevalencia padres con bajo nivel educativo, aunque con mayores índices de riqueza del hogar. Adicionalmente, la calidad de vida en la localidad y la oferta de colegios en concesión aumentan la probabilidad de que un individuo asista a un colegio en concesión.

### Cuadro 3. Resultados del modelo logístico para estimar la probabilidad de que un estudiante de colegio público pertenezca a un colegio en concesión

	Coeficiente		e.e.
<b>Sexo (Base = Femenino)</b>			
Masculino	-0.065		(0.045)
Edad	-0.033	***	(0.010)
<b>Estrato del hogar (Base = 1)</b>			
2	0.048		(0.060)
3	-1.741	***	(0.116)
4	-3.226	***	(1.009)
5	-1.150		(1.050)
6	-0.296		(1.104)
<b>Ingreso familiar mensual (Base = Menos de 1 S.M.)</b>			
Entre 1 S.M. y menos de 2 S.M.	0.103		(0.071)
Entre 2 S.M. y menos de 3 S.M.	0.068		(0.083)
3 S.M. o más	0.050		(0.113)
<b>Máximo nivel educativo del padre (Base = Ninguno)</b>			

	Coeficiente		e.e.
Primaria	0.105	*	(0.061)
Secundaria	-0.052		(0.069)
Superior	-0.031		(0.103)
<b>Máximo nivel educativo de la madre (Base = Ninguno)</b>			
Primaria	-0.094		(0.068)
Secundaria	0.025		(0.073)
Superior	0.127		(0.100)
Índice de riqueza del hogar	0.249	***	(0.026)
<b>Índice de calidad de vida (Base = 1)</b>			
2	-0.034		(0.051)
3	0.715	***	(0.113)
Índice de oferta en concesión de la localidad	20.324	***	(1.823)
Constante	-1.985	***	(0.202)
Log likelihood	-6,932.346		
Pseudo R2	0.059		
Número de Observaciones	21,298		

Fuente: cálculos propios a partir de la base de datos del ICFES y Secretaría de Educación de Bogotá (2014). Los asteriscos indican que el parámetro estimado es estadísticamente diferente de cero a un nivel de significancia del \*\*\* 1%, \*\* 5% y \* 10%.

En el **cuadro 4** se presentan los resultados de calcular el ATET para los ocho componentes de evaluación y para el puesto obtenido en la prueba Saber 11° con la muestra completa, y con cada una de las cinco técnicas de emparejamiento señaladas en la estrategia empírica.

En específico, realizando el análisis de la brecha entre los puntajes promedio de los estudiantes de colegios concesionados y los de colegios públicos tradicionales, siempre es positiva y significativa, aun sin controlar por las características observables. Para tal caso, se refiere a la primera fila de cada componente que corresponde a la muestra total. Así, se presenta la mayor brecha en química, ya que el desempeño en la prueba para los estudiantes concesionados estuvo 1.7 puntos por encima del puntaje alcanzado por los estudiantes de colegios públicos tradicionales. Asimismo, la menor brecha se presentó en física, ya que la diferencia fue de tan solo 0.4 puntos.

Ahora bien, en las otras filas de cada componente se reporta la diferencia en los puntajes alcanzados entre los estudiantes de colegios concesionados con sus pares de colegios públicos tradicionales con características similares, utilizando las diferentes metodologías de emparejamiento consideradas. En particular, en el **cuadro 4** se evidencia que la brecha estimada con cualquiera de las metodologías de emparejamiento es más alta que la calculada con la muestra completa, la cual se encuentra entre los 0.555 puntos (prueba de física con emparejamiento por radio de 0.001) y los 2.108 puntos (prueba de química con emparejamiento por radio de 0.00001). Al igual que para la muestra total, con las diferentes metodologías de emparejamiento, física es el componente en el que se presentan menores diferencias, mientras que química es el componente de mayores efectos en el desempeño académico de los estudiantes para este tipo de colegios.

En general, a partir de los resultados de las diferencias de los puntajes calculadas con las diferentes metodologías de emparejamiento, se evidencia que no existen diferencias importantes entre

las estimaciones para cada prueba, lo cual puede ser considerado como un indicador de robustez de los resultados, que en todos los casos evidencian los efectos positivos de los colegios en concesión.

#### Cuadro 4. Resultados ATET

	Obs. Concesión	Obs. Tradicional	ATET	e.e.		e.e. bootstrap	
<b>Lenguaje</b>							
Muestra completa	2,338	18,960	0.717	(0.150)	***	(0.152)	***
Vecino más cercano	2,338	2,076	1.075	(0.215)	***	(0.215)	***
Radio r = 0.001	2,333	18,698	0.921	(0.156)	***	(0.161)	***
Radio r = 0.0001	2,271	15,040	0.994	(0.162)	***	(0.182)	***
Radio r = 0.00001	1,781	3,870	1.229	(0.204)	***	(0.290)	***
Kernel	2,338	18,957	0.941			(0.164)	***
<b>Matemáticas</b>							
Muestra completa	2,338	18,960	1.200	(0.209)	***	(0.216)	***
Vecino más cercano	2,338	2,076	1.699	(0.297)	***	(0.351)	***
Radio r = 0.001	2,333	18,698	1.434	(0.221)	***	(0.241)	***
Radio r = 0.0001	2,271	15,040	1.559	(0.228)	***	(0.241)	***
Radio r = 0.00001	1,781	3,870	1.861	(0.285)	***	(0.406)	***
Kernel	2,338	18,957	1.513			(0.206)	***
<b>Biología</b>							
Muestra completa	2,338	18,960	1.052	(0.156)	***	(0.160)	***
Vecino más cercano	2,338	2,076	1.127	(0.220)	***	(0.290)	***
Radio r = 0.001	2,333	18,698	1.190	(0.163)	***	(0.180)	***
Radio r = 0.0001	2,271	15,040	1.216	(0.168)	***	(0.179)	***
Radio r = 0.00001	1,781	3,870	1.280	(0.210)	***	(0.313)	***
Kernel	2,338	18,957	1.257			(0.162)	***
<b>Química</b>							
Muestra completa	2,338	18,960	1.710	(0.172)	***	(0.180)	***
Vecino más cercano	2,338	2,076	2.090	(0.246)	***	(0.281)	***
Radio r = 0.001	2,333	18,698	1.898	(0.181)	***	(0.198)	***
Radio r = 0.0001	2,271	15,040	1.964	(0.188)	***	(0.201)	***
Radio r = 0.00001	1,781	3,870	2.108	(0.235)	***	(0.348)	***
Kernel	2,338	18,957	1.996			(0.168)	***
<b>Física</b>							
Muestra completa	2,338	18,960	0.385	(0.216)	*	(0.214)	*
Vecino más cercano	2,338	2,076	1.048	(0.305)	***	(0.392)	***
Radio r = 0.001	2,333	18,698	0.555	(0.224)	***	(0.215)	***
Radio r = 0.0001	2,271	15,040	0.580	(0.231)	***	(0.256)	**
Radio r = 0.00001	1,781	3,870	0.633	(0.293)	**	(0.424)	*
Kernel	2,338	18,957	0.630			(0.187)	***
<b>Filosofía</b>							
Muestra completa	2,338	18,960	1.055	(0.190)	***	(0.196)	***
Vecino más cercano	2,338	2,076	1.549	(0.271)	***	(0.317)	***
Radio r = 0.001	2,333	18,698	1.314	(0.201)	***	(0.243)	***
Radio r = 0.0001	2,271	15,040	1.341	(0.208)	***	(0.206)	***
Radio r = 0.00001	1,781	3,870	1.311	(0.262)	***	(0.368)	***

	Obs. Concesión	Obs. Tradicional	ATET	e.e.		e.e. bootstrap	
Kernel	2,338	18,957	1.367			(0.253)	***
<b>Ciencias Sociales</b>							
Muestra completa	2,338	18,960	1.263	(0.161)	***	(0.167)	***
Vecino más cercano	2,338	2,076	1.564	(0.229)	***	(0.255)	***
Radio r = 0.001	2,333	18,698	1.427	(0.169)	***	(0.157)	***
Radio r = 0.0001	2,271	15,040	1.511	(0.175)	***	(0.193)	***
Radio r = 0.00001	1,781	3,870	1.664	(0.220)	***	(0.347)	***
Kernel	2,338	18,957	1.474			(0.142)	***
<b>Inglés</b>							
Muestra completa	2,338	18,960	1.214	(0.175)	***	(0.172)	***
Vecino más cercano	2,338	2,076	1.732	(0.238)	***	(0.270)	***
Radio r = 0.001	2,333	18,698	1.605	(0.179)	***	(0.171)	***
Radio r = 0.0001	2,271	15,040	1.653	(0.184)	***	(0.222)	***
Radio r = 0.00001	1,781	3,870	1.624	(0.232)	***	(0.323)	***
Kernel	2,338	18,957	1.620			(0.186)	***
<b>Puesto (1 a 1,000)</b>							
Muestra completa	2,338	18,960	-41.154	(5.620)	***	(5.552)	***
Vecino más cercano	2,338	2,076	-54.898	(7.992)	***	(8.831)	***
Radio r = 0.001	2,333	18,698	-49.512	(5.737)	***	(5.983)	***
Radio r = 0.0001	2,271	15,040	-51.557	(5.925)	***	(6.862)	***
Radio r = 0.00001	1,781	3,870	-56.912	(7.473)	***	(10.166)	***
Kernel	2,338	18,957	-51.699			(5.187)	***

Fuente: cálculos propios a partir de la base de datos del ICFES y Secretaría de Educación de Bogotá (2014). Los errores estándar bootstrap corresponden a 100 repeticiones. Los asteriscos indican que el parámetro estimado es estadísticamente diferente de cero a un nivel de significancia del \*\*\* 1%, \*\* 5% y \* 10%.

Además, en este trabajo al igual que en el de **Bonilla** (2010), se identifica una mayor brecha en el desempeño en matemáticas que en lenguaje; mientras que **Barrera** (2006) encuentra mayores diferencias en lenguaje que en matemáticas. En particular, en esta investigación con los resultados de las pruebas de 2013, se encuentra que el desempeño de los estudiantes en concesión con respecto a los de colegios públicos tradicionales es superior aproximadamente en 1.6 puntos en matemáticas y en 1 punto en lenguaje. Lo anterior, frente a los resultados de **Barrera** (2006) que calculó con datos del 2003 y emparejando mediante la metodología de vecino más cercano con un radio de 0.01, que la brecha en matemáticas es de 1 punto (más baja que en 2013) y en lectura de 1.93 puntos (más alta que en 2013).

Así, durante el 2013 la diferencia entre el logro educativo obtenido por los estudiantes de los colegios en concesión con los de estudiantes de los demás colegios públicos, es mayor en los componentes de química y matemáticas, y menor en los componentes de física y lenguaje. Estos resultados podrían ser útiles para reforzar las áreas en que se presentaron las menores diferencias en el desempeño académico de acuerdo a la modalidad de contratación pública.

El mayor desempeño en todos los componentes de los colegios en concesión sugiere una mayor calidad de la educación en todos los contenidos, y no solo como ha sido evaluado usualmente en matemáticas y lenguaje. De hecho, la mayor brecha se dio en el área de química, efecto que evidencia una mayor fortaleza en este componente para este tipo de colegios. Por tanto, en un estudio posterior

podría revisarse las estrategias pedagógicas por componente y las características de los estudiantes, para potenciar todas las áreas del conocimiento en esta modalidad de colegios y evaluar la factibilidad de replicarlas también en los colegios públicos tradicionales.

Asimismo, al realizar una estimación similar a la realizada sobre los componentes de evaluación de la prueba, pero tomando en cuenta el puesto en donde se ubica cada estudiante según su puntaje, los resultados de la estimación de ATET indican que un estudiante de un colegio en concesión se ubica en promedio hasta 57 puestos por encima de su par con características socioeconómicas semejantes en un colegio público tradicional<sup>7</sup>.

Con el fin de analizar si los efectos tratamiento promedio estimados son robustos a posibles desviaciones del supuesto de independencia condicional, se muestra en el cuadro A-1 los resultados de este ejercicio de sensibilidad, cuando se utiliza el estimador de emparejamiento vecino más cercano. Por simplicidad en la argumentación, digamos que  $U$  mide algún componente no observable de la motivación/habilidad de los estudiantes. Las primeras cuatro columnas señalan las cuatro probabilidades que caracterizan la distribución binaria de la motivación usada en la estimación del PSM y del ATET. Así, la porción de estudiantes motivados entre aquellos que están matriculados en un colegio en concesión y que obtuvieron un resultado por encima del promedio es  $P_{11}$ , mientras que los que lograron un resultado por debajo es  $P_{10}$ . Similar interpretación se da cuando se analizan estudiantes motivados matriculados en un colegio público tradicional ( $P_{01}$  y  $P_{00}$ ). La quinta columna muestra el ATET simulado y la sexta el error estándar correspondiente.

En la séptima columna se reporta el “efecto resultado” del  $U$  simulado,  $\Gamma$ . Este estimado provee un indicador del efecto de la motivación sobre la probabilidad relativa de obtener un resultado por encima del promedio en el caso de los colegios públicos tradicionales;  $\Gamma$  es el promedio de la razón estimada de momios de la variable  $U$ , controlando por las variables observadas. Análogamente, el parámetro estimado  $\Lambda$  mide el “efecto selección”, el efecto de la motivación sobre la probabilidad relativa de ser asignado a un colegio en concesión, controlando por las variables observadas.

Para cada resultado, se presenta en la primera fila el ATET base, cuando no hay factor de confusión. La segunda fila reporta el ATET estimado cuando el factor de confusión es neutro ( $P_{01} - P_{00} = 0$  y  $P_{11} - P_{10} = 0$ ), pero lo suficiente para perturbar el resultado base. Las otras filas muestran cambios en la estimación base si el factor de confusión es calibrado para imitar el comportamiento de diferentes observables.

En términos generales, los ATET estimados para los resultados de rendimiento académico analizados difieren relativamente poco del ATET base. Solo en el caso de los componentes de biología y física o cuando la distribución de  $U$  es parecida a la de los hogares de estrato 3, se observan diferencias de más de diez puntos porcentuales entre el efecto tratamiento simulado y el base. De todos modos, el efecto tratamiento sigue siendo estadísticamente significativo en todas las simulaciones. Lo anterior, brinda evidencia de la robustez del efecto tratamiento estimado de los colegios en concesión sobre el rendimiento académico obtenido en la prueba Saber 11°.

7 Resultados de emparejamiento por vecino más cercano para estimaciones basadas en el puesto que ocupa cada estudiante en un ranking de 1 a 1,000 por el método de Radio  $r = 0.00001$ . Con los otros métodos de emparejamiento el puesto que ocupan en promedio los estudiantes de colegios en concesión no presentan mayores variaciones, ya que se estima que se ubican entre 50 y 57 puestos más arriba que sus pares de colegios públicos tradicionales.

## 7. Comentarios finales

Este documento presenta la estimación del efecto del programa de colegios en concesión sobre el logro educativo de los estudiantes de colegios públicos en Bogotá. A partir de los resultados de la prueba Saber 11° del 2013, se desarrolla una evaluación del modelo educativo 15 años después del inicio de la implementación del sistema, esperando captar el efecto del plantel sobre el desempeño de estudiantes que han cursado toda o una buena parte de su educación preescolar, básica y media en colegios concesionados.

Adicionalmente, a diferencia de evaluaciones previas realizadas al modelo educativo, se analizan los resultados de los ocho componentes de núcleo común de la prueba Saber 11°, evidenciando que los resultados de un estudiante de colegio en concesión mejoran en promedio entre 0.555 y 2.108 puntos, dependiendo de la prueba.

Estos resultados son similares a los encontrados por [Barrera](#) (2006), en una evaluación realizada con base en los resultados de las pruebas Saber 11° de 2003, lo cual sugiere cierta permanencia en los efectos de los colegios en concesión en términos de logro educativo. En específico, si se quisiera mejorar el desempeño académico de los estudiantes de los colegios en concesión habría que reforzar las áreas de física, lenguaje, biología, ciencias sociales y filosofía, en las que, aunque el desempeño fue superior al de los colegios públicos tradicionales, la brecha es menor.

Ahora bien, partiendo de las condiciones de vulnerabilidad que los estudiantes de educación pública en Bogotá presentan, los efectos estimados indican también que el modelo concesionado atenúa el efecto adverso de contextos desfavorables de los estudiantes sobre su logro educativo, siendo un indicador de un efecto nivelador de oportunidades para la educación pública.

Entre otras, algunas características del diseño del modelo educativo concesionado pueden estar afectando positivamente el desempeño académico de los estudiantes. Si bien algunas evaluaciones como la de [Bonilla](#) (2010) señalan que ni el gasto por estudiante ni el ratio de estudiantes por profesor afectan el desempeño de los estudiantes de colegios concesionados, características de la institución como su autonomía en la contratación docente, su sistema de rendición de cuentas a la SED y la reputación de las instituciones administradoras, sirven como incentivos y factores que podrían incidir positivamente en el logro educativo.

Así, este modelo de contratación pública ha demostrado que además de ser más económico el costo por estudiante, el desempeño académico en todos los componentes educativos mejora frente al desempeño de sus pares de otros colegios públicos tradicionales. Por tanto, se considera importante continuar con esta modalidad de educación, dado que es mayor la eficiencia y eficacia de los colegios en concesión en términos del desempeño académico.

Por otro lado, al examinar la diferencia en los puntos promedio de la muestra total frente a la brecha haciendo uso de las diferentes metodologías de emparejamiento, unido al análisis logit de las características de asistir a colegios concesionados, se infiere que la brecha en favor de mayores puntajes de los estudiantes concesionados frente a los de colegios públicos tradicionales, obedecen principalmente a estudiantes de estratos 1 y 2, cuyos padres presentan menores niveles educativos.

Los resultados de esta investigación pretenden servir como insumo a la discusión de si es relevante la continuidad de este modelo de educación pública. El análisis planteado en este documento

presenta evidencia de que los colegios concesionados han obtenido mejores resultados que aquellos inmersos en el sistema tradicional de colegios públicos en Bogotá. Es decir, en el caso hipotético que fuesen cancelados los planteles concesionados y sus estudiantes fuesen reubicados en colegios públicos tradicionales, se esperaría un impacto negativo en el logro educativo de estos estudiantes, que además pertenecen a los estratos más bajos.

Por último, dentro de las limitaciones de la investigación se encuentra la transversalidad del análisis. Debido a que la base de datos solo recopila información de los estudiantes en un momento específico del tiempo, no es posible asegurar que todos los estudiantes cursaron su educación preescolar, básica, secundaria y media en colegios concesionados. En el caso de no disponer de información antes de la asignación de un estudiante en un colegio en concesión, una forma de contrarrestar dicha problemática sería midiendo el resultado de los estudiantes en un momento anterior del tiempo, mediante la utilización de los resultados de pruebas practicadas por el ICFES como el Saber 5 y Saber 9. Sin embargo, los resultados y datos de dichas pruebas se encuentran por el momento agregadas por institución, impidiendo la concatenación de los resultados.

## Bibliografía

- Barrera, F. (2006). *The Impact of Private Provision of Public Education: empirical Evidence from Bogotá's Concession Schools Impact Evaluation Series*: Banco Mundial.
- Barrera, F., Maldonado, D., & Rodríguez, C. (2012). *Calidad de la educación básica y media en Colombia: diagnóstico y propuestas Serie Documentos de Trabajo*: Universidad del Rosario.
- Bishop, J. (2004). *Drinking from the Fountain of Knowledge: Student Incentive to Study and Learn-Externalities, Information Problems and Peer Pressure CAHRS Working Paper Series*: Cornell University.
- Bonilla, J. (2010). *Contracting Out Public Schools for Academic Achievement: Evidence from Colombia Job Market Papers*: University of Maryland.
- Caliendo, M., & Kopeinig, S. (2008). Some practical guidance for the implementation of Propensity Score Matching. *Journal of Economic Surveys*, 22 (1), 31-72. doi: 10.1111/j.1467-6419.2007.00527.x
- Cameron, A. C., & Trivedi, P. K. (2005). *Microeconometrics*: Cambridge University Press.
- Dehejia, R., & Wahba, S. (2002). Propensity Score-Matching Methods for Nonexperimental Causal Studies. *The Review of Economics and Statistics*, 84(1), 151-161. doi: 10.2307/3211745.
- Eyzaguirre, B. (2002). Los alumnos bajo la lupa: los exámenes externos con consecuencias individuales. *Estudios públicos*, 88, 164-226.
- Figlio, D., & Lucas, M. (2004). Do high grading standards affect student performance? *Journal of Public Economics*, 88 (9-10), 1815-1834. doi: 10.1016/S0047-2727(03)00039-2.
- Fuchs, T., & Wößmann, L. (2007). What accounts for international differences in student performance? A re-examination using PISA data. *Empirical Economics*, 32 (2-3), 433-464. doi: 10.1007/s00181-006-0087-0.
- Gamboa, L. (2012). Análisis de la evolución de la igualdad de oportunidades en educación media, en una perspectiva internacional. El caso de Colombia. En ICFES (Ed.), *Estudio Sobre Calidad de la Educación en Colombia*, 1-42.
- Gamboa, L., & Londoño, E. (2014). Equality of Educational Opportunities in Colombia: A Metropolitan Area Comparison *Serie Documentos de Trabajo*: Universidad del Rosario.

- Gaviria, A., & Barrientos, J. (2001). Determinantes de la Calidad de la Educación en Colombia *Archivos de Economía: Departamento Nacional de Planeación-DNP*.
- Hanushek, E., & Wößmann, L. (2011). The Economics of International Differences in Educational Achievement *Handbook of the Economics of Education*. Elsevier B.V. (3), 91-198.
- Heckman, J. J., Ichimura, H., & Todd, P. E. (1997). Matching as an Econometric Evaluation Estimator: Evidence from Evaluating a Job Training Programme. *The Review of Economic Studies*, 64(4), 605-654. doi: 10.2307/2971733.
- Ichino, A., Mealli, F., & Nannicini, T. (2008). From temporary help jobs to permanent employment: what can we learn from matching estimators and their sensitivity? *Journal of Applied Econometrics*, 23(3), 305-327. doi: 10.1002/jae.998.
- Imbens, G. W. (2004). Nonparametric Estimation of Average Treatment Effects Under Exogeneity: A Review. *Review of Economics and Statistics*, 86(1), 4-29. doi: 10.1162/003465304323023651.
- Iregui, A., Melo, L., & Ramos, J. (2007). Análisis de eficiencia de la educación en Colombia. *Revista de Economía del Rosario*, 10(1), 21-41.
- Jakubowski, M., & Sakowski, P. (2006). Quasi-experimental estimates of class size effect in primary schools in Poland. *International Journal of Educational Research*, 45(3), 202-215. doi: 10.1016/j.ijer-2006.11.003.
- Khandker, S. R., Koolwal, G. B., & Samad, H. A. (2010). *Handbook on Impact Evaluation: Quantitative Methods and Practices*: World Bank.
- Nannicini, T. (2007). Simulation-based sensitivity analysis for matching estimators. *Stata Journal*, 7(3), 334-350.
- Patrinos, H., & Sosale, S. (2007). *Mobilizing the private sector for public education: A view from the trenches*. Washington, DC: World Bank Publications.
- Pessoa, A. (2008). Educational reform in developing Countries: private involvement and Partnerships *FEP Working Papers*: Universidade do Porto.
- Roemer, J. (1998). *Equality of Opportunity*. Cambridge, MA: Harvard University Press.
- Roemer, J. (2002). Equality of opportunity: A progress report. *Social Choice and Welfare*, 19(2), 455-471. doi: 10.1007/s003550100123.
- Rosenbaum, P. R. (1987). Sensitivity Analysis for Certain Permutation Inferences in Matched Observational Studies. *Biometrika*, 74(1), 13-26. doi: 10.2307/2336017.
- Rosenbaum, P. R. (2002). *Observational Studies*: Springer New York.
- Rosenbaum, P. R., & Rubin, D. B. (1983a). Assessing Sensitivity to an Unobserved Binary Covariate in an Observational Study with Binary Outcome. *Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Methodological)*, 45(2), 212-218.
- Rosenbaum, P. R., & Rubin, D. B. (1983b). The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects. *Biometrika*, 70(1), 41-55. doi: 10.2307/2335942.
- Rubin, D. B. (1978). Bayesian Inference for Causal Effects: The Role of Randomization. *The Annals of Statistics*, 6(1), 34-58. doi: 10.2307/2958688.
- Rumberger, R., & Palardy, G. (2005). Test Scores, Dropout Rates, and Transfer Rates as Alternative Indicators of High School Performance. *American Educational Research Journal*, 42, 3-42. doi: 10.3102/00028312042001003.
- Sarmiento, A., Alonso, C., Duncan, G., & Garzón, C. (2005). Evaluación de la gestión de los colegios en concesión en Bogotá 2000-2003 *Archivos de Economía: Departamento Nacional de Planeación-DNP*.



- Schultz, G., West, M., & Wöszmann, L. (2007). School Accountability, Autonomy, Choice, and the Equity of Student Achievement: International Evidence from PISA 2003 *Education Working Paper*: OECD.
- Schütz, G., Ursprung, H., & Wöszmann, L. (2008). Education Policy and Equality of Opportunity. *Kyklos*, 61(2), 279-308.
- Resolución 3122 de 1999 (1999) de la Secretaría de Educación Distrital.
- Resolución 2487 de 2003 (2003) de la Secretaría de Educación Distrital.
- SED–Secretaría de Educación Distrital. (2014). *Caracterización del Sector Educativo de Bogotá año 2013*. Bogotá D.C.
- Toma, E. (2005). Private Schools in a Global World. *Southern Economic Journal*, 71(4), 692-704. doi: 10.2307/20062074.
- Wöszmann, L., & West, M. (2006). Class-size effects in school systems around the world: Evidence from between-grade variation in TIMSS. *European Economic Review*, 50(3), 695-736. doi: 10.1016/j.euroecorev.2004.11.005.

## Anexo

**Cuadro A-1. Análisis de sensibilidad sobre el estimador de vecino más cercano**

	Fracción U=1 por tratamiento/resultado				ATET	e.e.	Efecto	
	p <sup>11</sup>	p <sup>10</sup>	p <sup>01</sup>	p <sup>00</sup>			resultado Γ	selección Λ
<b>Lenguaje</b>								
Sin factor de confusión	0.00	0.00	0.00	0.00	1.075	0.215		
Factor de confusión neutro	0.50	0.50	0.50	0.50	1.068	0.253	0.995	0.994
Factor de confusión como								
<b>Sexo</b>								
Masculino	0.47	0.41	0.47	0.44	1.043	0.246	1.100	0.949
<b>Estrato del hogar</b>								
2	0.76	0.71	0.58	0.59	1.055	0.251	0.963	2.017
3	0.06	0.04	0.28	0.19	1.223	0.264	1.622	0.178
4	0.00	0.00	0.01	0.00	1.091	0.254	2.170	0.113
5	0.00	0.00	0.00	0.00	1.109	0.248	2.491	1.137
6	0.00	0.00	0.00	0.00	1.120	0.250	2.290	2.411
<b>Ingreso familiar mensual</b>								
Entre 1 S.M. y menos de 2 S.M.	0.57	0.60	0.54	0.57	1.054	0.253	0.909	1.116
Entre 2 S.M. y menos de 3 S.M.	0.26	0.19	0.24	0.20	1.093	0.251	1.294	1.014
3 S.M. o más	0.08	0.06	0.10	0.07	1.091	0.259	1.526	0.823
<b>Máximo nivel educativo del padre</b>								
Primaria	0.39	0.41	0.33	0.38	1.063	0.259	0.816	1.190
Secundaria	0.30	0.26	0.34	0.28	1.075	0.255	1.269	0.877
Superior	0.10	0.06	0.13	0.07	1.088	0.255	1.947	0.784
<b>Máximo nivel educativo de la madre</b>								
Primaria	0.38	0.40	0.36	0.42	1.063	0.253	0.763	0.996
Secundaria	0.34	0.33	0.37	0.31	1.064	0.256	1.275	0.997
Superior	0.13	0.07	0.14	0.08	1.101	0.264	1.948	0.930
<b>Índice de calidad de vida</b>								
2	0.37	0.30	0.48	0.40	1.104	0.275	1.410	0.661
3	0.03	0.06	0.04	0.03	1.064	0.265	1.115	1.377
<b>Matemáticas</b>								
Sin factor de confusión	0.00	0.00	0.00	0.00	1.699	0.297		
Factor de confusión neutro	0.50	0.50	0.50	0.50	1.662	0.359	0.994	0.996
Factor de confusión como								
<b>Sexo</b>								
Masculino	0.52	0.34	0.54	0.37	1.706	0.355	1.979	0.957
<b>Estrato del hogar</b>								
2	0.76	0.71	0.58	0.58	1.673	0.370	1.011	2.013
3	0.06	0.04	0.26	0.20	1.851	0.381	1.467	0.177
4	0.00	0.00	0.01	0.00	1.681	0.348	1.857	0.107
5	0.00	0.00	0.00	0.00	1.676	0.377	9.198	1.180
6	0.00	0.00	0.00	0.00	1.684	0.346	0.765	2.574
<b>Ingreso familiar mensual</b>								
Entre 1 S.M. y menos de 2 S.M.	0.56	0.61	0.55	0.56	1.654	0.344	0.956	1.118

	Fracción U=1 por tratamiento/resultado				ATET	e.e.	Efecto	
	p <sup>11</sup>	p <sup>10</sup>	p <sup>01</sup>	p <sup>00</sup>			resultado Γ	selección Λ
Entre 2 S.M. y menos de 3 S.M.	0.24	0.20	0.24	0.20	1.664	0.353	1.221	1.005
3 S.M. o más	0.08	0.06	0.10	0.07	1.675	0.361	1.508	0.822
<b>Máximo nivel educativo del padre</b>								
Primaria	0.40	0.40	0.34	0.38	1.688	0.355	0.850	1.205
Secundaria	0.29	0.27	0.33	0.28	1.703	0.349	1.253	0.862
Superior	0.09	0.07	0.13	0.07	1.723	0.361	1.942	0.772
<b>Máximo nivel educativo de la madre</b>								
Primaria	0.39	0.39	0.36	0.42	1.733	0.361	0.793	0.992
Secundaria	0.34	0.33	0.37	0.31	1.722	0.346	1.308	1.002
Superior	0.12	0.08	0.14	0.08	1.702	0.353	1.745	0.929
<b>Índice de calidad de vida</b>								
2	0.36	0.32	0.47	0.40	1.792	0.357	1.364	0.666
3	0.04	0.06	0.04	0.03	1.661	0.359	1.186	1.401
<b>Biología</b>								
Sin factor de confusión	0.00	0.00	0.00	0.00	1.127	0.220		
Factor de confusión neutro	0.50	0.50	0.50	0.50	1.303	0.261	0.998	0.989
<b>Factor de confusión como</b>								
<b>Sexo</b>								
Masculino	0.48	0.39	0.51	0.41	1.353	0.269	1.497	0.957
<b>Estrato del hogar</b>								
2	0.75	0.72	0.57	0.59	1.384	0.267	0.911	1.993
3	0.06	0.03	0.27	0.19	1.531	0.275	1.578	0.179
4	0.00	0.00	0.01	0.00	1.277	0.274	1.540	0.101
5	0.00	0.00	0.00	0.00	1.258	0.265	5.968	1.141
6	0.00	0.00	0.00	0.00	1.313	0.260	1.619	2.852
<b>Ingreso familiar mensual</b>								
Entre 1 S.M. y menos de 2 S.M.	0.57	0.60	0.54	0.57	1.327	0.276	0.900	1.114
Entre 2 S.M. y menos de 3 S.M.	0.24	0.21	0.24	0.20	1.293	0.260	1.270	1.025
3 S.M. o más	0.08	0.05	0.10	0.06	1.324	0.274	1.604	0.818
<b>Máximo nivel educativo del padre</b>								
Primaria	0.40	0.41	0.34	0.38	1.356	0.260	0.851	1.200
Secundaria	0.28	0.28	0.33	0.29	1.282	0.262	1.205	0.875
Superior	0.10	0.05	0.13	0.07	1.340	0.273	2.162	0.774
<b>Máximo nivel educativo de la madre</b>								
Primaria	0.38	0.40	0.36	0.42	1.321	0.262	0.799	0.981
Secundaria	0.35	0.32	0.36	0.31	1.303	0.270	1.255	0.993
Superior	0.12	0.08	0.14	0.08	1.296	0.275	1.918	0.939
<b>Índice de calidad de vida</b>								
2	0.37	0.31	0.48	0.40	1.418	0.277	1.401	0.667
3	0.04	0.06	0.04	0.03	1.300	0.271	1.075	1.384
<b>Química</b>								
Sin factor de confusión	0.00	0.00	0.00	0.00	2.090	0.246		
Factor de confusión neutro	0.50	0.50	0.50	0.50	2.121	0.292	1.000	0.999

	Fracción U=1 por tratamiento/resultado				ATET	e.e.	Efecto	
	p <sup>11</sup>	p <sup>10</sup>	p <sup>01</sup>	p <sup>00</sup>			resultado Γ	selección Λ
<b>Factor de confusión como</b>								
<b>Sexo</b>								
Masculino	0.47	0.41	0.51	0.41	2.148	0.297	1.479	0.956
<b>Estrato del hogar</b>								
2	0.77	0.71	0.58	0.59	2.188	0.287	0.942	2.010
3	0.06	0.04	0.27	0.19	2.356	0.308	1.557	0.179
4	0.00	0.00	0.01	0.00	2.124	0.290	2.564	0.114
5	0.00	0.00	0.00	0.00	2.125	0.284	5.527	1.158
6	0.00	0.00	0.00	0.00	2.083	0.291	2.847	2.658
<b>Ingreso familiar mensual</b>								
Entre 1 S.M. y menos de 2 S.M.	0.56	0.61	0.55	0.56	2.127	0.302	0.959	1.118
Entre 2 S.M. y menos de 3 S.M.	0.25	0.19	0.24	0.21	2.098	0.295	1.198	1.022
3 S.M. o más	0.08	0.06	0.10	0.07	2.117	0.284	1.545	0.822
<b>Máximo nivel educativo del padre</b>								
Primaria	0.39	0.41	0.34	0.37	2.149	0.296	0.867	1.204
Secundaria	0.30	0.25	0.33	0.29	2.137	0.294	1.215	0.882
Superior	0.10	0.06	0.13	0.07	2.195	0.299	2.059	0.779
<b>Máximo nivel educativo de la madre</b>								
Primaria	0.37	0.41	0.37	0.41	2.116	0.291	0.839	0.993
Secundaria	0.35	0.33	0.36	0.32	2.128	0.292	1.232	0.995
Superior	0.13	0.07	0.14	0.09	2.119	0.299	1.699	0.937
<b>Índice de calidad de vida</b>								
2	0.36	0.31	0.49	0.39	2.250	0.295	1.452	0.669
3	0.03	0.07	0.04	0.03	2.116	0.294	1.019	1.391
<b>Física</b>								
Sin factor de confusión	0.00	0.00	0.00	0.00	1.048	0.305		
Factor de confusión neutro	0.50	0.50	0.50	0.50	0.784	0.366	0.999	1.005
<b>Factor de confusión como</b>								
<b>Sexo</b>								
Masculino	0.49	0.39	0.51	0.40	0.781	0.366	1.584	0.950
<b>Estrato del hogar</b>								
2	0.75	0.72	0.58	0.59	0.763	0.363	0.938	2.018
3	0.05	0.05	0.26	0.20	0.998	0.374	1.439	0.178
4	0.00	0.00	0.01	0.00	0.758	0.374	1.842	0.106
5	0.00	0.00	0.00	0.00	0.823	0.364	3.257	1.270
6	0.00	0.00	0.00	0.00	0.795	0.356	1.378	2.745
<b>Ingreso familiar mensual</b>								
Entre 1 S.M. y menos de 2 S.M.	0.58	0.59	0.55	0.56	0.734	0.356	0.953	1.120
Entre 2 S.M. y menos de 3 S.M.	0.24	0.21	0.24	0.21	0.769	0.370	1.191	1.029
3 S.M. o más	0.07	0.06	0.09	0.07	0.771	0.372	1.400	0.809
<b>Máximo nivel educativo del padre</b>								
Primaria	0.39	0.42	0.34	0.37	0.725	0.375	0.884	1.210
Secundaria	0.29	0.26	0.33	0.29	0.736	0.370	1.174	0.865
Superior	0.09	0.06	0.12	0.08	0.769	0.370	1.648	0.771
<b>Máximo nivel educativo de la madre</b>								

	Fracción U=1 por tratamiento/resultado				ATET	e.e.	Efecto	
	p <sup>11</sup>	p <sup>10</sup>	p <sup>01</sup>	p <sup>00</sup>			resultado Γ	selección Λ
Primaria	0.37	0.41	0.37	0.41	0.769	0.366	0.841	0.989
Secundaria	0.35	0.32	0.36	0.32	0.784	0.376	1.196	0.997
Superior	0.13	0.07	0.13	0.09	0.812	0.367	1.553	0.921
<b>Índice de calidad de vida</b>								
2	0.34	0.33	0.47	0.41	0.824	0.378	1.282	0.666
3	0.05	0.05	0.04	0.03	0.789	0.359	1.319	1.371
<b>Filosofía</b>								
Sin factor de confusión	0.00	0.00	0.00	0.00	1.549	0.271		
Factor de confusión neutro	0.50	0.50	0.50	0.50	1.533	0.334	0.995	1.002
<b>Factor de confusión como</b>								
<b>Sexo</b>								
Masculino	0.45	0.44	0.46	0.45	1.599	0.328	1.070	0.947
<b>Estrato del hogar</b>								
2	0.76	0.71	0.57	0.60	1.621	0.319	0.902	2.009
3	0.05	0.05	0.27	0.19	1.810	0.329	1.617	0.179
4	0.00	0.00	0.01	0.00	1.578	0.322	1.778	0.112
5	0.00	0.00	0.00	0.00	1.612	0.313	1.923	1.172
6	0.00	0.00	0.00	0.00	1.618	0.315	1.195	2.967
<b>Ingreso familiar mensual</b>								
Entre 1 S.M. y menos de 2 S.M.	0.57	0.60	0.54	0.57	1.527	0.330	0.908	1.118
Entre 2 S.M. y menos de 3 S.M.	0.24	0.20	0.24	0.20	1.552	0.330	1.210	1.026
3 S.M. o más	0.08	0.05	0.10	0.06	1.597	0.324	1.606	0.824
<b>Máximo nivel educativo del padre</b>								
Primaria	0.39	0.42	0.34	0.38	1.567	0.332	0.861	1.200
Secundaria	0.30	0.25	0.33	0.29	1.588	0.329	1.234	0.877
Superior	0.10	0.05	0.13	0.07	1.613	0.320	1.886	0.781
<b>Máximo nivel educativo de la madre</b>								
Primaria	0.37	0.41	0.37	0.41	1.546	0.314	0.831	0.991
Secundaria	0.35	0.32	0.36	0.31	1.551	0.322	1.248	1.002
Superior	0.13	0.07	0.14	0.08	1.586	0.324	1.712	0.932
<b>Índice de calidad de vida</b>								
2	0.35	0.32	0.48	0.39	1.667	0.330	1.439	0.672
3	0.04	0.05	0.04	0.03	1.564	0.328	1.134	1.365
<b>Ciencias Sociales</b>								
Sin factor de confusión	0.00	0.00	0.00	0.00	1.564	0.229		
Factor de confusión neutro	0.50	0.50	0.50	0.50	1.589	0.272	1.000	1.007
<b>Factor de confusión como</b>								
<b>Sexo</b>								
Masculino	0.48	0.40	0.49	0.42	1.571	0.279	1.320	0.960
<b>Estrato del hogar</b>								
2	0.75	0.72	0.58	0.59	1.563	0.271	0.964	2.011
3	0.06	0.04	0.27	0.20	1.722	0.291	1.544	0.178
4	0.00	0.00	0.01	0.00	1.570	0.271	1.978	0.098
5	0.00	0.00	0.00	0.00	1.601	0.262	5.884	1.220
6	0.00	0.00	0.00	0.00	1.612	0.263	3.400	3.028

	Fracción U=1 por tratamiento/resultado				ATET	e.e.	Efecto	
	p <sup>11</sup>	p <sup>10</sup>	p <sup>01</sup>	p <sup>00</sup>			resultado Γ	selección Λ
<b>Ingreso familiar mensual</b>								
Entre 1 S.M. y menos de 2 S.M.	0.56	0.61	0.54	0.57	1.570	0.275	0.911	1.116
Entre 2 S.M. y menos de 3 S.M.	0.26	0.19	0.25	0.20	1.589	0.276	1.287	1.019
3 S.M. o más	0.07	0.06	0.10	0.07	1.583	0.274	1.511	0.817
<b>Máximo nivel educativo del padre</b>								
Primaria	0.39	0.41	0.34	0.38	1.590	0.272	0.843	1.195
Secundaria	0.29	0.26	0.33	0.29	1.565	0.270	1.220	0.876
Superior	0.10	0.05	0.13	0.07	1.629	0.281	1.952	0.786
<b>Máximo nivel educativo de la madre</b>								
Primaria	0.36	0.41	0.36	0.41	1.572	0.287	0.789	0.982
Secundaria	0.36	0.32	0.37	0.32	1.591	0.266	1.242	0.988
Superior	0.13	0.08	0.14	0.08	1.598	0.275	1.843	0.932
<b>Índice de calidad de vida</b>								
2	0.35	0.33	0.48	0.40	1.624	0.276	1.362	0.667
3	0.04	0.06	0.04	0.03	1.574	0.277	1.201	1.376
<b>Inglés</b>								
Sin factor de confusión	0.00	0.00	0.00	0.00	1.732	0.238		
Factor de confusión neutro	0.50	0.50	0.50	0.50	1.753	0.284	0.998	1.004
<b>Factor de confusión como</b>								
<b>Sexo</b>								
Masculino	0.45	0.44	0.47	0.44	1.772	0.281	1.126	0.947
<b>Estrato del hogar</b>								
2	0.75	0.72	0.56	0.60	1.796	0.303	0.841	1.997
3	0.07	0.04	0.30	0.18	1.984	0.286	1.924	0.180
4	0.00	0.00	0.01	0.00	1.755	0.284	3.148	0.113
5	0.00	0.00	0.00	0.00	1.791	0.280	5.960	1.062
6	0.00	0.00	0.00	0.00	1.833	0.283	1.868	2.687
<b>Ingreso familiar mensual</b>								
Entre 1 S.M. y menos de 2 S.M.	0.56	0.60	0.53	0.57	1.750	0.289	0.859	1.116
Entre 2 S.M. y menos de 3 S.M.	0.24	0.21	0.25	0.20	1.748	0.275	1.351	1.028
3 S.M. o más	0.08	0.06	0.11	0.06	1.801	0.283	1.765	0.824
<b>Máximo nivel educativo del padre</b>								
Primaria	0.39	0.42	0.33	0.38	1.752	0.286	0.798	1.187
Secundaria	0.29	0.27	0.34	0.28	1.751	0.289	1.334	0.872
Superior	0.11	0.05	0.14	0.07	1.824	0.290	2.195	0.783
<b>Máximo nivel educativo de la madre</b>								
Primaria	0.35	0.42	0.35	0.42	1.764	0.275	0.725	0.978
Secundaria	0.37	0.31	0.38	0.31	1.791	0.275	1.356	1.004
Superior	0.13	0.08	0.15	0.08	1.813	0.284	2.003	0.937
<b>Índice de calidad de vida</b>								
2	0.35	0.33	0.50	0.39	1.830	0.274	1.539	0.671
3	0.03	0.06	0.04	0.03	1.739	0.285	1.243	1.388
<b>Puesto (1 a 1,000)</b>								
Sin factor de confusión	0.00	0.00	0.00	0.00	-54.898	7.992		
Factor de confusión neutro	0.50	0.50	0.50	0.50	-55.901	9.592	1.000	1.001

	Fracción U=1 por tratamiento/resultado				ATET	e.e.	Efecto	
	p <sup>11</sup>	p <sup>10</sup>	p <sup>01</sup>	p <sup>00</sup>			resultado Γ	selección Λ
<b>Factor de confusión como</b>								
<b>Sexo</b>								
Masculino	0.38	0.48	0.40	0.51	-56.036	10.143	0.643	0.954
<b>Estrato del hogar</b>								
2	0.70	0.77	0.59	0.58	-57.221	9.883	1.071	2.003
3	0.04	0.06	0.17	0.28	-64.776	9.966	0.534	0.178
4	0.00	0.00	0.00	0.01	-55.780	9.924	0.417	0.102
5	0.00	0.00	0.00	0.00	-56.309	9.482	0.395	0.976
6	0.00	0.00	0.00	0.00	-56.226	9.358	1.535	2.730
<b>Ingreso familiar mensual</b>								
Entre 1 S.M. y menos de 2 S.M.	0.61	0.57	0.57	0.54	-56.330	9.257	1.113	1.130
Entre 2 S.M. y menos de 3 S.M.	0.19	0.25	0.19	0.25	-56.003	9.899	0.736	1.028
3 S.M. o más	0.05	0.08	0.06	0.10	-56.432	9.395	0.562	0.817
<b>Máximo nivel educativo del padre</b>								
Primaria	0.41	0.39	0.38	0.34	-56.547	9.908	1.235	1.199
Secundaria	0.25	0.30	0.28	0.34	-56.618	9.680	0.747	0.879
Superior	0.05	0.10	0.06	0.13	-57.589	9.335	0.396	0.780
<b>Máximo nivel educativo de la madre</b>								
Primaria	0.40	0.38	0.43	0.36	-55.370	9.638	1.343	0.974
Secundaria	0.32	0.35	0.30	0.37	-56.532	9.569	0.722	1.002
Superior	0.06	0.13	0.07	0.15	-57.353	9.432	0.430	0.929
<b>Índice de calidad de vida</b>								
2	0.30	0.36	0.38	0.49	-59.725	9.580	0.657	0.664
3	0.07	0.03	0.03	0.04	-55.110	9.677	0.730	1.389

Fuente: cálculos propios a partir de la base de datos del ICFES y Secretaría de Educación de Bogotá (2014).

# Instructions for Authors

## Aims and Scope

Ecós de Economía is an international journal of applied economics, with a particular interest in the quantitative analysis of economic, financial, and public policy issues and/or themes related to Latin America. Articles that include and analyze national data are particularly welcome, since these data are often unavailable to international researchers outside the region. The journal is not interested in manuscripts that are solely conceptual in nature.

## Preferred and Acceptable Languages

Manuscripts in English are preferred, but manuscripts in Spanish are acceptable. Authors should be aware that articles in English have an international audience, while articles in Spanish have a regional audience. Communication with authors and reviews of manuscripts will proceed in the language in which the authors initially contact the journal and/or in the language used in the manuscript.

## Publication Schedule

Ecós de Economía is published in June and December, but articles will be posted on-line shortly after acceptance.

## Submission of a Manuscript Precludes Submission to Another Journal

Authors sending manuscripts to the journal must provide exclusive rights of publication to Ecós de Economía. As a consequence, submission to the journal precludes the authors from submitting the manuscript to any other journal for review until they are notified by Ecós de Economía that their manuscript is no longer under consideration for publication. Authors will be required to provide a copyright to the journal prior to publication.

## Procedure for the Review of Submitted Manuscripts

The journal follows a two-part process to provide an efficient review of submitted manuscripts. The Editor-in-Chief, in consultation with the appropriate Associate Editor(s), first reviews the manuscript to determine whether it potentially could provide a valuable contribution to the applied economics literature. In making the initial decision he considers the pertinence of the topic, the validity of the analysis, and the quality of the presentation. If he finds the manuscript promising, he sends it to a referee in the appropriate field for a thorough, written review.

In the event that the Editor-in-Chief rejects the manuscript after the initial review, the corresponding author is notified of the decision and is not provided with a written review. If the manuscript is sent for a thorough review, this review will be provided to the authors regardless of the decision on publication following this review.



### Acceptable Format for Submitted Manuscripts

Articles should be provided in electronic form in WORD or PDF and sent to journal's email address. If the article includes photos or graphics, they should be sufficiently clear to permit evaluation of the manuscript. Better quality photos or graphics may be required for publication. When the articles possess mathematical information and/or econometrics these should be done directly in letter Swis 721 LtCnBt, size 10.5 with the formulas solely in Word (Microsoft Editor in equations 3.0) to avoid problems of presentation. Tables should be with tabs and not have `insert table`. The article should not exceed 10,000 words, and shorter articles are preferred. Manuscripts should be provided in 1.5 spacing and in 12 point font. In special cases the editorial committee will accept initial manuscripts in a different format.

### Each article should contain the following:

- A title in English. If the manuscript is in Spanish, a title in English must also be provided).
- An abstract in English of no more than 100 words describing the objective, methodology and principal conclusions. If the article is in Spanish, the abstract must be provided in Spanish and English.
- Key words (Spanish and English); minimum three, maximum five.
- JEL classification code(s); at least one
- Details of the author: name, academic level, email address and postal address, institutional affiliation (current institution of work, faculty, department, office, etc). If belonging to a research group, the name of the group should be noted.
- The article should contain at least five sections that include an introduction, the methodology, the results, the conclusions, and references. Articles presenting model results should consider including the relevant data in an appendix.

### Quotes and References

Ecos de Economía adopts the APA 6th ed. system for quotations and references.

- Short textual quotes of 3 lines or more are incorporated in the text using quotation marks to indicate them. Longer textual quotes are separated from the text and tabbed from the left margin without need for quotation marks. In both cases, the source should be cited completely, eg. author, year and number of page (Ortiz, 1999, p.2). Quotes are eliminated from the foot of the page, except in using them as clarifying notes. At the end of the article are listed all bibliographical references used in alphabetical order.
- Paraphrases should contain only the author's name and year of publication (Ortiz, 1999).
- If the work has more than three authors, they are cited the first time with all the surnames, and thereafter with the surname of the first author only, followed by the phrase et al.
- If there are more than six authors, et al. is used from the first mention.

- At the end of the article should appear the bibliographical references (only those used inside the text). They are organised in alphabetical order while works by the same author are ordered chronologically using French indentation with double spacing.

### **Books**

Surname, Name. (Year). Title. City: Editorial.

### **Capital of books or works of reference**

Surname, N. & Surname, N. (Year). Title of chapter or entry. In Surname, N. (Ed.), Title of book. (pp.xx-xx). City: Editorial.

### **Books in electronic form**

Surname, N. (Year). Title. Sourced from <http://www.xxxxxxx.xxx>

### **Articles from printed journals**

Surname, N. (Year). Title of article. Title of publication, volume (number), pp. xx-xx.

### **Articles from the Web**

Surname, N. (Year). Title of article. Title of publication, volume (number), pp. xx-xx. Sourced from <http://www.xxxxxxx.xxx>

### **Articles of daily publication, from the Web**

Surname, N. (Year, day of the month). Title of article. Title of publication. Sourced from <http://www.xxxxxxx.xxx>

Please submit papers online to: [www.eafit.edu.co/ecos](http://www.eafit.edu.co/ecos)

**UNIVERSIDAD**  
**EAFIT**<sup>®</sup>

