

ecos de  
**Economía**  
A Latin American Journal of Applied Economics

ISSN 1657-4206  
e-ISSN 2462-8107

**Vol. 20 - No. 42**  
Enero – Junio de 2016  
PP. 1-111  
Medellín - Colombia

**Ecoss de Economía:**

A Latin American Journal of Applied Economics

Frequency: 2 issues/year

ISSN: 1657 - 4206

e-ISSN: 2462-8107

**Focus and Scope**

Ecoss 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: Pub-  
lindex "A2" | Latindex | SciELO Citation Index - WoS  
| Scielo\_Colombia | EconLit | Economía y Negocios-  
EBSCOhost | Fuente Académica Premier – EBSCO-  
host | Business Source Corporate Plus - EBSCOhost  
| ABI/INFORM Complete – Proquest | ABI/INFORM  
Global – Proquest | DoTEc | RePEc | Ideas | EconPa-  
pers | 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**

**Klaus F. Zimmermann**, Harvard University,  
United States

**Subal Kumbhakar**, Binghamton University - State Uni-  
versity of New York, United States

**Ramazan Gençay**, Simon Fraser University, Canada

**Jorge Martínez-Vazquez**, Georgia State University,  
United States

**Rodrigo Soares**, Escola de Economía de São Paulo -  
Fundação Getúlio Vargas, Brazil

**Enrique López-Bazo**, University of Barcelona, Spain

**Sergio Firpo**, Insper Institute of Education and Re-  
search, Brazil

**Associate Editors**

**Sergio S. Urzúa**, University of Maryland, United States

**Daniel Bergstresser**, Brandeis University, United States

**Félix Rioja**, Georgia State University, United States

**Hugo Ñopo**, GRADE Group for the Analysis of Devel-  
opment, Peru

**Claudio Bravo-Ortega**, Universidad de Chile, Chile

**Luis Díaz-Serrano**, Universitat Rovira i Virgili, Spain

**Luis H. Gutierrez**, Universidad del Rosario, Colombia

**Juan C. Duque**, Universidad EAFIT, Colombia

**Gustavo Canavire Bacarreza**, Universidad  
EAFIT, Colombia

**Carlos Medina**, Banco de la República, Colombia

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

**Jorge Guillén Uyen**, Universidad ESAN, Peru

**Diego A. Agudelo Rueda**, Universidad EAFIT, Colombia

**Contact Editorial Office:**

Ecoss 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

# Contents

Análisis del Comportamiento Manada en los sectores bursátiles de América Latina <i>An analysis of herd behavior in Latin American stock markets</i> <i>Juan Benjamín Duarte Duarte, Laura Daniela Garcés Carreño, Katherine Julieth Sierra Suárez</i> .....	4
Evaluación de la transmisión de la tasa de interés de referencia a las tasas de interés del sistema financiero Colombiano <i>An evaluation of the transmission of the policy interest rate to the financial system's interest rates in Colombia</i> <i>Jose Eduardo Gomez-Gonzalez, Eliana González-Molano, Carlos Huertas-Campos, Deicy Cristiano-Botia, Ximena Chavarro-Sanchez</i> .....	19
Global trends in relative and absolute income inequality <i>Tendencias mundiales de desigualdad de ingreso en términos absolutos y relativos</i> <i>Thomas Goda</i> .....	46
For love or for money? A study of the marriage wage premium in Colombia <i>¿Por amor o por dinero? Un estudio de la prima salarial por matrimonio en Colombia</i> <i>Sami Gabriel Coavas Blanquicett, Laura Gómez Duarte</i> .....	70
¿Crean valor los fondos de inversión colectiva colombianos enfocados en acciones? <i>Colombian mutual funds that invest in stocks: Do they create value?</i> <i>Juan David MonsalveNicolas Arango Toro</i> .....	90

---

ANÁLISIS DEL COMPORTAMIENTO  
MANADA EN LOS SECTORES  
BURSÁTILES DE AMÉRICA LATINA

An analysis of herd behavior in  
Latin American stock markets

Juan Benjamín Duarte Duarte,  
Laura Daniela Garcés Carreño,  
Katherine Julieth Sierra Suárez

---

Research Article

## ANÁLISIS DEL COMPORTAMIENTO MANADA EN LOS SECTORES BURSÁTILES DE AMÉRICA LATINA

### An analysis of herd behavior in Latin American stock markets

Juan Benjamín Duarte Duarte<sup>a\*</sup>, Laura Daniela Garcés Carreño<sup>b</sup>,  
Katherine Julieth Sierra Suárez<sup>c</sup>

**Palabras clave:** Efecto Manada, Mercados latinoamericanos, Dispersión de los retornos.

**Key words:** Herd Behavior, Latin America Stock Markets, Variation in Returns

**JEL classification:** C31, G14, G15

**Received:** 20/01/2015

**Accepted:** 19/04/2016

**Published:** 17/06/2016

#### Resumen

El objetivo de este artículo es investigar la existencia de efecto manada en los principales mercados bursátiles de América Latina (Brasil, México, Chile, Colombia, Perú y Argentina), para el periodo comprendido entre el 2 de enero de 2002 y el 30 de junio de 2014, tomando como variable de estudio la dispersión de los retornos del índice más representativo de cada país y de los sectores que lo componen, utilizando el modelo propuesto por [Christie y Huang](#) (1995). Los resultados obtenidos no revelan presencia alguna de efecto manada en el total de los mercados ni en los sectores que los conforman.

#### Abstract

This research investigates whether the major stock markets in Latin America (Brazil, Mexico, Chile, Colombia, Peru and Argentina) exhibited herd behavior over the period January 2, 2002 to June 30, 2014, using the variation in the returns overall and by sector in the most representative stock market index in each country, using the model proposed by [Christie y Huang](#) (1995). The results do not reveal any herd behavior in the total market, or in the sectors of the markets examined in the study.

#### 1. Introducción

Aunque [Fama](#) (1970) sostiene que los mercados deben estar compuestos por inversionistas racionales que interpretan y utilizan toda la información disponible siguiendo modelos de valoración de activos generalmente aceptados, haciendo que diferentes inversores obtengan estimaciones similares del precio, que teóricamente deberían estar cercanos al valor fundamental del activo; se han detectado anomalías

a, b, c. Universidad Industrial de Santander, Colombia. Escuela de Estudios Industriales y Empresariales, Grupo de investigación Finance & Management.

\* Autor para correspondencia: Profesor titular Universidad Industrial de Santander, Bucaramanga, Colombia. Escuela de Estudios Industriales y Empresariales, Grupo de investigación Finance & Management. Correo electrónico: [jduarte@uis.edu.co](mailto:jduarte@uis.edu.co); [jbduarted@hotmail.com](mailto:jbduarted@hotmail.com).

y conductas que no pueden ser explicadas por teorías y modelos racionales, es por esto que en los últimos años ha tomado fuerza una nueva disciplina llamada finanzas conductuales, defendida por [Shiller](#) (2003), quien manifiesta que los inversores toman sus decisiones motivados por aspectos psicológicos y sociológicos, propios de la naturaleza humana, contradiciendo algunos de los supuestos de la teoría de los mercados eficientes.

Una de dichas anomalías es el efecto manada, que ha sido estudiado y documentado por varios autores, y los resultados varían dependiendo del enfoque y del país. De manera amplia, este comportamiento se puede definir como la tendencia de algunos inversores a tomar decisiones ya sean espontáneas o premeditadas, con base en los razonamientos e ideas de la colectividad, sean correctos o no desde un punto de vista racional. La importancia de investigar este tipo de comportamiento radica en el hecho de que si un agente verifica su existencia, podría tomar posiciones de compra y venta de activos financieros que lo lleven a obtener rentabilidad positiva de forma sistemática, resultado que refutaría la hipótesis de mercado eficiente.

Este tipo de conducta se ha estudiado tanto para índices generales como para sectores bursátiles, en países tales como: Estados Unidos, España, Grecia, Portugal, China, India y Australia, sin embargo para el caso de la región latinoamericana las investigaciones se han centrado en evaluar este efecto en los índices generales mas no en los sectores que componen dichos mercados. Además teniendo en cuenta que [Acevedo, Fleisman, Montoya y Mora](#) (2010) consideran que gracias a la creciente confianza de los inversionistas extranjeros en los países de la región, el principal destino de la inversión extranjera directa (IED) se concentra en sectores estratégicos tales como minero, energético, petróleo, financiero y telecomunicaciones, la presente investigación tiene como fin verificar empíricamente el efecto manada en los principales mercados de América Latina (Brasil, México, Chile, Colombia, Perú y Argentina) y en sus respectivos sectores económicos, contribuyendo a comprender mejor la forma como los inversionistas toman sus decisiones en el proceso de compra y venta de activos. Para realizar tal comprobación se hace un análisis preliminar estadístico y se utiliza el modelo propuesto por [Christie y Huang](#) (1995), el cual se centra en el análisis de la dispersión de las series bursátiles, mediante la evaluación de la cercanía entre los retornos individuales y el retorno del mercado, encontrando que el efecto manada no se evidencia ni en los mercados completos ni en los sectores al interior de ellos.

Este documento se divide en 5 secciones: en la primera se presenta la introducción; la segunda y tercera parte consisten en la revisión de la literatura y la metodología, respectivamente; en la cuarta sección se presentan los resultados obtenidos, mientras que la quinta sección corresponde a las conclusiones.

## 2. Revisión de la literatura

El efecto manada ha sido estudiado por un gran número de investigadores en el área financiera y afines, esto ha dado como resultado una variedad de definiciones. [Devenow y Welch](#) (1996, pág. 604) enuncian que este efecto implica “patrones correlacionados de comportamiento entre los individuos”, argumentando que dichos patrones requieren de mecanismos de coordinación, basados en alguna señal o en la capacidad de observar a otros tomadores de decisiones. [Hott](#) (2009) en su estudio concibe dicho efecto como la influencia positiva de las decisiones de unos inversores sobre las decisiones de un inversor en particular. Por último [Sharma y Bikhchandani](#) (2001) definen el efecto manada como el intento obvio de un inversor de copiar el comportamiento de otros inversores, matizando que existe una diferencia entre la conducta intencional y no intencional (espuria): en donde la primera se da por

la intención de los agentes de imitar las acciones de sus similares, asociada a razones como la información imperfecta, la preocupación por la reputación y las estructuras de compensación; mientras que la segunda hace referencia a situaciones donde los agentes se enfrentan a problemas y conjuntos de información similares, que lo llevan a decisiones semejantes, sin que se presente influencia de unos inversores sobre otros, es decir, el efecto se presenta porque diferentes agentes interpretan de la misma forma la información disponible.

Dada la importancia de este comportamiento, una serie de autores ha intentado comprobar empíricamente la existencia de efecto manada mediante medidas de dispersión, con un enfoque amplio de mercado, es decir, que no evalúa el comportamiento del inversor a nivel individual. El primer modelo fue propuesto por [Christie y Huang](#) (1995), tomando como medida de dispersión de los retornos, la desviación estándar de sección cruzada (Cross Sectional standard deviation-CSSD), buscando estudiar los fuertes movimientos de los precios de las acciones en el periodo de 1925 a 1988 en el mercado de valores estadounidense y los sectores al interior de este, no hallando evidencia a favor de la presencia de dicho efecto. A partir de este planteamiento [Chang, Cheng y Khorana](#) (2000) proponen un modelo más robusto usando la desviación absoluta de sección cruzada (Cross Sectional absolute deviation-CSAD), para verificar la existencia del efecto en el periodo de 1963 a 1997 en los mercados de Estados Unidos, Japón, Hong Kong, Sur Corea y Taiwán; sus resultados indican evidencia parcial de efecto manada en el mercado de Hong Kong y un efecto significativo en los mercados de Sur Corea y Taiwán. Basados en los modelos mencionados, algunos investigadores han examinado la presencia del efecto manada en diferentes regiones del mundo, tal como se detallan a continuación.

En el mercado europeo, [Ourda, Bouri y Bernard](#) (2013) estudiaron el efecto con retornos mensuales en diez sectores compuestos por las 174 empresas de mayor capitalización bursátil del índice EuroStoxx600 desde 1998 a 2010, comprobando la existencia de comportamiento manada en la mayoría de industrias, con excepción del sector bienes de consumo; además los autores determinan que durante el subperiodo de crisis 2007-2008 el efecto manada detectado en los sectores financiero y tecnología está influenciado por la crisis de las sub-primas. [Economou, Kostakis y Philippas](#) (2010) durante el periodo de 1998-2008, hallaron efecto manada en los mercados de Grecia e Italia, efecto parcial en Portugal y ninguna evidencia de esta anomalía en España. [Henker, Henker y Mitsios](#) (2006) analizaron la presencia del efecto manada con datos intradía de 160 empresas del índice ASX200 de Australia y en diez de sus sectores económicos, para el periodo 2001-2002, concluyendo ausencia de dicho efecto. [Caporale, Economou y Philippas](#) (2008) examinaron la presencia de comportamiento manada en la bolsa de valores de Atenas a partir de datos diarios, semanales y mensuales para los años 1998-2007, hallando evidencia más fuerte de efecto en los datos diarios y en periodos de ascenso del mercado.

En el mercado asiático, [Lao y Singh](#) (2011) estudiaron el efecto en el índice más representativo de China e India, Shanghai A-Share index y Bombay Stock Exchange index respectivamente, desde 1999-2009, encontrando que en China el comportamiento manada predomina cuando el mercado está en declive y el volumen de transacción es alto, mientras que en India ocurre cuando el mercado está en ascenso. Adicional a esto [Tan, Chiang, Mason y Nelling](#) (2008) analizaron el comportamiento manada en China de las acciones tipo A (dominadas por los inversores locales) y tipo B (dominadas por los inversores extranjeros) desde 1994 a 2003, concluyendo que el efecto está presente en los dos tipos de acciones para periodos de alza, baja, volumen de transacción y volatilidad altos. [Liu](#) (2013) realizó un análisis empírico en el mercado de Singapur desde 2002-2012, cuyos resultados manifiestan que el comportamiento manada es más significativo cuando el mercado está en descenso, durante periodos de crisis financieras y en los sectores cuidado de la salud, financiero y servicios de consumo.

En el mercado latinoamericano, [Chiang y Zheng](#) (2010) encontraron que el efecto no se presenta en esta región en el periodo de 1988 a 2009, mientras que en periodos de crisis en los mercados de Argentina y México, estos exhiben dicho efecto, adicional a esto, [de Almeida, Costa y Da Costa](#) (2012) detectan indicios de comportamiento manada en el mercado chileno entre 2000 y 2010, en activos de alto volumen de negociación y de baja y alta volatilidad.

Por último, [Chen](#) (2013) realizó un estudio global con 69 países, dividiéndolos en países desarrollados, emergentes y de frontera, en el periodo 2000-2009, concluyendo fuerte evidencia a favor del efecto en casi todos los mercados bursátiles, resaltando que esta anomalía es más fuerte en los mercados desarrollados y que los inversores tienden a manifestar este comportamiento como respuesta a las malas noticias.

### 3. Metodología

Para verificar la presencia o no de efecto manada en los mercados latinoamericanos se usó el modelo propuesto por [Christie y Huang](#) (1995), que se enfoca en evaluar la presencia de efecto manada durante momentos de extremos movimientos del mercado.

La variable objeto de estudio es la desviación estándar de sección cruzada (Cross Sectional Standard Deviation, CSSD) de los retornos individuales con respecto al retorno del mercado, planteada en la [ecuación 1](#).

$$CSSD_t = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^N (R_{it} - R_{mt})^2}{N-1}} \quad (1)$$

Donde  $R_{it}$  es la rentabilidad de la acción  $i$  en el tiempo  $t$  y  $R_{mt}$  es la rentabilidad del mercado, calculada mediante el promedio de sección cruzada de las  $N$  rentabilidades de las acciones disponibles en el mercado en el tiempo  $t$ . Luego para comprobar la existencia de efecto manada durante condiciones extremas del mercado se estima el modelo de regresión lineal binario, presentado en la [ecuación 2](#).

$$CSSD_t = \alpha + \beta_1 D^L + \beta_2 D^U + E_t \quad (2)$$

Donde  $D^L$  es una variable dicotómica, que toma el valor de 1 si el retorno del mercado en el tiempo  $t$ , se encuentra en el extremo 1%, 5% y 10% de la cola inferior de la distribución, y cero de otra manera. Por otro lado,  $D^U$  se define como una variable dicotómica, que toma el valor de 1 si el retorno del mercado se encuentra en el extremo 1%, 5% y 10% de la cola superior de la distribución y cero de otra manera. El coeficiente  $\alpha$  expresa la dispersión promedio de la muestra, excluyendo las dos regiones cubiertas por las variables dicotómicas. De acuerdo con este modelo, la presencia de negatividad y significancia estadística en  $\beta_1$  y  $\beta_2$  indicarían una disminución en promedio de la dispersión, sugiriendo la presencia de efecto manada.

Como la desviación estándar de sección cruzada (CSSD) puede estar afectada por valores atípicos, [Christie y Huang](#) (1995) definen la desviación absoluta de sección cruzada (Cross Sectional Absolute Deviation, CSAD) como una mejor medida de dispersión ([ecuación 3](#)).

$$CSAD_t = \frac{\sum_{i=1}^N |R_{it} - R_{mt}|}{N} \quad (3)$$

Donde  $R_{it}$  y  $R_{mt}$  equivalen a lo definido en CSSD ([ecuación 1](#)).



Teniendo en cuenta lo anterior, en el presente trabajo se estima la regresión de la [ecuación 2](#), usando como variable objeto de estudio la desviación absoluta de sección cruzada (CSAD), como se indica en la [ecuación 4](#).

$$CSAD_t = \alpha + \beta_1 D^L + \beta_2 D^U + E_t \quad (4)$$

### 3.1 Datos

Los datos utilizados en la presente investigación corresponden a los precios de cierre diario de las empresas que componen el índice más representativo de cada una de las principales bolsas de valores de Latinoamérica (Brasil, México, Chile, Colombia, Perú y Argentina), durante el periodo comprendido entre el 2 de enero de 2002 y el 30 de junio de 2014, se omiten los días en los cuales las bolsas no operaron y aquellas empresas con cotizaciones inferiores a un año. En el caso particular del mercado accionario de Colombia, las empresas consideradas son aquellas que han estado listadas por lo menos una vez en las canastas trimestrales del COLCAP, que hayan cotizado en junio de 2014 y que posean un nivel de liquidez alto. Los datos se obtuvieron de Bloomberg Professional Service.

El efecto manada se analiza para cada mercado bursátil de Latinoamérica, usando todas las empresas seleccionadas y los sectores que lo componen de acuerdo con la clasificación propuesta por cada una de las respectivas bolsas de valores de Latinoamérica, motivo por el cual los sectores difieren de un país a otro, esto se hizo con el fin de facilitar el reconocimiento de las empresas de acuerdo al sector en el que se encuentre, por parte de los inversores e investigadores de cada país. En la [Tabla 1](#) se especifica el número de empresas elegidas y los sectores conformados por cada país.

**Tabla 1. Empresas seleccionadas y sectores conformados**

PAÍS	NO. DE EMPRESAS SELECCIONADAS	NO. DE SECTORES CONFORMADOS
Brasil	69	12
México	35	7
Chile	40	7
Colombia	26	5
Perú	27	4
Argentina	13	4
Total	210	39

## 4. Resultados

Inicialmente se estimaron las estadísticas descriptivas de las series ([Ver Anexo](#)) para analizar las variables objeto de estudio desde la óptica de tipo de distribución y estacionariedad, y posteriormente en la [Tabla 2](#) se expusieron los resultados del modelo propuesto por [Christie y Huang](#) (1995), con el propósito de evaluar la presencia de comportamiento manada.

#### 4.1 Estadísticas descriptivas

En la investigación se estiman las estadísticas descriptivas diarias de la rentabilidad promedio del mercado ( $R_{mt}$ ), y de la desviación absoluta de sección cruzada ( $CSAD_t$ ), con el fin de establecer las características de las series financieras, tanto para el total de empresas seleccionadas en cada uno de los países, como para los sectores a su interior. Como se puede ver en el anexo 1, la media de la rentabilidad varía de  $-0.0323\%$  para el sector de *madera y papel* hasta  $0.1428\%$  para el sector de *consumo cíclico* ambos pertenecientes al mercado de Brasil. En cuanto a la volatilidad de los retornos, medido por la desviación estándar, se observa que en Chile el *mercado total* exhibe los menores valores ( $0.8751\%$ ), mientras que el sector de *demás empresas* del mercado de Argentina presenta el valor más alto ( $2.8429\%$ ). Igualmente en este anexo se presentan los valores máximos y mínimos de la  $R_{mt}$ , a partir de los cuales se observa que durante el periodo analizado el mayor declive lo tuvo el sector de *productos de consumo frecuente* del mercado de México con un  $-47.7185\%$ , mientras que la mayor valorización la presentó el sector *minero* del mercado de Brasil con un  $57.6543\%$ .

Por otro lado, al analizar el comportamiento de la medida de dispersión (CSAD), se puede resaltar que su variación promedio oscila entre  $0.7210\%$  para el sector de *comerciales y distribuidoras* del mercado de Chile hasta un  $1.7259\%$  para el sector *minero* del mercado de Perú. Adicionalmente, los valores máximos y mínimos de los CSAD diarios, muestran que el sector *minero* del mercado de Brasil exhibe el valor más alto ( $78.5385\%$ ), mientras que el sector de *demás empresas* del mercado de México exhibe el valor más bajo ( $0.0001\%$ ).

Por último al examinar el sesgo (S) y la curtosis (C), se observa que las series no siguen los parámetros de una distribución normal ( $S=0$  y  $C=3$ ), lo cual es confirmado por el test Jarque Bera, que rechaza la hipótesis de normalidad para cada variable. Además se puede notar que los valores de la curtosis son estadísticamente mayores a tres lo que sugiere distribuciones leptocúrticas, común en las series financieras. Los resultados obtenidos con el test de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) indican que la rentabilidad del mercado y el CSAD, exhiben series estacionarias tanto en el total de empresas seleccionadas en cada país como en los sectores al interior de este, a excepción de la serie CSAD en el *mercado total* de Argentina.

#### 4.2 Resultados del modelo de Christie y Huang

En la [Tabla 2](#) se presentan los coeficientes estimados a partir del modelo de regresión lineal expresado en la [ecuación 4](#), tanto para el total de empresas seleccionadas por país como para los sectores al interior de cada mercado. Se consideran como criterios extremos el 1%, 5% y 10% de las observaciones que estén en la cola superior o inferior de la distribución de rentabilidad del mercado.

**Tabla 2. Resultados del modelo**

Cartera	Criterio 1%			Criterio 5%			Criterio 10%		
	$\alpha$	$\beta_1$	$\beta_2$	$\alpha$	$\beta_1$	$\beta_2$	$\alpha$	$\beta_1$	$\beta_2$
<b>BRASIL</b>									
Mercado Total	0.0154*	0.0148*	0.0164*	0.0150*	0.0069*	0.0076*	0.0147*	0.0049*	0.0053*
Bancario	0.0080*	0.0060*	0.0080*	0.0079*	0.0026*	0.0037*	0.0078*	0.0014*	0.0029*
Otros Financieros	0.0120*	0.0175*	0.0177*	0.0115*	0.0083*	0.0084*	0.0111*	0.0058*	0.0065*
Construcción Civil	0.0155*	0.0215*	0.0268*	0.0151*	0.0074*	0.0110*	0.0148*	0.0046*	0.0072*
Servicios Públicos	0.0130*	0.0100*	0.0113*	0.0126*	0.0067*	0.0063*	0.0123*	0.0048*	0.0049*
Consumo Cíclico	0.0147*	0.0921*	0.1133*	0.0138*	0.0266*	0.0334*	0.0132*	0.0152*	0.0205*
Consumo no Cíclico	0.0140*	0.0105*	0.0123*	0.0136*	0.0059*	0.0067*	0.0133*	0.0044*	0.0056*

Cartera	Criterio 1%			Criterio 5%			Criterio 10%		
	$\alpha$	$\beta_1$	$\beta_2$	$\alpha$	$\beta_1$	$\beta_2$	$\alpha$	$\beta_1$	$\beta_2$
Madera y Papel	0.0111*	0.0139*	0.0197**	0.0108*	0.0055*	0.0082*	0.0107*	0.0026*	0.0053*
Siderurgia	0.0097*	0.0039*	0.0077*	0.0094*	0.0028*	0.0046*	0.0093*	0.0016*	0.0034*
Transporte	0.0144*	0.0253*	0.0468*	0.0139*	0.0106*	0.0153*	0.0136*	0.0064*	0.0095*
Minero	0.0086*	0.0281*	0.0632**	0.0080*	0.0120*	0.0193*	0.0076*	0.0079*	0.0113*
Telecomunicaciones	0.0123*	0.0205*	0.0222*	0.0118*	0.0089*	0.0091*	0.0114*	0.0060*	0.0066*
Petroquímicos	0.0096*	0.0097*	0.0169*	0.0093*	0.0035*	0.0080*	0.0090*	0.0025*	0.0063*
<b>MÉXICO</b>									
Mercado Total	0.0124*	0.0187*	0.0173*	0.0119	0.0084*	0.0084*	0.0116*	0.0056*	0.0062*
Bienes de Consumo NB	0.0102*	0.0228*	0.0232*	0.0094	0.0114*	0.0132*	0.0087*	0.0089*	0.0107*
Materiales	0.0129*	0.0215*	0.0235*	0.0120	0.0131*	0.0124*	0.0115*	0.0082*	0.0095*
Alimentos, Bebidas y Tabaco	0.0101*	0.0228*	0.0190*	0.0097*	0.0079*	0.0086*	0.0093*	0.0051*	0.0065*
Entidades Financieras	0.0109*	0.0318*	0.0391*	0.0102*	0.0124*	0.0168*	0.0097*	0.0078*	0.0113*
Productos de Consumo Frec	0.0092*	0.0394	0.0263*	0.0087*	0.0119**	0.0112*	0.0084*	0.0069**	0.0079*
Industrial	0.0115*	0.0197*	0.0294*	0.0109*	0.0096*	0.0131*	0.0103*	0.0073*	0.0095*
Demás Empresas	0.0081*	0.0114*	0.0131*	0.0076*	0.0058*	0.0077*	0.0074*	0.0040*	0.0049*
<b>CHILE</b>									
Mercado Total	0.0097*	0.0091*	0.0133*	0.0093*	0.0043*	0.0068*	0.0091*	0.0033*	0.0050*
Alimentos y Bebidas	0.0085*	0.0154*	0.0111*	0.0079*	0.0085*	0.0088*	0.0075*	0.0061*	0.0072*
Bancarias y Financieras	0.0077*	0.0109*	0.0089*	0.0074*	0.0046*	0.0059*	0.0071*	0.0035*	0.0048*
Comerciales y Distribuidoras	0.0071*	0.0049**	0.0059*	0.0068*	0.0023*	0.0058*	0.0066*	0.0018*	0.0045*
Inversiones e Inmobiliarias	0.0088*	0.0110*	0.0190*	0.0082*	0.0073*	0.0102*	0.0078*	0.0053*	0.0079*
Servicios Públicos	0.0088*	0.0114**	0.0129*	0.0084*	0.0053*	0.0067*	0.0081*	0.0039*	0.0052*
Servicios Varios	0.0086*	0.0101*	0.0472	0.0082*	0.0045*	0.0141**	0.0079*	0.0035*	0.0095*
Demás Empresas	0.0105*	0.0147*	0.0223*	0.0099*	0.0077*	0.0123*	0.0094*	0.0059*	0.0092*
<b>COLOMBIA</b>									
Mercado Total	0.0104*	0.0117*	0.0128*	0.0099*	0.0066*	0.0082*	0.0095*	0.0050*	0.0066*
Financiero	0.0084*	0.0107*	0.0179*	0.0077*	0.0076*	0.0118*	0.0073*	0.0055*	0.0083*
Inversiones	0.0076*	0.0109*	0.0106*	0.0071*	0.0067*	0.0092*	0.0067*	0.0046*	0.0071*
Petróleo	0.0106*	0.0355**	0.0230*	0.0100*	0.0140*	0.0098*	0.0097*	0.0086*	0.0065*
Energía	0.0073*	0.0125*	0.0147*	0.0067*	0.0075*	0.0088*	0.0064*	0.0051*	0.0062*
Demás Empresas	0.0120*	0.0314*	0.0262*	0.0110*	0.0134*	0.0170*	0.0103*	0.0092*	0.0129*
<b>PERÚ</b>									
Mercado Total	0.0144*	0.0210*	0.0234*	0.0136*	0.0122*	0.0143*	0.0129*	0.0091*	0.0103*
Minero	0.0162*	0.0603*	0.0500*	0.0148*	0.0232*	0.0253*	0.0140*	0.0150*	0.0172*
Servicios Públicos	0.0075*	0.0161*	0.0148*	0.0069*	0.0089*	0.0093*	0.0063*	0.0077*	0.0074*
Industrial	0.0144*	0.0200*	0.0217*	0.0135*	0.0121*	0.0152*	0.0127*	0.0090*	0.0131*
Diversas	0.0116*	0.0492*	0.0511*	0.0102*	0.0223*	0.0262*	0.0093*	0.0155*	0.0185*

Cartera	Criterio 1%			Criterio 5%			Criterio 10%		
	$\alpha$	$\beta_1$	$\beta_2$	$\alpha$	$\beta_1$	$\beta_2$	$\alpha$	$\beta_1$	$\beta_2$
ARGENTINA									
Mercado Total	0.0160*	0.0200*	0.0387*	0.0152*	0.0110*	0.0166*	0.0147*	0.0074*	0.0111*
Metalúrgica y Siderúrgica	0.0109*	0.0132*	0.0133*	0.0105*	0.0048*	0.0096*	0.0101*	0.0037*	0.0074*
Petróleo y Gas	0.0132*	0.0376*	0.0222*	0.0123*	0.0163*	0.0151*	0.0114*	0.0120*	0.0120*
Bancario	0.0101*	0.0121*	0.0205*	0.0096*	0.0068*	0.0089*	0.0094*	0.0040*	0.0065*
Demás Empresas	0.0152*	0.0503*	0.0685*	0.0141*	0.0194*	0.0275*	0.0132*	0.0127*	0.0197*

El estadístico-t basado en Newey-West (1987) consistente con heterocedasticidad y autocorrelación es usado para probar la hipótesis. \*, \*\* y \*\*\* valores significativos al 1%, 5% y 10% respectivamente.

De acuerdo con los resultados presentados en la [Tabla 2](#), se puede observar que los coeficientes  $\beta_1$  y  $\beta_2$  son positivos y estadísticamente significativos para la mayoría de los casos, tanto para el total del mercado como para sus sectores, sugiriendo un incremento en la dispersión (CSAD), motivado por fuertes movimientos en los precios de las acciones del respectivo mercado, lo que implica una posible divergencia en las decisiones de los agentes financieros y por lo tanto ausencia de comportamiento manada. Por otro lado, bajo el criterio del 1% de estrés de mercado, el  $\beta_2$  del sector de servicios varios de Chile y el  $\beta_1$  del sector de productos de consumo frecuente de México, son no significativos, lo cual querría decir que la CSAD es explicada solamente por los coeficientes restantes.

Además en primera instancia se puede apreciar que los sectores que exhiben los menores incrementos de dispersión ( $\beta_1$  y  $\beta_2$ ), característica que de acuerdo con [Christie y Huang](#) (1995) se podría deber a una mayor regulación del sector, son: en Brasil, *siderurgia* y *bancario*; en México, *demás empresas*; en Chile, *comerciales* y *distribuidoras*; en Colombia, *financiero* e *inversiones*; en Perú, *servicios públicos*; y en Argentina, *bancos* con *metalúrgica* y *siderúrgica*. Mientras que en segunda instancia aquellos sectores que presentan los mayores incrementos de dispersión son: en Brasil, *consumo cíclico*; en México, *productos de consumo frecuente*, *entidades financieras*, *materiales* y *bienes de consumo no básico*; en Chile, *alimentos* y *bebidas* y *servicios varios*; en Colombia, *demás empresas* y *petróleo*; en Perú, *minerías* y *diversas*; y en Argentina, *demás empresas*; lo que se podría interpretar como sectores con menor regulación, donde no se evidencia comportamiento manada, llevando a pensar que son sectores con empresas altamente competitivas que exhiben eficiencia en sus mercados. Igualmente al analizar el incremento de la volatilidad por países, se encuentra que quienes manifiestan menores y mayores betas son Chile y Perú respectivamente.

Finalmente considerando los criterios 5% y 10%, se resalta que la mayoría de los coeficientes  $\beta_2$  son significativamente mayores que los  $\beta_1$ , lo que quiere decir, que la distribución del CSAD presenta asimetría positiva y que por lo tanto existe más volatilidad en días con rentabilidades altas que bajas.

## 5. Conclusiones

A partir del análisis de las series financieras bajo estudio, se encuentra que los niveles de dispersión aumentan significativamente cuando los precios de las acciones sufren grandes fluctuaciones, lo cual se interpreta, según la metodología de [Christie y Huang](#) (1995), como una ausencia de efecto manada en el periodo total (02/01/2002-30/06/2014) en los índices más representativos de los principales mercados bursátiles de América Latina (Brasil, México, Chile, Colombia, Perú y Argentina). Similares hallazgos se evidencian en los sectores al interior de estos mercados. Los anteriores resultados

podrían sugerir eficiencia en los mercados bursátiles de Latinoamérica respecto al efecto manada, dado que los agentes estarían tomando sus decisiones de inversión en base a sus propios juicios sin seguir a sus pares más influyentes.

Es importante resaltar que estos resultados son semejantes a los encontrados en la literatura en el periodo 1988 a 2009 (Chiang & Zheng, 2010) y 2000 a 2010 (de Almeida, Costa, & da Costa Jr., 2012), que no indican presencia de efecto manada en gran parte de los mercados accionarios de América Latina.

Dada la existencia de otros modelos similares utilizados para comprobar la presencia de efecto manada y que el número de empresas al interior de algunos de los sectores e índices bursátiles latinoamericanos es relativamente pequeño, los resultados de la presente investigación deben ser tomados con cierto grado de precaución, evitando caer en generalizaciones, ya que para llegar de forma contundente a la conclusión de ausencia de efecto manada de la presente investigación, deberían contrastarse los resultados con los obtenidos mediante la aplicación de otras metodologías.

## Referencias bibliográficas

- Acevedo V., N., Fleisman V., D., Montoya V., A., & Mora C., A. M. (2010). Generalidades de los ADRS: Un estudio de caso sectorial para empresas de Colombia, México, Brasil y Chile. *Ecos de Economía*, 14(31), 64-97.
- Bikhchandani, S., & Sharma, S. (2001). Herd Behavior in Financial Markets. *IMF Staff Papers, International Monetary Fund*, 47, 279-310.
- Caporale, G. M., Economou, F., & Philippas, N. (2008). Herding behaviour in extreme market conditions: the case of the Athens Stock Exchange. *Economics Bulletin*, 7(17), 1-13.
- Chang, E. C., Cheng, J. W., & Khorana, A. (2000). An examination of herd behavior in equity markets: An international perspective. *Journal of Banking & Finance* 24, 1651-1679.
- Chen, T. (2013). Do Investors Herd in Global Stock Markets? *Journal of Behavioral Finance*, 14, 230-239.
- Chiang, T. C., & Zheng, D. (2010). An empirical analysis of herd behavior in global stock markets. *Journal of Banking & Finance* 34, 1911-1921.
- Christie, W. G., & Huang, R. D. (1995). Following the Pied Piper: Do Individual Returns Herd around the Market. *Financial Analysts Journal*, 31-37.
- de Almeida, R. P., Costa, H. C., & da Costa Jr., N. C. (2012). Herd Behavior in Latin American Stock Markets. *Latin American Business Review*, 13(2), 81-102.
- Devenow, A., & Welch, I. (1996). Rational herding in financial economics. *European Economic Review* 40, 603-615.
- Economou, F., Kostakis, A., & Philippas, N. (2010). An examination of herd behavior in four mediterranean stock markets. In *European economics and finance society conference paper*.
- Fama, E. F. (1970). Efficient capital markets: A review of theory and empirical work. *The journal of Finance*, 25(2), 383-417.
- Henker, J., Henker, T., & Mitsios, A. (2006). Do investors herd intraday in Australian equities? *International Journal of Managerial Finance*, 2(3), 196-219.
- Hott, C. (2009). Herding behavior in asset markets. *Journal of Financial Stability*, 5, 35-56.
- Lao, P., & Singh, H. (2011). Herding behaviour in the Chinese and Indian stock markets. *Journal of Asian Economics* 22, 495-506.

- Liu, S. (2013). *An empirical analysis of herd behavior in the Singapore stock market*. Tesis de maestría en finanzas, Saint Mary's University.
- Newey, W. K., & West, K. D. (1987). A simple, positive semi-definite, heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix. *Econometrica* 55, 703-708.
- Ouarda, M., Bouri, A. E., & Bernard, O. (2013). Herding Behavior under Markets Condition: Empirical Evidence on the European Financial Markets. *International Journal of Economics and Financial Issues*, 3(1), 214-228.
- Shiller, R. J. (2003). From Efficient Markets Theory to Behavioral Finance. *Journal of Economic Perspectives*, 17(1), 83-104.
- Tan, L., Chiang, T. C., Mason, J. R., & Nelling, E. (2008). Herding behavior in Chinese stock markets: An examination of A and B shares. *Pacific-Basin Finance Journal*, 16, 61-77.

## Anexo. Estadísticas Descriptivas

Cartera/variable	N	Media (%)	Desv.Est. (%)	Máx. (%)	Mín. (%)	S	C	PIB	Test ADF.
<b>BRASIL</b>									
<b>Mercado Total</b>									
Rmt	69	0.0539	1.5660	13.2576	-10.7031	-0.1579	9.0937	0%	-54.49*
CSAD		1.5752	0.5298	7.4607	0.0660	2.7147	17.3075	0%	-7.05*
<b>Bancario</b>									
Rmt	6	0.0590	2.0158	19.5398	-12.3028	0.2978	8.5681	0%	-51.88*
CSAD		0.8184	0.4721	6.7035	0.0796	2.2313	15.5217	0%	-7.40*
<b>Otros Financieros</b>									
Rmt	8	0.0740	1.8412	18.7486	-13.1306	0.2153	12.0717	0%	-55.04*
CSAD		1.2350	0.8521	8.9866	0.0006	2.0616	12.1613	0%	-11.19*
<b>Construcción Civil</b>									
Rmt	7	0.0164	2.7882	15.3403	-16.6649	-0.0667	6.1294	0%	-41.75*
CSAD		1.5974	0.9176	8.7842	0.0035	2.2812	12.4535	0%	-4.79*
<b>Servicios Públicos</b>									
Rmt	11	0.0239	1.8262	12.3702	-8.7134	0.0211	5.8211	0%	-54.27*
CSAD		1.3252	0.6407	8.1320	0.3174	2.3929	15.0435	0%	-11.02*
<b>Consumo Cíclico</b>									
Rmt	6	0.1428	2.7549	54.0874	-35.6499	2.6549	93.9110	0%	-51.98*
CSAD		1.6805	2.2363	52.5331	0.0302	11.494	197.5984	0%	-6.36*
<b>Consumo no Cíclico</b>									
Rmt	10	0.0570	1.4897	10.4535	-9.3332	-0.2373	6.6542	0%	-54.83*
CSAD		1.4268	0.6674	6.7480	0.0476	1.6290	8.5481	0%	-7.96*
<b>Madera y Papel</b>									
Rmt	3	-0.0323	2.1558	12.5657	-11.4674	-0.0733	6.6136	0%	-38.82*
CSAD		1.1490	0.9462	17.6951	0.0003	4.5721	62.1588	0%	-14.32*
<b>Siderurgia</b>									
Rmt	4	0.0612	2.4434	17.3323	-16.6395	-0.0477	6.4808	0%	-52.01*
CSAD		0.9808	0.6410	7.6525	0.0373	2.2958	14.1701	0%	-10.02*
<b>Transporte</b>									
Rmt	5	0.0570	2.0061	37.2077	-14.7657	1.9014	47.6028	0%	-54.34*
CSAD		1.5172	1.4285	55.1355	0.0073	19.071	676.8960	0%	-9.88*
<b>Minero</b>									
Rmt	3	0.0526	2.6418	57.6543	-18.9163	3.2418	79.5368	0%	-53.07*
CSAD		0.9549	1.8796	78.5385	0.0005	24.203	948.1308	0%	-6.04*
<b>Telecomunicaciones</b>									
Rmt	3	-0.0015	2.0370	13.2492	-15.2173	-0.0309	6.1846	0%	-57.88*
CSAD		1.2687	0.9784	12.2651	0.0107	3.0818	22.6320	0%	-9.75*
<b>Petroquímicos</b>									
Rmt	3	0.0296	2.0917	13.8985	-11.3831	-0.1378	6.0791	0%	-53.54*
CSAD		0.9860	0.8147	7.7872	0.0066	1.9162	9.3601	0%	-19.48*

Cartera/variable	N	Media (%)	Desv.Est. (%)	Máx. (%)	Mín. (%)	S	C	PIB	Test ADF.
<b>MÉXICO</b>									
<b>Mercado Total</b>									
Rmt	35	0.0860	1.1970	11.4871	-11.0754	-0.5720	11.8884	0%	-49.66*
CSAD		1.2781	0.5838	12.5876	0.2761	5.0945	66.8013	0%	-5.93*
<b>Bienes de Consumo NB</b>									
Rmt	3	0.1302	1.6462	14.1127	-8.6029	0.3372	8.8253	0%	-45.39*
CSAD		1.0680	1.0079	11.8859	0.0008	2.7261	16.5988	0%	-15.15*
<b>Materiales</b>									
Rmt	6	0.1067	1.7829	15.9062	-13.5027	-0.2335	10.4007	0%	-49.82*
CSAD		1.3311	0.9541	18.9633	0.0106	4.5524	58.5080	0%	-9.26*
<b>Alimentos, Bebidas y Tabaco</b>									
Rmt	5	0.0697	1.1768	5.7579	-15.1191	-1.1278	15.2801	0%	-52.91*
CSAD		1.0483	0.8165	29.7051	0.0592	15.019	489.6539	0%	-9.32*
<b>Entidades Financieras</b>									
Rmt	6	0.0882	1.7209	11.6928	-18.0404	-0.3003	10.9602	0%	-40.64*
CSAD		1.1652	1.1739	22.3429	0.0008	6.3565	83.7838	0%	-27.60*
<b>Productos de Consumo Frec</b>									
Rmt	4	0.0501	1.6599	13.8630	-47.7185	-7.7587	229.7383	0%	-54.15*
CSAD		0.9889	1.4223	61.6789	0.0060	27.694	1096.812	0%	-20.44*
<b>Industrial</b>									
Rmt	7	0.0893	1.6085	14.4631	-12.9093	0.0828	11.4609	0%	-49.73*
CSAD		1.1995	0.9169	14.5952	0.0019	4.6207	48.1018	0%	-5.68*
<b>Demás Empresas</b>									
Rmt	4	0.0770	1.5702	9.0348	-6.9158	0.0714	5.2549	0%	-54.13*
CSAD		0.8314	0.7101	7.5839	0.0001	2.4386	14.1559	0%	-8.82*
<b>CHILE</b>									
<b>Mercado Total</b>									
Rmt	40	0.0412	0.8751	9.6473	-7.0334	-0.1414	13.7986	0	-30.75*
CSAD		0.9904	0.3872	10.8795	0.0081	6.8395	145.8826	0	-9.27*
<b>Alimentos y Bebidas</b>									
Rmt	4	0.0296	1.0197	7.7931	-6.3367	-0.1022	7.0690	0	-35.01*
CSAD		0.8800	0.6155	9.7572	0.0029	2.7669	22.6359	0	-10.82*
<b>Bancarias y Financieras</b>									
Rmt	5	0.0428	1.0246	10.4947	-9.2354	-0.0674	12.5938	0	-38.22*
CSAD		0.7907	0.4631	5.4725	0.0040	2.1508	13.4839	0	-11.17*
<b>Comerciales y Distribuidoras</b>									
Rmt	3	0.0433	1.3232	9.8497	-7.9042	0.0794	6.9376	0	-48.33*
CSAD		0.7210	0.5340	5.5958	0.0011	1.8323	9.8238	0	-16.05*
<b>Inversiones e Inmobiliarias</b>									
Rmt	6	0.0561	1.0376	7.9452	-8.2317	-0.1739	10.9722	0	-31.94*
CSAD		0.9092	0.6225	8.0391	0.0006	2.7435	21.7738	0	-18.80*



Cartera/variable	N	Media (%)	Desv.Est. (%)	Máx. (%)	Mín. (%)	S	C	PIB	Test ADF.
<b>Servicios Públicos</b>									
Rmt	9	0.0242	1.0108	12.2177	-8.9530	0.0905	15.4763	0	-49.07*
CSAD		0.9030	0.5430	15.0572	0.0321	8.3155	176.7799	0	-10.71*
<b>Servicios Varios</b>									
Rmt	5	0.0518	1.4232	41.2211	-8.5210	11.0445	327.8612	0	-43.8700*
CSAD		0.9153	1.5516	68.1465	0.0136	37.7263	1630.118	0	-44.4089*
<b>Demás Empresas</b>									
Rmt	8	0.0564	1.1989	8.8414	-9.0606	-0.2027	8.863932	0	-46.6616*
CSAD		1.0892	0.6742	8.2082	0.0006	2.5842	16.96521	0	-12.5125*
<b>COLOMBIA</b>									
<b>Mercado Total</b>									
Rmt	26	0.0844	1.3040	15.8437	-11.7312	-0.3546	20.1475	0%	-46.63*
CSAD		1.0658	0.5020	8.8955	0.0041	3.1175	30.0461	0%	-12.22*
<b>Financiero</b>									
Rmt	6	0.1117	1.4223	14.2147	-11.7207	-0.2223	13.3870	0%	-48.73*
CSAD		0.8682	0.6715	11.3959	0.0061	3.8353	35.8156	0%	-12.70*
<b>Inversiones</b>									
Rmt	6	0.0998	1.4237	18.2717	-13.1990	-0.0877	20.3557	0%	-47.55*
CSAD		0.7857	0.5423	5.8690	0.0060	2.2602	12.1577	0%	-15.64*
<b>Petróleo</b>									
Rmt	3	-0.0151	1.7320	6.1983	-21.0654	-1.7698	23.2361	0%	-27.35*
CSAD		1.1193	1.0526	20.2440	0.0033	6.9220	106.5938	0%	-14.95*
<b>Energía</b>									
Rmt	3	0.0970	1.5846	18.5052	-14.5594	-0.0311	17.9635	0%	-48.44*
CSAD		0.7524	0.6796	8.7528	0.0018	2.9435	19.8443	0%	-30.10*
<b>Demás Empresas</b>									
Rmt	8	0.0426	1.6234	13.7140	-15.3185	-0.3995	15.2030	0%	-47.87*
CSAD		1.2531	1.0799	26.3857	0.0050	7.5000	129.9159	0%	-33.00*
<b>PERÚ</b>									
<b>Mercado Total</b>									
Rmt	27	0.0655	1.3950	8.4517	-15.8090	-1.0295	14.9567	0%	-28.10*
CSAD		1.4888	0.7814	9.1776	0.1106	2.2359	12.2449	0%	-7.19*
<b>Minero</b>									
Rmt	9	0.0799	2.3333	15.4594	-16.3844	-0.5377	12.2017	0%	-50.92*
CSAD		1.7259	1.4786	19.2260	0.0763	4.9463	40.6140	0%	-14.93*
<b>Servicios Públicos</b>									
Rmt	4	0.0535	1.2267	12.0306	-13.8216	-0.6347	19.2397	0%	-43.99*
CSAD		0.7764	0.6152	7.9648	0.0022	2.3751	15.4378	0%	-19.49*
<b>Industrial</b>									
Rmt	8	0.0427	1.7120	11.4421	-16.3665	-0.4711	11.1226	0%	-48.25*
CSAD		1.4873	0.9867	13.3152	0.0552	2.1921	13.6036	0%	-13.94*
<b>Diversas</b>									
Rmt	6	0.1318	2.0084	14.3841	-16.0062	-0.3838	13.4865	0%	-24.61*
CSAD		1.2627	1.3457	14.3841	0.0170	3.9680	25.6996	0%	-3.30*

Cartera/variable	N	Media (%)	Desv.Est. (%)	Máx. (%)	Mín. (%)	S	C	PIB	Test ADF.
ARGENTINA									
<b>Mercado Total</b>									
Rmt	13	0.0952	1.9815	16.4820	-12.6159	-0.0878	9.2996	0%	-34.49*
CSAD		1.6570	1.0610	16.1453	0.3397	4.8522	45.7758	0%	-1.66
<b>Metalúrgica y Siderúrgica</b>									
Rmt	3	0.0957	1.9529	11.0654	-16.0613	-0.5003	7.7911	0%	-51.73*
CSAD		1.1172	0.7873	7.8766	0.0029	1.9675	10.1698	0%	-8.58*
<b>Petróleo y Gas</b>									
Rmt	3	0.0924	2.2382	19.8366	-14.7332	0.1061	9.6118	0%	-46.07*
CSAD		1.3849	1.2348	15.9982	0.0074	2.6668	17.1343	0%	-9.78*
<b>Bancario</b>									
Rmt	3	0.1144	2.8237	38.0090	-18.1455	0.7391	18.1105	0%	-49.55*
CSAD		1.0422	0.9056	12.0506	0.0126	3.9727	30.9832	0%	-4.84*
<b>Demás Empresas</b>									
Rmt	4	0.1202	2.8429	29.2020	-26.8877	0.4498	18.5674	0%	-26.67*
CSAD		1.6453	1.8570	39.2685	0.0029	7.5788	108.5797	0%	-27.61*

S (Sesgo), C (Curtosis), PIB (Prob. Estadístico Jarque-Bera), ADF (Estadístico Dickey-Fuller Aumentado). \* Valores significativos al 1%.

---

EVALUACIÓN DE LA TRANSMISIÓN DE  
LA TASA DE INTERÉS DE REFERENCIA  
A LAS TASAS DE INTERÉS DEL  
SISTEMA FINANCIERO COLOMBIANO

An evaluation of the  
transmission of the  
policy interest rate to the  
financial system's interest  
rates in Colombia

Jose Eduardo Gomez-Gonzalez,  
Eliana González-Molano, Carlos Huertas-Campos,  
Deicy Cristiano-Botia, Ximena Chavarro-Sanchez

---

## Research Article

# EVALUACIÓN DE LA TRANSMISIÓN DE LA TASA DE INTERÉS DE REFERENCIA A LAS TASAS DE INTERÉS DEL SISTEMA FINANCIERO COLOMBIANO\*

## An evaluation of the transmission of the policy interest rate to the financial system's interest rates in Colombia

Jose Eduardo Gomez-Gonzalez<sup>a</sup>, Eliana González-Molano<sup>b</sup>,  
Carlos Huertas-Campos<sup>c</sup>, Deicy Cristiano-Botia<sup>d</sup>, Ximena Chavarro-Sanchez<sup>e</sup>

**Palabras clave:** Transmisión de la política monetaria; Canal de transmisión bancario; Colombia

**Keywords:** Monetary policy transmission; Bank lending channel; Colombia

**JEL classification:**  
E5, E52, E59, G21

**Received:** 29/02/2016

**Accepted:** 08/04/2016

**Published:** 17/06/2016

### Resumen

En este documento se analiza la transmisión de la política monetaria a las tasas de interés de mercado del sistema financiero utilizando diferentes herramientas estadísticas. La relación existente entre la tasa de política y las tasas de interés de colocación es positiva y significativa, y se presenta una transmisión completa para las diferentes modalidades de crédito después de 8 meses. La transmisión de la tasa de interés de referencia a las tasas de crédito difiere según las distintas modalidades de préstamo. Se observa una mayor transmisión y más rápida a las tasas comerciales que a las ofrecidas a los hogares. En particular, la transmisión a las tasas de crédito preferencial es más rápida y completa. En cuanto a las tasas de tarjetas de crédito e hipotecarias, la transmisión es más débil debido a su naturaleza, regulación (tasa límite) y rigideces de las mismas.

### Abstract

This paper studies monetary policy transmission using several statistical tools. We find that the relationships between the policy interest rate and the financial system's interest rates are positive and statistically significant, and transmission is complete eight months after policy shocks occur. The speed of transmission varies according to the type of interest rates. Transmission is faster for interest rates on loans provided to households, and is particularly rapid and complete for rates on preferential commercial loans. Transmission is slower for credit card and mortgage rates, due to regulatory issues (interest rate ceilings).

\*El análisis, opiniones y conclusiones de este artículo son responsabilidad exclusiva de los autores y su contenido no compromete al Banco de la República, ni a su Junta Directiva.

a, b, c, d, e. Banco de la República de Colombia, Colombia.

\* Autor para correspondencia: Investigador Principal de la unidad de Investigaciones del Banco de la República de Colombia, Colombia. Correo electrónico: [jgomezgo@banrep.gov.co](mailto:jgomezgo@banrep.gov.co)

## 1. Introducción

Desde inicios de 2000 Colombia implementó la estrategia de Inflación Objetivo para el control de la inflación. Bajo este esquema la autoridad monetaria evalúa periódicamente el estado de la economía y los pronósticos de las principales variables macroeconómicas, así como las expectativas de incrementos de precios y las proyecciones de inflación. Si esta evaluación sugiere con una alta probabilidad que la inflación puede alejarse de la meta establecida, la Junta Directiva del Banco de la República ajusta la tasa de interés Repo a un día, el principal instrumento de política monetaria, para evitarlo.

El crédito es uno de los canales a través de los cuales se transmite la política monetaria. Por ejemplo, ante presiones inflacionarias de demanda, originadas por un aumento del financiamiento, el banco central puede decidir incrementar su tasa de interés de referencia con el objeto de que dicho aumento se traslade a las tasas de interés de los distintos tipos de préstamos. De esta forma, ante el incremento en el costo, los hogares y las empresas podrían solicitar menos crédito y/o el sistema financiero reducir la oferta del mismo<sup>1</sup>. Así, el menor impulso del crédito moderaría la dinámica de la demanda agregada y generaría una menor presión sobre los precios. Otro canal es el tradicional de tasa de interés<sup>2</sup>, en el cual, incrementos en la tasa de interés de corto plazo deberían trasladarse a plazos más largos, desestimulando el consumo y la inversión y disminuyendo la presión sobre los precios<sup>3</sup>.

De lo anterior se deriva la importancia para la autoridad monetaria de contar con estimaciones de la velocidad y el grado de traspaso de los cambios en la tasa de interés de política a las tasas de mercado. Así mismo, es necesario detectar las principales variables o factores que influyen en dicha transmisión. En este contexto, el presente trabajo se orienta a obtener estimaciones que contribuyan hacia dichos objetivos.

El primer análisis que se hace es descriptivo. Para tal efecto, desde el año 2000 se clasifican los periodos en etapas de incremento o descenso de tasas de interés por parte del Banco de la República. En cada una de estas etapas se describe la reacción de las tasas de interés, según la modalidad de crédito y plazos. Con este primer análisis, se pretende analizar: el tiempo que han tardado las entidades en reaccionar, la magnitud de los ajustes en relación a los cambios en la tasa de intervención y las modalidades de crédito que presentan mayor y menor reacción.

En segundo lugar, se utilizan técnicas econométricas para estimar la relación existente entre la tasa de política y las demás tasas de interés del sistema financiero, así como si la transmisión es o no completa. Además, se busca determinar si existen rigideces en la reacción de las tasas de interés de mercado, generadas por las tasas límites (por ejemplo la usura y la tasa máxima remuneratoria para los créditos de consumo e hipotecarios). Así mismo, se evalúa si existen asimetrías en la transmisión, es decir, si la reacción es distinta en periodos de aumentos y reducciones de tasas. Este análisis se realiza utilizando modelos FGLS, empleando las series históricas de tasas de diferentes modalidades de créditos y plazos para un grupo de entidades financieras. El análisis se realiza entre enero de 2003 y

1 Este canal supone que el sistema bancario es la principal fuente de financiación de los agentes; adicionalmente que en los activos de los bancos, el crédito y las inversiones no son sustitutos perfectos. Ante un incremento (descenso) en la tasa de interés de los préstamos, el sistema financiero podría disminuir (aumentar) la oferta de crédito al percibir un mayor (menor) riesgo, ya que los deudores que están dispuestos a solicitar préstamos a mayores tasas de interés buscan proyectos más riesgosos.

2 Otros canales son: el de expectativas, el de los precios de los activos y el de la tasa de cambio.

3 Según Loayza y Schmidt, 2002, la efectividad de cada uno de estos canales depende de las características estructurales de la economía, en particular, de cuatro componentes asociados a la misma: i) la estructura del sistema financiero, ii) el tamaño y el grado de apertura de la economía, iii) el nivel de desarrollo y profundización financiera y iv) la posición neta de balance de las empresas y los hogares.

septiembre de 2014 con periodicidad mensual. La información por entidad permite establecer si existen algunas características de las entidades que influyen en el comportamiento de las tasas de interés.

Encontramos que la transmisión de la tasa de interés de referencia a las tasas de crédito difiere según las distintas modalidades de préstamo. Hay varios factores que intervienen en la transmisión, dentro de los cuales se destacan: el tipo de crédito, los plazos ofrecidos, la presencia de tasas límite (usura y máxima remuneratoria) y las condiciones económicas del país; las características de las entidades financieras no resultaron muy relevantes. Se observa una mayor transmisión y más rápida a las tasas comerciales que a las ofrecidas a los hogares. En particular, la transmisión a las tasas de crédito preferencial es más rápida y completa. En cuanto a las tasas de tarjetas de crédito e hipotecarias, la transmisión es más débil debido a su naturaleza, regulación (tasa límite) y rigideces de las mismas.

Por otro lado, únicamente en los créditos preferenciales se presenta evidencia de una leve relación asimétrica en la transmisión entre alzas y reducciones de la tasa de intervención. Para las demás modalidades de crédito, no existen asimetrías en la transmisión.

Finalmente, la transmisión en periodos de fuerte expansión (brecha de producto positiva e inflación por encima de la meta) es distinta a la que presenta en otras fases de la economía.

El documento consta de siete secciones donde la primera es esta introducción. En la segunda se realiza una revisión de la literatura sobre la transmisión de las tasas de interés en diferentes países y en particular para Colombia. En tercer lugar se presenta un ejercicio descriptivo de transmisión de la tasa de política a las tasas de captación y de colocación del sistema financiero. En la cuarta sección se muestra el primer enfoque econométrico con el fin de determinar el impacto de la tasa de intervención y las tasas límites en el comportamiento de las tasas de interés de mercado agregadas. En la quinta sección se describe el modelo econométrico, usando estimación FGLS para corte transversal, en el que se estima la relación entre las tasas de interés de mercado y la tasa de referencia, controlando por variables macroeconómicas y microfinancieras. Adicionalmente, se tiene en cuenta los periodos de aumentos y reducciones de la tasa de política para determinar si existe asimetría en la transmisión de tasas. En la sección seis se presenta una estimación de un modelo de duración, con el fin de determinar el tiempo en que se da la transmisión de tasas y la proporción del cambio en la tasa de política más probable que se transmite a las tasas de mercado. Por último, en la sección siete se enuncian las principales conclusiones.

## 2. Revisión de la literatura y evidencia empírica

En un esquema de inflación objetivo, el Banco Central fija la tasa de interés de corto plazo y con ello determina el precio al cual desea proveer liquidez a la economía. [Mizen y Hofmann](#) (2002) describen la tasa de interés de referencia como una palanca que opera a través de las tasas de interés de corto y largo plazo para influenciar la demanda agregada y a través de esta última la oferta agregada y el nivel general de precios.

La efectividad de este canal depende, entre otras cosas, del grado de diversificación del sistema financiero, y de la capacidad que tiene este último para generar innovaciones en las decisiones de consumo e inversión de las empresas y los hogares. La primera condición indica que una mayor cantidad y variedad de instituciones financieras y productos es favorable para la transmisión de la tasa de interés, en la medida en que estas características promueven una mayor oferta de alternativas

de financiamiento, y reducen el poder de mercado de los intermediarios financieros<sup>4</sup>. La segunda condición, por su parte, recalca la importancia de contar con un grado de profundización financiera adecuada para que las señales de política sean transmitidas a la demanda agregada<sup>5</sup>.

Algunos estudios realizados para diferentes economías sugieren la existencia de traspaso de la tasa de interés de política a las tasas de interés de los bancos, con diferentes grados de rigidez en el corto plazo, explicados principalmente por factores estructurales y por las condiciones macroeconómicas prevalecientes. En particular, [De Bondt](#) (2002) encuentra evidencia de heterogeneidad en el traspaso de la tasa de interés entre países de la zona euro. Los factores que explican este resultado están asociados a diferencias estructurales en los sistemas financieros, tales como el grado de desarrollo del mercado monetario y de apertura, así como el nivel de desarrollo del sistema financiero y el sistema regulatorio. El grado de competencia en el sector bancario entre países de la zona euro es identificado como la variable más robusta y el factor más plausible para explicar la heterogeneidad en el traspaso de la tasa de interés.

Por su parte, los resultados del trabajo de [Gambacorta](#) (2008) reafirman la existencia de heterogeneidad en el traspaso de las tasas de interés bancarias. Sin embargo, como es señalado por el autor, ésta se presenta únicamente en el corto plazo, especialmente para los bancos con buena liquidez y niveles de capital adecuados<sup>6</sup>.

Otros autores como [Hofmann y Mizen](#) (2004) para el Reino Unido y [Horváth, Krekó, Naszódi](#) (2004) para el caso de Hungría han estudiado asimetrías y no linealidades en el ajuste de las tasas de interés. [Hofmann y Mizen](#) (2004) muestran que la velocidad de ajuste depende de la brecha entre las tasas de interés de mercado y la tasa de interés de referencia. Como señalan los autores, la transmisión puede verse limitada o en efecto no presentarse, si los bancos modifican sus márgenes o enfrentan costos de ajuste importantes (costos de menú). En este sentido, existen incentivos para realizar cambios discontinuos en las tasas de interés. El trabajo de [Mester y Saunders](#) (1995) también sugiere que existen cambios discretos en las tasas de interés de mercado, a partir de un modelo logit multinomial. [Hannan y Berger](#) (1991), por su parte, hacen uso de una variable switching en un modelo de corrección de errores no lineal, a partir del cual se establece una función que permite determinar el signo y el tamaño de los cambios en las diferencias entre las tasas de interés y el equilibrio de largo plazo. Los resultados sugieren estos cambios pueden estar influenciados por las diferencias de las tasas de interés en sí mismas, por variables exógenas o por las expectativas de trayectorias futuras.

[Hannan y Berger](#) (1991) señalan que es posible obtener a través de las tasas de interés de las entidades financieras un análisis estructurado del grado de rigidez en los precios y por tanto de la efectividad de la transmisión de la política monetaria. Las entidades financieras operan bajo condiciones de mercado ampliamente diferenciadas, permitiendo estimar el efecto de la estructura de mercado sin confundirlo con el efecto de diferencias entre industrias. Al considerarlos junto con variables que

4 El poder de mercado se refiere a la capacidad de una entidad financiera para fijar precios independientemente de la postura de la política monetaria.

5 Aunque estas condiciones están incluidas en los principales factores que influyen en el canal de crédito, el enfoque de este último se basa principalmente en ajustes en la oferta de crédito, los cuales se producen como respuesta a la existencia de asimetrías de información. En este caso, la política monetaria opera a través de su capacidad para afectar el riesgo moral y la selección adversa que condicionan la provisión de crédito en la economía (Loayza y Schmidt, 2002). Un estudio más detallado acerca de este canal es presentado en Huertas et al (2005). (\*\*)

6 El autor también señala que bancos con una proporción más alta de préstamos a largo plazo tienden a cambiar menos sus precios y que el tamaño de los bancos comerciales no parece ser relevante para explicar la heterogeneidad del traspaso.

representen el estado de la economía es posible evaluar el grado de respuesta de las tasas de interés a diferentes choques y en cada una de dichas estructuras.

En el caso colombiano varios ejercicios han evaluado la transmisión de la tasa de política a las tasas del sistema financiero al considerar factores que influyen en esa relación. En particular, varios trabajos han analizado el mecanismo de transmisión de la política monetaria, destacando varios hechos de la economía colombiana que incidieron en la efectividad de la intervención del Banco de la República. En primer lugar, la crisis financiera de finales de los 90 que condujo a un deterioro del canal de crédito, explicado por la caída en la demanda de préstamos de los hogares y las empresas. También, por una reducción sustancial en la oferta de crédito del sistema financiero, golpeado por las grandes pérdidas de capital y mayores niveles de riesgo. En segundo lugar, la consecuente reducción en la inflación y la adopción del esquema de inflación-objetivo, que redujo la persistencia de aumento de precios y contribuyó a anclar las expectativas de inflación. Esta política tuvo además un efecto inmediato de estabilización de las tasas de interés de corto plazo y promovió una señal clara sobre la postura de la política monetaria.

Posteriormente, el incremento en las tenencias de bonos de deuda pública por parte de los intermediarios financieros amplificó su exposición al riesgo de mercado y también generó ajustes en su portafolio de activos. Por lo cual, el desarrollo del mercado de deuda en Colombia y la estructura financiera de los hogares y las empresas han hecho que el sistema financiero adquiera una posición importante en el mecanismo de transmisión.

Otros trabajos realizados para Colombia [Julio (2001), [Huertas et al \(2005\)](#) y [Betancourt et al \(2006\)](#)] coinciden en dos resultados: la existencia de una relación de largo plazo entre las tasas de interés del sistema financiero y la tasa de interés de política y un traspaso incompleto en el corto plazo de los cambios en la tasa de interés de referencia a las tasas de interés de mercado. [Amaya \(2006\)](#), quien analiza la transmisión teniendo en cuenta datos panel y controlando con variables macroeconómicas y microfinancieras, también encuentra una relación de largo plazo entre la tasa de política y las tasas de los Certificados de Depósito a Término (CDT) y de colocación. Con datos entre 1996 a 2004 encuentra que la transmisión es alta y rápida, tomando máximo 7 meses, y que la transmisión es heterogénea entre bancos, es decir, unos reaccionan más rápido que otros, las características particulares de los bancos y la inflación son determinantes de largo plazo de las tasas de interés.

El trabajo de [Betancourt et al \(2006\)](#) realiza un análisis de estática comparativa derivado de un modelo teórico micro bancario, para evaluar la respuesta de las tasas de interés de mercado a choques en la tasa de interés de política, movimientos en las tasas de interés externas o en las expectativas de depreciación, cambios en los niveles de ingreso de la economía e incrementos en la oferta de bonos de deuda del gobierno. Para el caso de la tasa de interés de política, la teoría sugiere que un incremento en esta última tiene un impacto positivo en la tasa de interés de los préstamos, mientras que el impacto en la tasa de interés de los depósitos es ambiguo<sup>7</sup>. Los resultados indican que hay otras variables que afectan considerablemente el comportamiento de las tasas de interés. Adicionalmente, los autores emplean un modelo de Vectores Autoregresivos con variables de control (VARX) que permite

.....  
<sup>7</sup> Lo anterior, explicado por dos fuerzas que contrastan; por una parte, una mayor tasa de interés de política hace que el acceso a liquidez por parte de los bancos sea más costoso, aumentando los incentivos a mantener niveles de reservas más elevados y a incrementar la demanda por depósitos, lo cual se traduce en mayores tasas tanto para los préstamos como para los depósitos. Por otra parte, el costo asociado a la iliquidez, depende de la cantidad de depósitos que tenga una entidad financiera y, en consecuencia, un incremento en la tasa de referencia hace que los depósitos sean más costosos, reduciendo así su demanda.



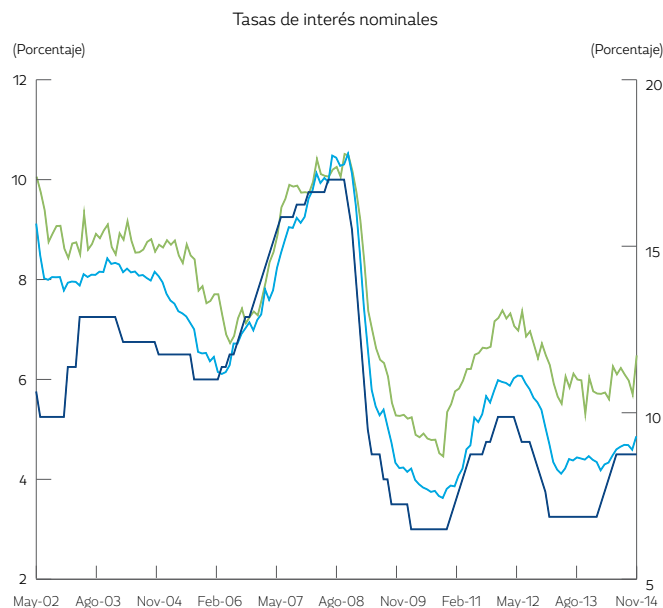
obtener una medida más apropiada del traspaso de la tasa de interés de política, en la medida en que los efectos directos e indirectos (retroalimentación de las tasas de interés a las variables macro de la economía) son considerados. En suma, los resultados sugieren que existe un traspaso positivo de la tasa de interés de política.

### 3. Análisis descriptivo

En el [Gráfico 1](#) se presenta la evolución de las tasas de interés activa<sup>8</sup>, CDT<sup>9</sup> y la tasa de interés de política desde mayo de 2002. Las líneas verticales representan las fechas en las cuales se presenta un cambio en la postura de la política monetaria (inicio de una nueva fase de política). En general, se observa que las tasas de interés siguen el comportamiento de la tasa de política, excepto entre mayo de 2006 y junio de 2007, periodo en el cual, la tasa activa se demoró en reaccionar. En dicho periodo se presentó una liquidación significativa en las tenencias de bonos de deuda pública de los bancos, dinero que fue destinado al crédito. Este shock en la oferta de préstamos generó menores tasas de interés en un momento en que la tasa de política se incrementaba.

Una aproximación para evaluar el grado de transmisión de la tasa de política a las tasas de interés de captación y colocación, consiste en analizar su sensibilidad a los cambios en la tasa de referencia en diferentes periodos de expansión y contracción de la política monetaria. Con ello se obtienen algunas intuiciones acerca del comportamiento de la transmisión en diferentes momentos del ciclo económico. Lo anterior implica que, si bien algunas conclusiones generales pueden obtenerse, los resultados deben ser interpretados a la luz de las condiciones económicas presentes en cada periodo y de la postura de la política monetaria.

**Gráfico 1. Tasas de interés activa, pasiva y tasa de política**



Fuente: Superintendencia Financiera. Cálculos Banco de la República.

8 La tasa activa corresponde al promedio ponderado por monto de los créditos de consumo, ordinario, preferencial, tesorería. La ponderación del crédito de tesorería corresponde a un quinto de su desembolso semanal.

9 La tasa CDT es el promedio ponderado de las tasas de CDT de los diferentes plazos que ofrecen las entidades del sistema financiero

Si el inicio de un periodo de subida (bajada) en la tasa de interés de referencia ( $br$ ) ocurre inmediatamente después del mes  $\bar{t}$ , la sensibilidad acumulada en el mes  $\bar{t} + p$  ( $S_{\bar{t}+p}$ ) de la tasa de mercado, se calcula como el cambio acumulado en la tasa de mercado ( $i_{\bar{t}+p} - i_{\bar{t}}$ ) sobre el cambio acumulado en la tasa de política ( $br_{\bar{t}+p} - br_{\bar{t}}$ )<sup>10</sup>. La barra en el mes  $\bar{t}$  indica que dicho mes es fijo y que el promedio de las tasas de interés para el mismo mes se realiza con los datos inmediatamente anteriores al día del anuncio (ver ecuación 1).

$$S_{\bar{t}+p} = \frac{(i_{\bar{t}+p} - i_{\bar{t}})}{(br_{\bar{t}+p} - br_{\bar{t}})} \quad (1)$$

La elasticidad ( $S_{\bar{t}+p}$ ) puede tomar valores entre  $(-\infty, \infty)$ . Valores negativos indican una reacción contraria en las tasas de interés de mercado; entre  $[0,1)$  una transmisión menos que proporcional; igual a 1 transmisión completa y valores superiores a 1 indican una transmisión más que proporcional.

El [Gráfico 2](#) presenta la sensibilidad acumulada de las principales tasas de colocación a los anuncios de política durante el periodo comprendido entre mayo de 2006 y octubre de 2014. Se evalúan cinco periodos de acuerdo con la postura de política monetaria; los periodos de contracción son representados por medio de una franja sombreada y los periodos de expansión por medio de una franja blanca.

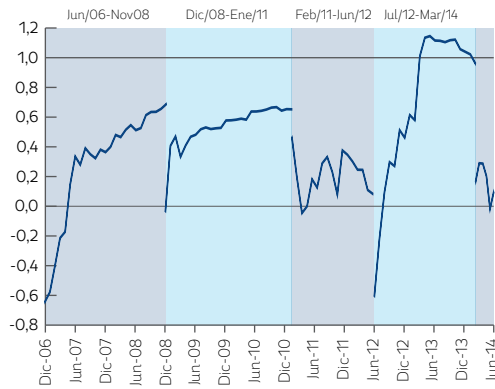
Entre mayo de 2006 y julio de 2007, la sensibilidad es negativa (contraria a las acciones de política) para los créditos de consumo, así como en las otras líneas de préstamos, hecho explicado por el shock de oferta de crédito mencionado al inicio de esta sección. Excluyendo este periodo, se puede observar que el crédito de consumo exhibe una sensibilidad similar tanto en los periodos de contracción como en los periodos de expansión. Para el periodo más reciente de postura de política, se observa que los bancos no han reaccionado a la postura de la política monetaria. En cuanto al crédito ordinario, los primeros meses después del cambio de postura presenta una baja reacción ante la política del Banco de la República, pero alcanza la transmisión completa al final de la respectiva fase. Por su parte, la tasa del crédito preferencial es una de las tasas activas que más reacciona ante anuncios de cambios en la tasa de referencia. La sensibilidad es más que proporcional en todos los periodos, excepto en el periodo más reciente, en el cual se observa una sensibilidad menor, con valores inferiores a 1.

10 Los cálculos se realizan con las tasas de interés promedio mensual.

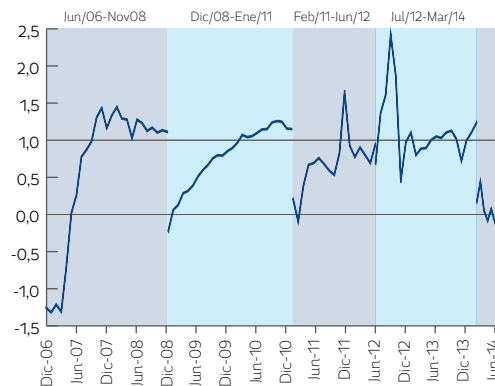
## Gráfico 2. Sensibilidad principales tasas de colocación frente a tasa de política

### Tasas para los hogares

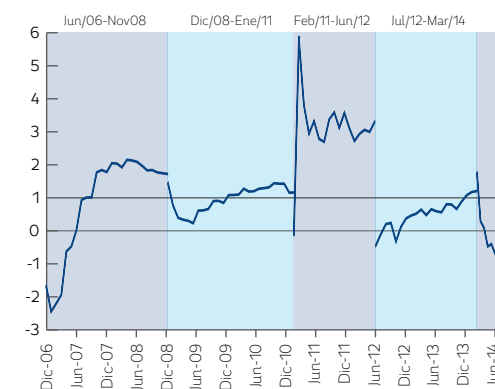
Sensibilidad tasa de interés mensual de hipotecario a tasa de política



Sensibilidad tasa de interés mensual de consumo a tasa de política

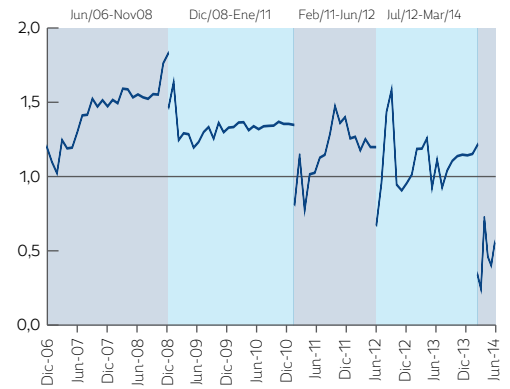


Sensibilidad tasa de interés mensual de tarjeta de crédito a tasa de política

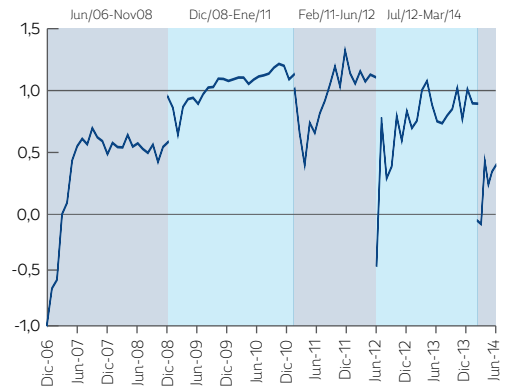


### Tasas para las empresas

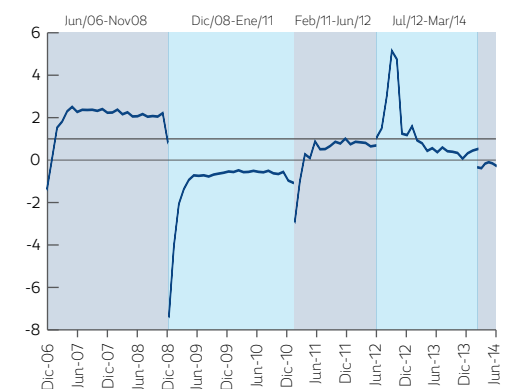
Sensibilidad tasa de interés mensual de preferencial a tasa de política



Sensibilidad tasa de interés mensual de ordinario a tasa de política



Sensibilidad tasa de interés mensual de microcrédito a tasa de política



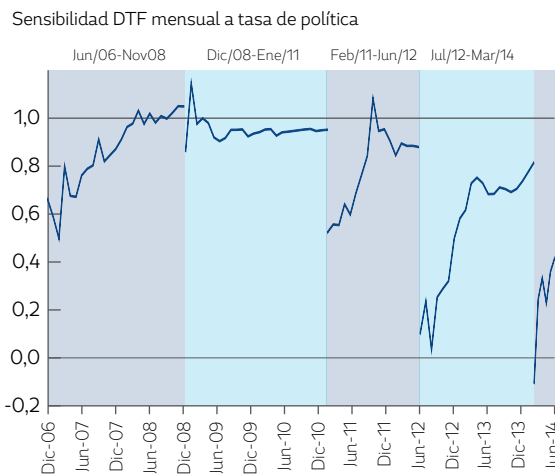
Fuente: Superintendencia Financiera y Banco de la República; cálculos de los autores.

El crédito hipotecario presenta una reacción gradual, lenta e inferior a 1 a lo largo de todos los periodos analizados. Este comportamiento puede estar explicado por la naturaleza de este tipo de crédito; en particular, el horizonte al cual son colocados estos recursos. Así mismo, este segmento está sujeto a una tasa máxima de referencia, regulación, normatividad y programas de estímulo específicos

que lo diferencian del resto de líneas de crédito del mercado. En particular, en el periodo de expansión entre julio de 2012 y marzo de 2014 se evidencia una mayor sensibilidad debido principalmente a la mayor competencia que enfrentó el mercado, en respuesta a las medidas de estímulo a la vivienda implementadas por el Gobierno durante ese periodo, las cuáles generaron un incremento generalizado del crédito de vivienda. Para el periodo más reciente de política se observa una reacción al inicio del período pero la sensibilidad a la tasa de política permanece en valores inferiores a 1.

La tasa de interés de microcrédito muestra diversos grados de sensibilidad en cada uno de los periodos, lo cual puede estar relacionado con la alta volatilidad registrada en sus colocaciones y el cambio en la regulación de la tasa de usura para este tipo de créditos. Finalmente, la sensibilidad de la tasa de interés de tarjeta de crédito es mayor en los periodos de contracción frente a los periodos de expansión de la política monetaria, sin embargo, en el periodo más reciente presenta una sensibilidad en contravía con la de política y actualmente es cercana a -1.0. Cabe notar que esta tasa de interés es considerablemente más alta que las demás tasas de créditos de consumo, debido al mayor riesgo asociado a este tipo de cartera por la ausencia de colateral y de control en el destino del crédito. A su vez, la tasa de interés de tarjeta de crédito sigue de cerca el comportamiento de la tasa de usura, que por su metodología de cálculo permanece en niveles altos.

### Gráfico 3. Sensibilidad DTF frente a tasa de política



Fuente: Superintendencia Financiera y Banco de la República; cálculos de las autoras.

El [Gráfico 3](#) presenta los resultados de la sensibilidad para la DTF. En este se observa que la sensibilidad acumulada a los ajustes en la tasa de intervención es lenta e inferior a 1, indicando cierto grado de rigidez y de inercia en la tasa de interés de captación de referencia<sup>11</sup>.

En el [Anexo 1](#), se presenta un análisis por plazos de los efectos de la política monetaria en las tasas de interés de captación y colocación. El análisis se concentró en el periodo más reciente de política, comparando los niveles de tasas observados en octubre de 2014 respecto a sus valores al inicio del cambio de postura, abril de 2014. Así mismo, se presenta un análisis del grado de difusión de la postura de política monetaria en las principales líneas de crédito. Esta medida, evalúa el porcentaje de entidades que van en la misma dirección de los cambios en la tasa de política en cada periodo. El análisis es presentado, también, teniendo en cuenta la participación de las entidades en cada línea de

<sup>11</sup> No obstante, durante el periodo Dic/08-Ene/11 la reacción fue inmediata y en promedio igual a 1.

crédito. Esto último permite la construcción de un índice ponderado de difusión en el que el grado de adopción de la postura vigente de política se ve amplificado cuando las entidades que más colocan recursos ajustan sus tasas en la dirección deseada<sup>12</sup>.

#### 4. Modelo de Regresión

Un segundo enfoque para analizar el comportamiento de las tasas de interés de mercado es la estimación de modelos de regresión con el fin de determinar las variables que explican su dinámica de largo plazo. Un análisis preliminar de las series de tasas, indicó que todas son integradas de orden 1, I(1), y además que existe una relación de cointegración entre las tasas de mercado y la tasa de política. Por lo tanto, tiene sentido estimar la relación de largo plazo (Ver [anexo 2](#), pruebas de raíz unitaria y cointegración).

El primer ejercicio consistió en evaluar si la tasa de interés de política afectaba de distinta forma a las tasas de mercado altas o bajas. Para tal efecto, y dada la elevada varianza observada en las tasas de interés mensuales por modalidad de crédito, se construyeron series históricas de percentiles (p\_20, p\_40, p\_60, p\_80 y p\_100) para cada modalidad<sup>13</sup>. Así, para cada tasa de interés  $i_t^{k,q}$  con modalidad  $k$  y percentil  $q$ , se estimó un modelo de regresión usando como variables explicativas, la tasa interbancaria ( $TIB_t$ ), como proxy de la tasa de política y la tasa límite ( $TL_t$ ) correspondiente a cada modalidad. Esta última se refiere a la tasa de usura para los créditos de consumo, comercial ordinario y tarjetas de crédito; en el caso de los préstamos hipotecarios corresponde a la tasa máxima remuneratoria (ver [ecuación 2](#)).

$$i_t^{k,q} = \alpha + \beta_1 TIB_t + \beta_2 TL_t + E_t \quad (2)$$

La estimación del modelo se realizó por el Método Generalizado de Momentos (GMM), y para controlar la endogeneidad se utilizaron como instrumentos rezagos de las mismas variables.

En el segundo ejercicio se evaluó si la tasa de política afectaba de distinta forma las tasas de interés de crédito a diferentes plazos. Para tal efecto se corrieron regresiones como la expresada en la ecuación (2) pero en esta ocasión  $q$  representa un plazo específico para una modalidad  $k$ . En el caso del crédito hipotecario el análisis se realizó de acuerdo con el destino del crédito (vivienda VIS y No VIS) y el tipo de crédito (pesos o UVR).

En el [gráfico 4](#) se muestra el porcentaje del estadístico  $R^2$  que es explicado por cada variable ( $R^2$  parcial)<sup>14</sup> en los modelos para las tasas agregadas de las diferentes modalidades de crédito. Como se observa este indicador sugiere que cambios en la TIB tienen un mayor efecto explicativo sobre las tasas comerciales (ordinario y preferencial) que sobre las tasas que se ofrecen a los hogares (consumo, tarjeta de crédito e hipotecario). En los casos de las tasas de tarjeta de crédito y microcrédito, la tasa límite o tasa de usura es la que principalmente explica el comportamiento de las mismas; en menor proporción la tasa máxima remuneratoria afecta el nivel de las tasas hipotecarias.

12 En esta estadística no se toma en cuenta el grado de cambio en las tasas.

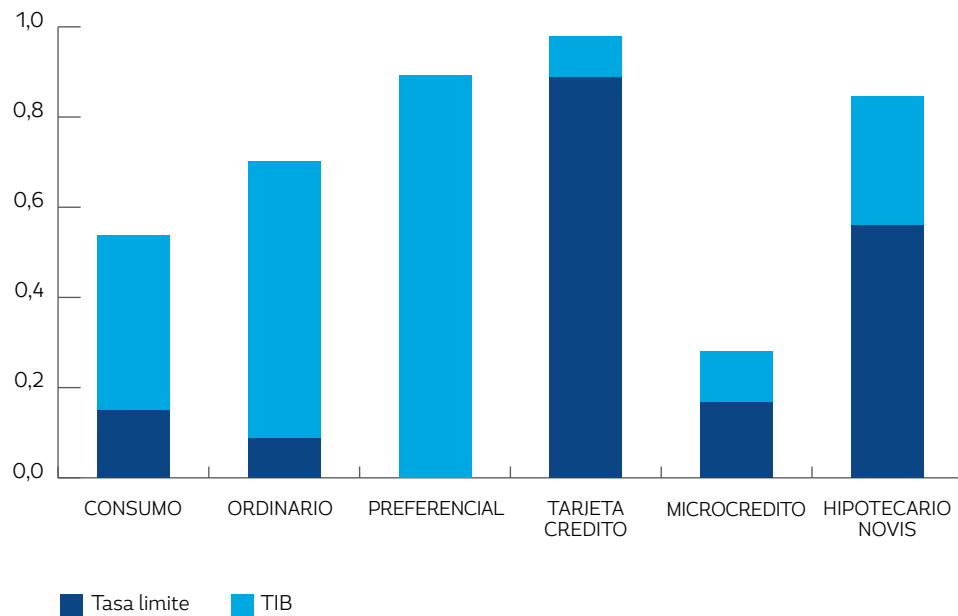
13 No se estimó un modelo para la serie histórica de tasas de cada entidad, puesto que en muchos casos, hay datos faltantes y no se tienen series largas completas. Se intentó también establecer grupos de entidades homogéneas y construir tasas agregadas para cada grupo, usando técnicas de clusters, sin embargo no se encontraron criterios para caracterizar o diferenciar más de 2 grupos.

14  $R_{k,q,j}^2 = \frac{R_{k,q}^2 - R_{k,q,(j)}^2}{1 - R_{k,q}^2}$ , donde  $R_{k,q,j}^2$  es el  $R^2$  parcial explicado por la  $j$ -ésima variable,  $R_{k,q}^2$  es el  $R^2$  del modelo con todas las variables explicativas,  $R_{k,q,(j)}^2$  es el  $R^2$  del modelo que excluye la variable explicativa  $j$ .

Al analizar por percentiles de tasas (Gráfico 5, panel izquierdo) y para cada modalidad, cambios en la TIB tienen un mayor efecto explicativo sobre las tasas de interés más bajas (exceptuando tarjetas de crédito e hipotecario); también se encontró que entre más alta sea la tasa de mercado mayor es el efecto explicativo de su respectiva tasa límite.

Por plazos (Gráfico 5, panel derecho), se verifica que la tasa límite (usura) tiene mayor poder explicativo sobre las tasas de corto plazo que sobre las de largo plazo, principalmente en consumo y microcrédito. En el crédito ordinario, la TIB es la que explica principalmente la variabilidad de las tasas de esta modalidad de crédito en los diferentes plazos. Para el caso del crédito hipotecario, la tasa máxima remuneratoria tiene mayor poder explicativo para las diferentes modalidades que se ofrecen en el mercado. En el caso de microcrédito, estos dos variables explican un bajo porcentaje de la variabilidad de las tasas de mercado.

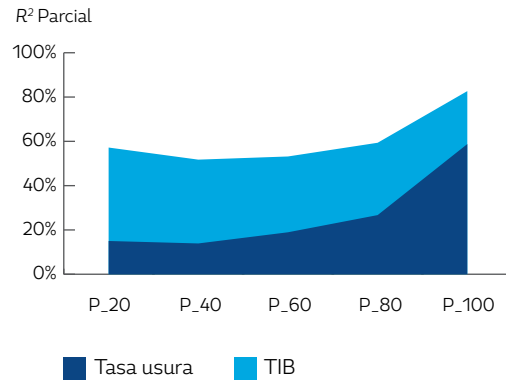
**Gráfico 4. Contribución a la variación de las Tasas agregadas  $R^2$  parcial**



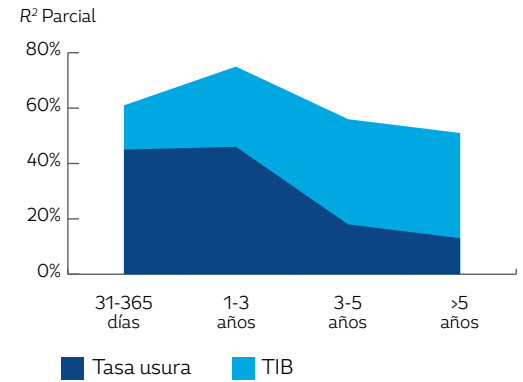
**Gráfico 5. Contribución a la variación de las tasas por percentiles y plazos según modalidad de crédito  $R^2$  parcial**

**Tasas de Consumo**

Percentiles

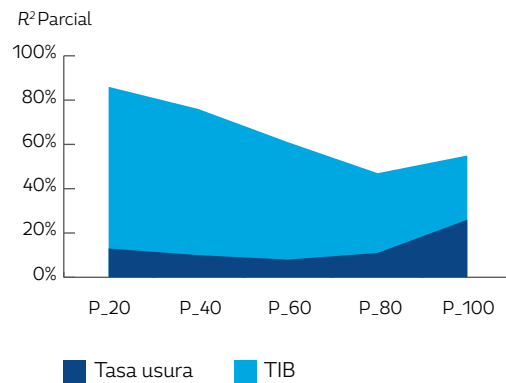


Plazos

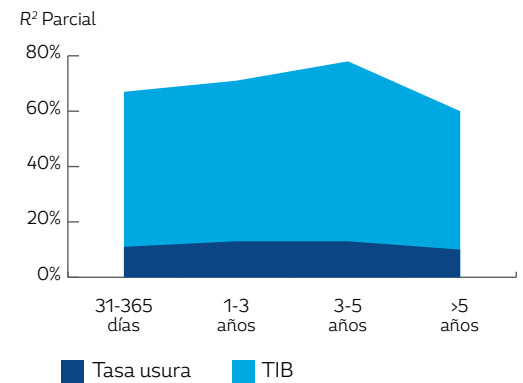


**Tasas crédito Ordinario**

Percentiles

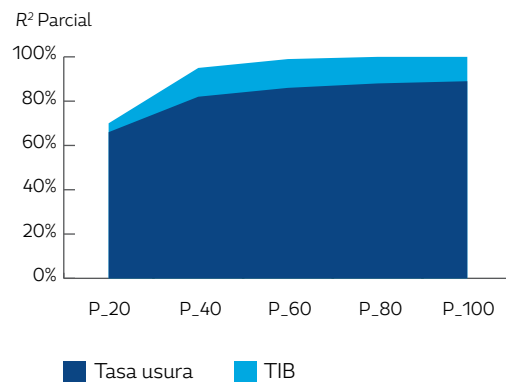


Plazos

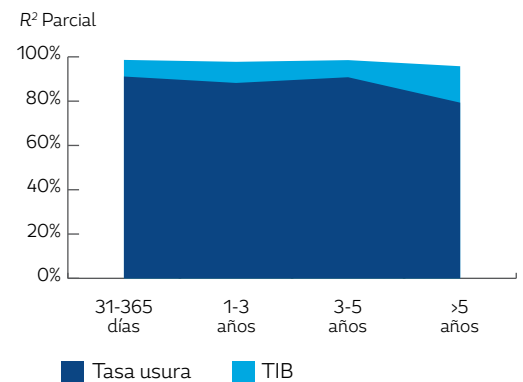


**Tasas Tarjeta de crédito**

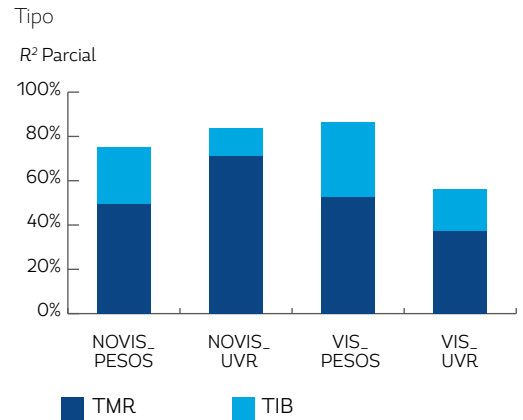
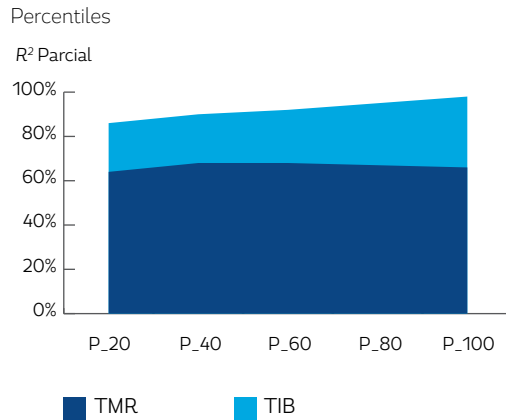
Percentiles



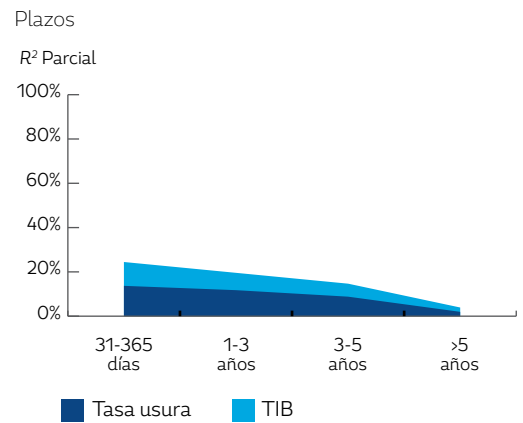
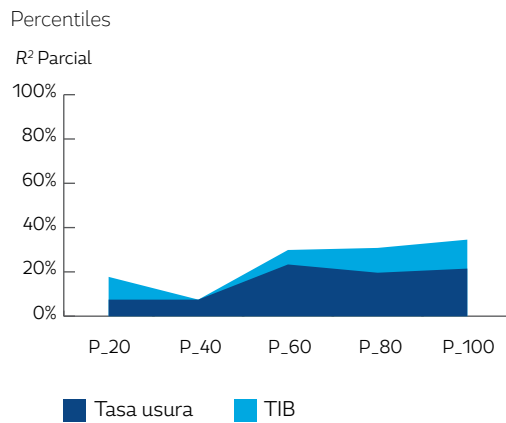
Plazos



**Tasas crédito Hipotecario**



**Tasas de Microcrédito**



**5. Modelo econométrico.**

En esta sección se pretende estimar la transmisión de la tasa de política a las diferentes tasas de colocación por entidad, así como el tiempo en que se da dicha transmisión, las características de los bancos que pueden influir en el traspaso, es decir, si hay heterogeneidad en la transmisión para las diferentes entidades financieras. También se quiere determinar si hay asimetrías en la transmisión, es decir si hay diferencias cuando se está en fases de incremento o descenso.

Para tal efecto se construyó un panel balanceado de entidades financieras con información mensual para el periodo 2003-2014<sup>15</sup>. Adicional a la tasa de interés promedio que cada entidad ofrece para las diferentes modalidades de crédito (consumo, comercial ordinario y preferencial) se tiene en cuenta algunas características de las entidades financieras como el tamaño, liquidez y capitalización. Las definiciones de estas variables son las siguientes:

15 Para consumo se tiene el panel balanceado de 24 entidades financieras, para crédito ordinario 23 y para preferencial 9.



a. Tamaño = (Total de activos de la entidad)/(Total de activos del sistema)

b. Liquidez:

$$RPNC = \frac{(\text{Comp. cíclico otros P} + P_{\text{líquidos}}) - (A_{\text{líquidos}} - 0,03 (\text{Inv negociables títulos deuda}))}{(A_{\text{total}} - A_{\text{líquidos}})}$$

Con P: Pasivos, A: Activos, y Inv: Inversión

c. Capitalización: patrimonio/activos

En el Cuadro 1 se muestra un resumen de las características de las entidades. Como se puede observar, hay cierto grado de heterogeneidad. Al realizar una clasificación en grupos según el tamaño de sus activos, se observó diferencias importantes entre grupos. El Grupo 1, compuesto por las entidades financieras más grandes, tiene niveles medios de capitalización y liquidez, superados por el Grupo 2, el cual corresponde a las entidades intermedias en términos de los activos totales. Por su parte, el Grupo 3, conformado por las entidades con menores activos, es el que tiene mayor nivel de capitalización y menor liquidez (menor cantidad de activos líquidos).

**Cuadro 1. Resumen características entidades financieras**

Variable		GRUPO 1	GRUPO 2	GRUPO 3
Tamaño	Promedio	0,133	0,038	0,003
	Desv-EST	0,039	0,014	0,002
Capitalización	PROMEDIO	0,122	0,017	0,161
	DESV-EST	0,023	0,025	0,059
Líquidez	PROMEDIO	-0,168	-0,178	-0,084
	DESV-EST	0,041	0,078	0,045

Fuente: Superfinanciera y Banco de la República, cálculos de los autores.

Debido a que el número de unidades en el panel (entidades) es menor que el número de periodos de tiempo, no se puede emplear modelos tradicionales para datos panel. Por lo tanto se utiliza estimaciones para datos de corte transversal, en los cuales se considera heterogeneidad entre las unidades, asumiendo varianzas distintas y permitiendo correlación entre ellas en la matriz de varianza-covarianza de los errores. Por otro lado, se corrige la existencia de correlación serial al asumir un proceso AR(1) para los errores. La representación empírica es la siguiente:

$$i_{jt} = \sum_{k=0}^p \theta_k BR_{t-k} + \sum_{i=0}^{p'} \sum_{i=1}^3 \Theta_{it} X_{ijt-1} + \sum_{i=1}^3 \delta_i BR_{t-1} \odot X_{ijt-1} + E_{jt} \quad (3)$$

Donde  $i_{jt}$  es la tasa de interés de mercado de la entidad  $j$ ,  $BR$  es la tasa de interés de intervención del Banco de la República.  $X_{ijt}$  incluye las características microfinancieras de las entidades, donde  $i=1$  es tamaño,  $i=2$  liquidez e  $i=3$  capitalización, todas de la entidad  $j$ ,  $E_{jt}$  corresponde al componente no observado y sigue un proceso AR(1). La ecuación (3) se estimó usando *Feasible Generalized Least Squares* (FGLS) donde las tasa de interés de consumo, ordinario y preferencial son variables dependientes.

Dado que se encontró cointegración entre la tasa de intervención y las tasas de mercado el modelo es estimado en niveles<sup>16</sup>.

En el Cuadro 2 se presentan los resultados de los modelos para las tasas de interés de cada modalidad de crédito. En el Cuadro 3 se muestran los efectos de largo plazo de cada variable explicativa. El número de rezagos de cada variable explicativa se determinó usando pruebas de razón de verosimilitud entre el modelo con  $k$  y  $k-1$  rezagos, seleccionando aquel modelo con la máxima verosimilitud. Se destacan los siguientes resultados:

- Para las tasas de los crédito de consumo, se presenta una transmisión de 12.7% un periodo después del cambio en la tasa intervención del Banco de la República. Después de 8 meses la transmisión es casi completa (99%). Al estimar el efecto total del tamaño de la entidad sobre las tasas de crédito ( $\frac{\partial i_j}{\partial X_{ij}}$ ), este tiene dos componentes (ecuación 4). Si sólo se considera el tamaño, entre más grande la entidad su tasa de mercado es menor ( $\sum_{i=1}^p \Theta_{ii} < 0$ ). El segundo componente sugiere que un nivel alto de la tasa de referencia genera un nivel mayor de la tasa de consumo.

$$\frac{\partial i_j}{\partial X_{ij}} = \sum_{i=1}^p \Theta_{ii} + \delta_i BR_{t-1} \quad (4)$$

- Para las tasas de crédito comercial ordinario, el efecto de un choque de política es completo después de 8 meses (107%). Al mes siguiente del anuncio la transmisión es de 62%. El efecto del tamaño de la entidad en la tasa de interés de crédito ordinario es más alto que para las otras dos modalidades de crédito. Nuevamente, a mayor tamaño menor es la tasa de interés de mercado. Por su parte la capitalización afecta positivamente el nivel de las tasas. En el caso de la liquidez, por sí sola no afecta el nivel de las tasas, sin embargo, la interacción con la tasa de intervención, coeficiente ( $\delta_i$ ), resulta significativa.

**Cuadro 2. Estimación del modelo FGLS. Coeficientes estimados**

	CONSUMO	ORDINARIO	PREFERENCIAL
Constante	0,151**	0,0918***	0,0198***
TIB_t-1	0,127	0,618***	0,819***
TIB_t-2	0,113	0,0695	0,195*
TIB_t-3	0,224*	0,00272	-0,0151
TIB_t-4	0,181	0,0196	0,0257
TIB_t-5	0,11	0,172*	0,0501
TIB_t-6	-0,0202	0,13	0,134*
TIB_t-7	0,116	-0,0483	
TIB_t-8	0,0759	0,0493	
TIB_t-9	0,0678	0,0616	
Tamaño	-0,153***	-0,0965	0,00282
Tamaño_t-1		0,0567	0,0327
Tamaño_t-2		0,0622	0,0241

16 Las pruebas de raíz unitaria y cointegración para datos panel se encuentran en el Anexo 2. Si bien la prueba panel de raíz unitaria es rechazada para las tasas de mercado de consumo y ordinario, al realizar las pruebas de raíz unitaria para las tasas de estas modalidades por entidad, la hipótesis nula es rechazada para un número pequeño de entidades. Por su parte, la tasa de intervención, TIB, sí tiene raíz unitaria. Por otro lado, la prueba de cointegración entre las tasas de mercado y la TIB no se rechaza, por lo que se estima el modelo en niveles para todas las modalidades de crédito analizadas. Para chequear la validez de la especificación se chequea la estacionariedad de los errores del modelo (Cuadro A2.5).

	CONSUMO	ORDINARIO	PREFERENCIAL
Tamaño_t-3		0,203***	
Tamaño_t-4		-0,11	
Tamaño_t-5		-0,0948	
Tamaño_t-6		-0,309***	
Tamaño_t-7		0,0943	
Tamaño_t-8		0,019	
TIB_t-1*Tamaño	1,288**		
Liquidez	-0,00174	-0,0113*	-0,00587**
Liquidez_t-1		0,00622**	0,00441
Liquidez_t-2		0,00411	0,00381
Liquidez_t-3		0,00101	0,00223
Liquidez_t-4			-0,000502
Liquidez_t-5			0,00488*
Liquidez_t-6			-0,00425
Liquidez_t-7			-0,00248
Liquidez_t-8			-0,00116
TIB_t-1*Liquidez		0,196*	
Capitalización	0,0141	0,0305	-0,00209
Capitalización_t-1	0,0408***	0,00922	0,0145
Capitalización_t-1	-0,00253	0,0238	0,0192
Capitalización_t-1	0,014	0,0335**	-0,00455
Capitalización_t-1	-0,0362**	-0,00372	-0,00685
Capitalización_t-1	-0,0263*	-0,0182	0,0312*
Capitalización_t-1	0,0352**	0,013	-0,0315*
Capitalización_t-1	0,0421***	-0,0168	0,018
Capitalización_t-1	-0,0118	0,0340**	-0,0163
TIB_t-1*Capitalización			
I*TIB_t-1			-0.0234*

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

- Las tasas preferenciales presentan mayor reacción en el primer mes ante cambios en la tasa de política (82%) que las de crédito ordinario y consumo. La transmisión es más que completa (121%) y toma menos tiempo, 5 meses, que en el caso de consumo y ordinario. Para las tasas preferenciales el tamaño afecta el nivel de la tasa de interés en el largo plazo, mientras que la liquidez y capitalización no tienen efecto.
- El coeficiente de interacción entre la tasa de intervención y la capitalización ( $\delta_3$ ) no es significativo para ninguna de las tasas de mercado, con lo cual esta característica no hace diferencia en la transmisión. Sin embargo, la capitalización si tiene efecto de largo plazo sobre las tasas de consumo y ordinario; se encontró que a mayor capitalización las tasas de interés en estas modalidades son más

altas. En resumen, la heterogeneidad de las entidades presenta una moderada influencia sobre el nivel de las tasas de mercado y es menos relevante sobre la transmisión de la política monetaria<sup>17</sup>.

- Por otro lado, con el fin de determinar si existen asimetrías en la transmisión de la tasa de política a las tasas de interés de mercado, se consideró una variable dicotómica, que asume el valor de 1 para los periodos de incrementos en la tasa de referencia. Para ello, se incluyó en el modelo la interacción entre la variable dicotómica  $I_t$  y la tasa de intervención. Los resultados muestran que solo en la modalidad de crédito preferencial se presenta alguna evidencia de asimetría, ya que dicho coeficiente es significativo al 10%.

### Cuadro 3. Estimación efecto de largo plazo

	CONSUMO	ORDINARIO	PREFERENCIAL
TIB	0,995	1,074	1,208
p-value	0,000	0,000	0,000
Tamaño	-0,153	-0,176	0,060
p-value	0,000	0,000	0,000
Liquidez	-0,002	0,000	0,001
p-value	0,465	0,999	0,848
Capitalización	0,070	0,105	0,022
p-value	0,002	0,000	0,379

El efecto de largo plazo se calcula como la suma de los coeficientes relacionados con cada variable explicativa. Para estimar los errores estándar se utiliza el método Delta.

## 6. Modelo de duración.

Una alternativa para estudiar la transmisión de las tasas de interés de política a las tasas de interés de colocación del sistema financiero consiste en estimar modelos de duración. Estos permiten evaluar la probabilidad de que la transmisión suceda, de acuerdo con una definición previa del evento de transmisión, así como la incidencia de factores micro y macroeconómicos sobre dicha probabilidad.

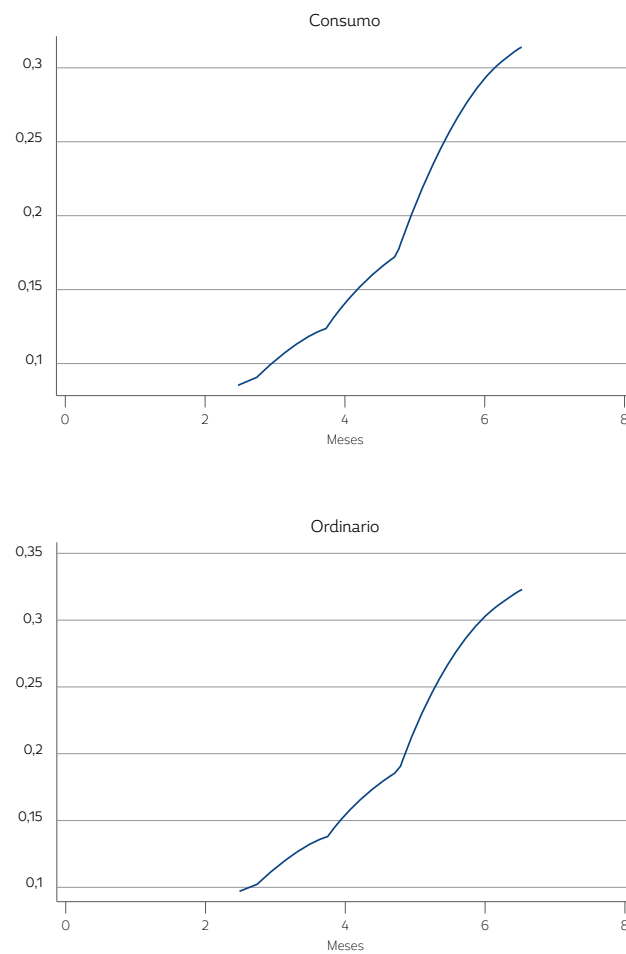
Nuestra variable de interés es  $T$ , variable aleatoria no-negativa que representa el tiempo que lleva para que una decisión de política monetaria se transmita a las tasas de colocación de las entidades financieras. Suponiendo que el número de entidades no cambia durante el período de estudio, teniendo un número de bancos  $N \in \mathbb{N}$  y un número  $M \in \mathbb{N}$  de eventos, se tiene un total  $M \times N \in \mathbb{N}$  duraciones a estudiar.

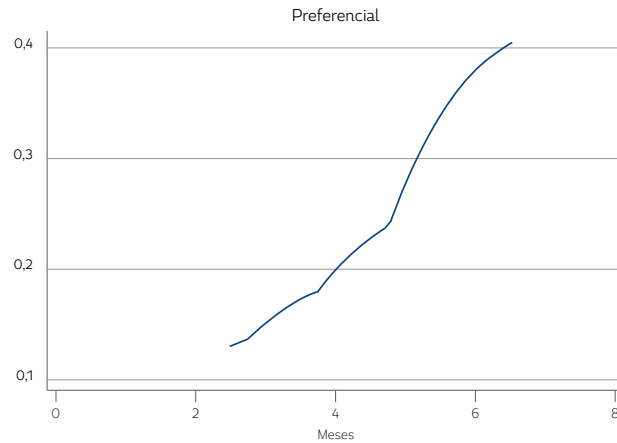
El evento se definió en cuatro escenarios alternativos por fines de robustez: transmisiones de 25%, 50%, 75% y 100% del impulso de política monetaria. Por ejemplo, si la Junta Directiva del Banco de la República incrementa en 50 puntos básicos la tasa de política monetaria, se considerará que hubo transmisión del 25% en la entidad  $i$  si la tasa de interés de mercado aumenta en al menos 12.5 puntos básicos (escenario uno), del 50% si el incremento observado es de al menos 25 puntos básicos (escenario dos), del 75% ante un aumento de al menos 37.5 puntos básicos (escenario tres), o si el incremento en la tasa de mercado es igual o mayor a 50 puntos básicos se considerará que la transmisión fue completa (escenario cuatro).

<sup>17</sup> Otros documentos que analizan la heterogeneidad de las entidades financieras en la transmisión de la política monetaria en Colombia son: Gómez-González, y Grosz (2007) y Reyes, Gómez-González y Ojeda-Loya (2014).

La forma convencional de estudiar los determinantes de la duración consiste en utilizar un modelo paramétrico o un modelo semi-paramétrico que genere valores en el intervalo continuo no-negativo para representar la duración. Con el fin de determinar qué tipo de aproximación seguir, se realizaron pruebas no-paramétricas sobre los datos observados de las duraciones incondicionales por entidades para estudiar la forma de la función de riesgo instantáneo. Usando funciones kernel Epanechnikov asimétricas para suavizar los cambios discontinuos de la función no-paramétrica de riesgo agregado (función Nelson-Aalen), se encontró que la función de riesgo instantánea no-paramétrica (o función de riesgo base) para los diferentes escenarios de transmisión puede ser representada adecuadamente por una función Weibull con dependencia positiva. En el [gráfico 6](#) se presentan la función no paramétrica para el escenario de transmisión completa.

**Gráfico 6: Función no-paramétrica de riesgo instantáneo**





Fuente: cálculos de los autores.

En las fechas en las cuales existe un cambio de tasa de política en un mes cualquiera y durante los siguientes ocho meses el Banco de la República no modifica la tasa de intervención, el comportamiento de la tasa de mercado para cada entidad estará influenciado por un único anuncio y así el problema planteado queda bien definido dentro de cada escenario y se pueden realizar estimaciones de la función de riesgo instantáneo y sus determinantes sin mayores complicaciones. Sin embargo, en muchas ocasiones los cambios en las tasas de política suceden durante varios meses consecutivos. Cuando éste es el caso, se debe controlar por los efectos de cambios anteriores en la tasa de política al estimar el efecto marginal de un cambio de ésta sobre las tasas de colocación. Tres alternativas fueron usadas con tal fin. En primer lugar, se considera que el cambio actual en la tasa de mercado de cada entidad se puede descomponer por partes iguales entre el número de anuncios que se hayan presentado en los 8 meses anteriores, es decir, el cambio es lineal. En la segunda alternativa se considera que el efecto de la política decae exponencialmente. En esta alternativa, el cambio en la tasa actual depende en mayor medida de los anuncios más recientes. En la tercera alternativa, el efecto de los rezagos de los anuncios en el comportamiento de la tasa actual se determina por medio de una regresión de mínimos cuadrados, con la cual se estiman las ponderaciones que tiene la tasa de política rezagada de los últimos ocho periodos.

Los resultados son robustos a cualquiera de estas tres alternativas. Sin embargo, en este documento únicamente se presentan los resultados para la última alternativa, para los cuatro escenarios de transmisión considerados, dado que ésta no asigna de forma ad-hoc las ponderaciones de cada cambio en la tasa de política.

Un conjunto de variables macroeconómicas y microeconómicas fue considerado en el análisis con el fin de encontrar los determinantes que afecten la transmisión. Entre las variables macro consideradas, las dos que resultaron más importantes en determinar la transmisión fueron la brecha del producto y la brecha de inflación. Con respecto a las variables microfinancieras, se usaron las mismas tres variables incluidas en la parte básica del ejercicio econométrico presentando en la sección anterior: capitalización, liquidez y tamaño.

Para reducir los problemas de sobre-parametrización, se definieron dos factores comunes, uno macro y uno micro, considerando las variables descritas en el párrafo anterior y mediante el método

de componentes principales dinámicos<sup>18</sup>, los cuales se incluyeron en el modelo como variables explicativas. Los resultados de las estimaciones se presentan en el [Cuadro 4](#).

**Cuadro 4. Estimación del modelo de duración. Coeficientes estimados**

	Escenario	Factor macro	Factor micro	Constante	Probabilidad
Consumo	25%	-0,0343***	-0,0000348	-3,960***	0,813***
	50%	-0,0250***	0,00000864	-4,124***	0,837***
	75%	-0,0191**	0,0000159	-4,276***	0,858***
	100%	-0,0136	0,0000696	-4,407***	0,874***
Ordinario	25%	-0,0370***	0,0000434	-3,774***	0,779***
	50%	-0,0345***	0,0000754	-3,864***	0,791***
	75%	-0,0259***	0,000133**	-3,986***	0,808***
	100%	-0,0117	0,000169**	-4,115***	0,823***
Preferencial	25%	-0,0189***	0,000173***	-3,516***	0,755***
	50%	-0,0166**	0,000252***	-3,557***	0,763***
	75%	-0,0123*	0,000321***	-3,607***	0,773***
	100%	-0,00977	0,000471***	-3,650***	0,781***

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

El [Cuadro 4](#) muestra varios resultados que merecen la pena ser comentados. Primero, la especificación utilizada resultó ser adecuada, puesto que los coeficientes de dependencia son siempre positivos (columna  $\ln_p$ ). Segundo, el coeficiente de dependencia es creciente en la exigencia de transmisión impuesta. Por ejemplo, en la modalidad de crédito de consumo, mientras que éste es de 0.813 en el primer escenario (25%), el mismo es de 0.874 en el cuarto escenario (100%). Esto indica que a medida que se incrementa la exigencia para considerar que la transmisión se dio, ésta se debe en mayor proporción a factores de paso del tiempo no explicados por la heterogeneidad de las entidades ni por las condiciones macroeconómicas por las cuales estamos controlando en este documento.

Tercero, el factor macro afecta siempre de forma negativa la probabilidad de que la transmisión se dé, en los cuatro escenarios. Es decir, a medida que el componente común de las brechas es más grande (brechas de inflación y de producto más positivas), la probabilidad de que la transmisión suceda es menor. En otras palabras, la transmisión monetaria es menos probable en momentos en los cuales la economía está creciendo de forma acelerada.

Cuarto, y muy relacionado con el tercer punto, aunque el factor macro incide siempre de forma negativa en la probabilidad de transmisión, el efecto es significativamente diferente de cero y decreciente en magnitud a medida que la transmisión es más exigente (escenarios 3 y 4). Es decir, el estado de la macroeconomía parece ser más importante para la transmisión cuando se consideran escenarios de baja exigencia de transmisión que cuando se consideran escenarios de alta exigencia.

Quinto, el factor micro es siempre positivo, excepto para el escenario 1 de la tasa de consumo, sin embargo, solo es significativo para explicar la probabilidad de transmisión de los créditos preferenciales. Cabe notar que los valores de los parámetros asociados en el factor micro son pequeños en magnitud. Es decir, aun cuando en el caso de la modalidad preferencial y para los escenarios 3 y 4 de

18 En los componentes principales dinámicos se consideran las variables de interés no solo contemporáneas sino rezagadas para determinar los factores (Ver Stock y Watson, 2002).

la modalidad de ordinario los coeficientes son estadísticamente diferentes de cero, su significancia económica parece ser limitada.

## 7. Conclusiones

En este documento se analiza la transmisión de la política monetaria a las tasas de interés de mercado del sistema financiero utilizando diferentes herramientas estadísticas. La relación existente entre la tasa de política y las tasas de interés de colocación es positiva y significativa, y se presenta una transmisión completa para las diferentes modalidades de crédito después de 8 meses.

La transmisión de la tasa de interés de referencia a las tasas de crédito difiere según las distintas modalidades de préstamo. Hay varios factores que intervienen en la transmisión, dentro de los cuales se destacan: el tipo de crédito, los plazos ofrecidos, la presencia de tasas límite (usura y máxima remuneratoria) y las condiciones económicas del país; las características de las entidades financieras no resultaron muy relevantes. Se observa una mayor transmisión y más rápida a las tasas comerciales que a las ofrecidas a los hogares. En particular, la transmisión a las tasas de crédito preferencial es más rápida y completa. En cuanto a las tasas de tarjetas de crédito e hipotecarias, la transmisión es más débil debido a su naturaleza, regulación (tasa límite) y rigideces de las mismas.

Por otro lado, únicamente en los créditos preferenciales se presenta evidencia de una leve relación asimétrica en la transmisión entre alzas y reducciones de la tasa de intervención. Para las demás modalidades de crédito, no existen asimetrías en la transmisión.

Finalmente, la transmisión en periodos de fuerte expansión (brecha de producto positiva e inflación por encima de la meta) es distinta a la que presenta en otras fases de la economía.

## Bibliografía

- Amaya, C. A. (2006). Interest Rate Setting and the Colombian Monetary Transmission Mechanism. *Ensayos sobre política económica*, (50), 48-97.
- Betancourt, R., Vargas, H., & Rodríguez, N. (2008). Interest rate pass-through in Colombia: a micro-banking perspective. *Cuadernos de economía*, 45(131), 28-58.
- De Bondt, G. (2002). Retail bank interest rate pass-through: new evidence at the euro area level. *Working Paper Series - European Central Bank*, (0136), 1-42.
- Gambacorta, L. (2008). How do banks set interest rates? *European Economic Review*, 52(5), 792-819.
- Gómez-Gonzalez, J., & Grosz, F. (2007). Evidence of a bank lending channel for Argentina and Colombia. *Cuadernos de economía*, 44(129), 109-126.
- Hannan, T. H., & Berger, A. N. (1991). The rigidity of prices: Evidence from the banking industry. *The American Economic Review*, 81(4), 938-945.
- Hofmann, B., & Mizen, P. (2004). Interest Rate Pass Through and Monetary Transmission: Evidence from Individual Financial Institutions' Retail Rates. *Economica*, 71(281), 99-123.
- Horváth, C., Krekó, J., & Naszódi, A. (2004). Interest rate pass-through in Hungary. *MNB Working Papers 2004/8*, Magyar Nemzeti Bank.



- Huertas, C., Jalil, M., Olarte, S., & Romero, J. V. (2005). Algunas consideraciones sobre el canal del crédito y la transmisión de tasas de interés en Colombia. *Borradores de Economía*, 351. Banco de la República de Colombia.
- Julio, J. M. (2001). Relación entre la Tasa de Intervención del Banco de la República y las Tasas del Mercado: Una Exploración Empírica. *Borradores de Economía* 188, Banco de la Republica de Colombia.
- Mester, L. J., & Saunders, A. (1995). When does the prime rate change? *Journal of Banking & Finance*, 19(5), 743-764.
- Mizen, P., & Hofmann, B. (2002). Base rate pass-through: evidence from banks' and building societies' retail rates. *Bank of England working papers* 170, Bank of England.
- Reyes, N. R., Gómez-González, J. E., & Ojeda-loya, J. (2015). Bank lending, risk taking, and the transmission of monetary policy: new evidence for an emerging economy. *Macroeconomics and Finance in Emerging Market Economies*, 8(1-2), 67-80.
- Stock, J. H., & Watson, M. W. (2002). Forecasting using principal components from a large number of predictors. *Journal of the American statistical association*, 97(460), 1167-1179.

## Anexo 1.

### Análisis por plazos de los efectos de la política monetaria

#### Cuadro A1. Tasas de interés de colocación

Tasas de interés de colocación agregadas								
Fecha	Adquisiciones de vivienda No VIS	Adquisiciones de vivienda VIS	Consumo	Microcrédito	Ordinario	Preferencial	Tesorería	Tarjeta de crédito
Abr-14	11,10	11,89	17,19	34,71	10,50	6,88	6,83	27,85
Oct-14	11,18	11,79	17,19	34,25	11,05	7,48	7,67	27,03
Dif (pb)	8	-9	0	-46	55	61	84	-82
Sensibilidad	6%	-7%	0%	-37%	44%	49%	67%	-66%

Tasas de interés de crédito hipotecario							Tasas de interés de crédito de consumo					
Fecha	No VIS	No VIS (Pesos)	No VIS (UVR)	VIS	VIS (Pesos)	VIS (UVR)	Fecha	Total consumo	< = 1 año	1 < x < 3 = años	3 < x < 5 = años	Más de 5 años
Abr-14	11,10	11,14	10,60	11,89	12,08	11,47	Abr-14	17,19	20,85	21,91	17,66	15,15
Oct-14	11,18	11,17	11,27	11,79	11,91	11,56	Oct-14	17,19	21,29	21,85	17,54	15,24
Dif (pb)	9	4	67	-9	-17	10	Dif (pb)	0	43	-7	-13	9
Sensibilidad	7%	3%	53%	-8%	-14%	8%	Sensibilidad	0%	35%	-5%	-10%	7%
Participación		91%	9%		69%	31%	Participación		2%	16%	37%	45%

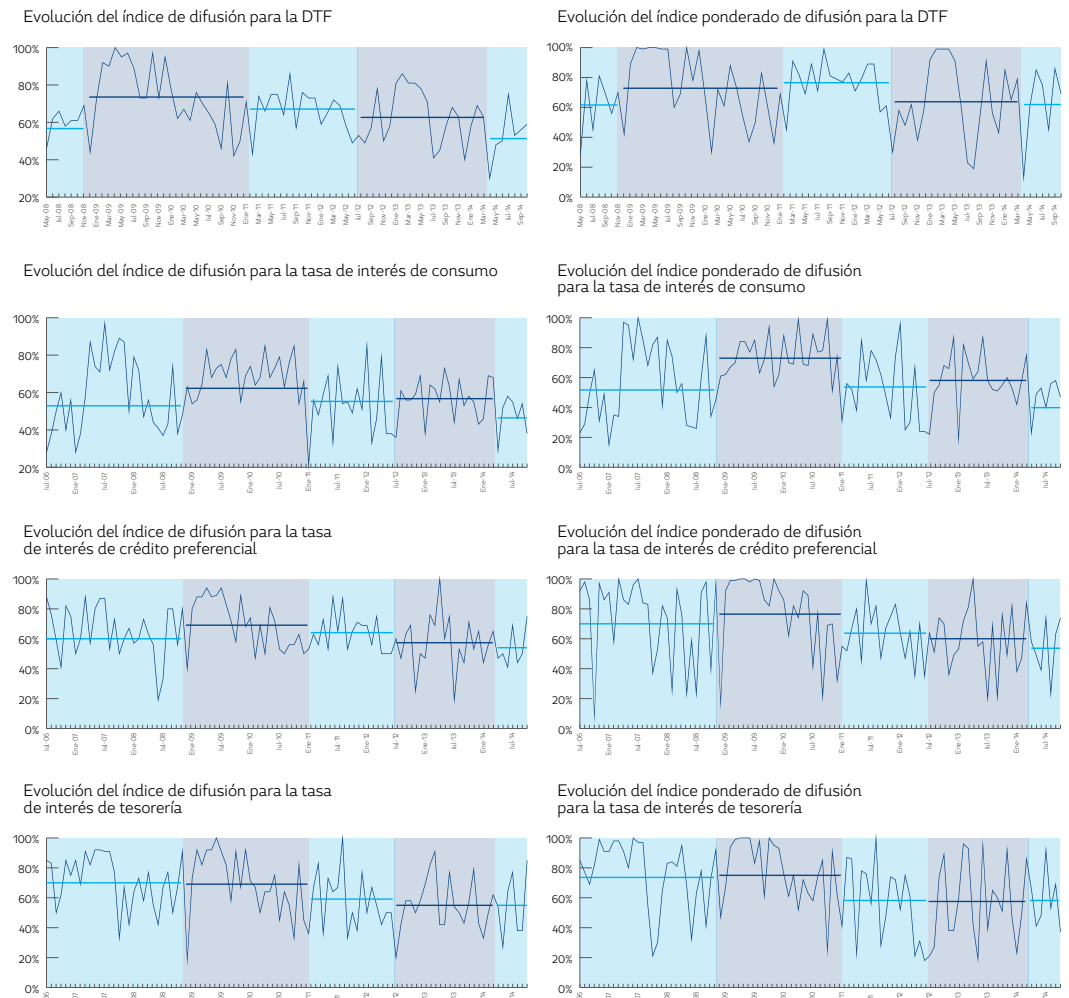
Tasas de interés de microcrédito diferente de leasing						Tasas de interés de crédito ordinario					
Fecha	Total microcrédito	< = 1 año	1 < x < 3 = años	3 < x < 5 = años	Más de 5 años	Fecha	Total ordinario	< = 1 año	1 < x < 3 = años	3 < x < 5 = años	Más de 5 años
Abr-14	34,71	39,04	35,31	29,73	25,84	Abr-14	10,50	10,73	10,85	11,31	9,42
Oct-14	34,25	38,80	35,00	29,14	21,63	Oct-14	11,05	11,14	11,46	12,52	10,00
Dif (pb)	-46	-25	-32	-59	-421	Dif (pb)	55	41	62	122	58
Sensibilidad	-37%	-20%	-25%	-48%	-337%	Sensibilidad	44%	33%	49%	97%	46%
Participación		10%	74%	14%	2%	Participación		47%	20%	10%	24%

Tasas de interés de crédito preferencial						Tasas de interés de tesorería				
Fecha	Total preferencial	< = 1 año	1 < x < 3 = años	3 < x < 5 = años	Más de 5 años	Fecha	Total tesorería	1 a 5 días	6 a 14 días	15 a 30 días
Abr-14	6,88	6,53	7,14	6,88	7,99	Abr-14	6,83	7,10	6,51	6,85
Oct-14	7,48	7,31	7,78	7,37	7,97	Oct-14	7,67	8,15	9,07	7,51
Dif (pb)	61	77	64	49	-2	Dif (pb)	84	105	255	66
Sensibilidad	49%	62%	51%	39%	-2%	Sensibilidad	67%	84%	204%	53%
Participación		61%	13%	8%	18%	Participación		4%	5%	91%

#### Cuadro A2. Tasas de interés de captación

Tasas de interés de captación								
Fecha	Total de captación	CDTs < 90 días	DTF	Entre 91 y 179 días	180 días	Entre 181 y 359 días	360 días	Más de 360 días
Abr-14	4,17	2,12	3,81	4,13	4,19	4,49	4,48	4,96
Oct-14	4,66	2,63	4,34	4,56	4,58	4,93	4,88	5,62
Dif (pb)	49	50	52	43	39	45	40	65
Sensibilidad	39%	40%	42%	34%	31%	36%	32%	52%
Participación		4%	29%	17%	15%	13%	4%	18%

## Análisis de difusión de la postura de política en las tasas de interés de captación y colocación



### Anexo 2

**Cuadro A2.1 Prueba de raíz unitaria tasas de interés agregadas**

Variable	Descripción	ADF	KPSS
Consumo	Tendencia	-1.32	0.57
Ordinario	Constante	-1.51	0.76
Preferencial	Tendencia	-1.15	1.13
Tesorería	Tendencia	-1.16	1.21
Microcrédito	Tendencia	-2.23	0.89
Tarjeta de crédito	Tendencia	-1.43	0.68
Adquisición de vivienda	Tendencia	-1.46	0.75
TIB	Constante	-1.71	1.24

P-valores.

H0: Hay raíz unitaria.

Valores críticos al 5%

ADF: -3.44 para el modelo con tendencia y -1.95 con constante

KPSS: 0.463 para el modelo con tendencia y 0.146 con constante

### Cuadro A2.2 Prueba de raíz unitaria tasas de interés panel de entidades

Modalidad de crédito	Prueba	Valor del estadístico	P. Valor
Consumo	Inverse chi-squared	65381	0.048
	Inverse normal	-1.589	0.056
	Inverse logit	-1.795	0.038
	Modified inv. chi-squared	1.774	0.038
Ordinario	Inverse chi-squared	64.422	0.038
	Inverse normal	-2.099	0.018
	Inverse logit	-2.107	0.019
	Modified inv. chi-squared	1.921	0.027
Preferencial	Inverse chi-squared	9.961	0.933
	Inverse normal	0.785	0.784
	Inverse logit	0,712	0.760
	Modified inv. chi-squared	-1.340	0.910

Valores críticos al 5%

$H_0$ : Todos los paneles contienen raíz unitaria

$H_1$ : Al menos un panel es estacionario

### Cuadro A2.3 Prueba de raíz unitaria tasas de interés por entidad

Entidad	Consumo	Ordinario	Preferencial
1	0,7217	0,1772	0,7601
2	0,3615	0,0082	0,0901
3	0,4864	0,6542	0,7072
4	0,8934	0,1722	0,8262
5	0,3623	0,0015	0,8467
6	0,3517	0,278	0,7981
7	0,7119	0,329	0,8866
8	0,4344	0,0453	0,6814
9	0,8745	0,0693	0,3685
10	0,667	0,0297	
11	0,6015	0	
12	0,4755	0,0464	
13	0,0084	0,2686	
14	0,5576	0,3068	
15	0,8676	0,0163	
16	0,1857	0,7979	
17	0,4658	0,2837	
18	0,0372	0,4011	
19	0,6683	0,0195	
20	0,1166	0,5755	
21	0,6307	0,6953	
22	0,0339	0,0201	
23	0,5371	0,0007	
24	0,2857		

Prueba ADF con tendencia. P-valores.

### Cuadro A2.4 Prueba de cointegración panel entre tasas de interés de mercado y tasa de intervención

Modalidad de crédito	Prueba	Valor del estadístico	P. Valor
Consumo	Gt	-3,208	0,000
	Ga	-17,766	0,000
	Pt	-15,071	0,000
	Pa	-16,575	0,000
Ordinario	Gt	-3,399	0,000
	Ga	-25,412	0,000
	Pt	-15,491	0,000
	Pa	-21,506	0,000
Preferencial	Gt	-5,127	0,000
	Ga	-41,920	0,000
	Pt	-14,281	0,000
	Pa	-35,338	0,000

### Cuadro A2.5 Prueba de raíz unitaria panel sobre los errores del modelo FGLS

Modalidad de crédito	Prueba	Valor del estadístico	P. Valor
Consumo	Inverse chi-squared	135,850	0,000
	Inverse normal	-6,947	0,000
	Inverse logit	-7,223	0,000
	Modified inv. chi-squared	8,966	0,000
Ordinario	Inverse chi-squared	1658,008	0,000
	Inverse normal	-38,970	0,000
	Inverse logit	-95,709	0,000
	Modified inv. chi-squared	168,064	0,000
Preferencial	Inverse chi-squared	648,786	0,000
	Inverse normal	-24,378	0,000
	Inverse logit	-60,247	0,000
	Modified inv. chi-squared	105,131	0,000

Valores críticos al 5%

$H_0$ : Todos los paneles contienen raíz unitaria

$H_1$ : Al menos un panel es estacionario

---

GLOBAL TRENDS IN RELATIVE AND  
ABSOLUTE INCOME INEQUALITY

Tendencias mundiales  
de desigualdad de ingreso en  
términos absolutos y relativos

Thomas Goda

---

Research Article

## GLOBAL TRENDS IN RELATIVE AND ABSOLUTE INCOME INEQUALITY

### Tendencias mundiales de desigualdad de ingreso en términos absolutos y relativos

Thomas Goda\*

**Keywords:** Global income inequality; relative inequality; absolute inequality; personal income distribution

**Palabras clave:** Desigualdad de ingreso global; Desigualdad relativa; Desigualdad absoluta; Distribución personal del ingreso.

**JEL classifications:** D31, N3

**Received:** 19/04/2016

**Accepted:** 13/05/2016

**Published:** 17/06/2016

#### Abstract

This paper provides an overview of historic worldwide trends in relative and absolute income inequality. Depending on the concept used, inequality trends differ considerably. Inequality between countries increased strongly during 1820-2000 and started decreasing at the beginning of the twenty-first century, whether measured in relative or absolute terms. Within-country inequality, on the contrary, grew especially strongly during the last decades: Its growth rate accelerated after 1950 in absolute terms and after 1975 in relative terms. Absolute global inequality also increased substantially in the post-1950 period, whereas relative global inequality decreased slightly during this period.

#### Resumen

Este documento muestra una visión general de las tendencias históricas de la desigualdad mundial de ingreso en términos absolutos y relativos. Dependiendo del concepto usado, las tendencias de desigualdad difieren considerablemente. La desigualdad entre países aumentó fuertemente durante el periodo 1820-2000 y ha comenzado a disminuir a principios del siglo veintiuno, independiente si es medido en términos relativos o absolutos. La desigualdad dentro de los países, por el contrario, ha crecido especialmente fuerte en las últimas décadas: su tasa de crecimiento aceleró a partir de 1950 en términos absolutos y a partir de 1975 en términos relativos. En términos absolutos la desigualdad global también se incrementó sustancialmente en el periodo post-1950, mientras en términos relativos la desigualdad global ha disminuido ligeramente en el mismo periodo.

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

## 1. Introduction

Research on inequality and on the impact of changes in income distribution on economic processes and social conditions has a long history in economics and was prominent in the works of Smith, Ricardo, Mill and Marx. While the topic fell somewhat out of fashion in the last quarter of the twentieth century (Atkinson, 1997), it has again moved into the centre of political and economic debates. One important reason for the recent revival in interest is new empirical evidence that suggests that high and growing inequality can have adverse effects on macroeconomic stability and can hurt economic growth (Herzer and Vollmer, 2012; 2013; Stiglitz, 2012; Goda and Lysandrou, 2014; Halter *et al.*, 2014; Onaran and Galanis, 2014; Ostry *et al.*, 2014; Stockhammer, 2015; Kumhof *et al.*, 2015; OECD, 2015).

Separate from any concerns about its economic impacts, social scientists have long been concerned about whether income inequality beyond certain levels may be fundamentally unfair, either within or across countries (Seers, 1972; Sen, 2000). Historically, the idea of class struggle arose from a perception that individuals in the upper portion of the income distribution had too large a share of national income. This same concern has reappeared in the arguments of the anti-globalization movements (Ravallion, 2004) and in the discourse of the Occupy movement (“We are the 99%”) that started shortly after the financial crisis of 2008 (Keister, 2014).

Most of the recent evidence about rising income inequality within countries and its adverse consequences is based on data from developed countries (especially the USA); yet, if rising inequality is perceived as causing unfairness and is hampering growth in developed economies, the magnitude of these problems could be even greater in the context of the global changes underway. As a consequence, it is critical to also examine the trends in income inequality between countries, within developing countries, and between global citizens.

Lately there has emerged a substantial empirical literature about global inequality (e.g., Milanovic, 2005; 2012, 2013; Sala-i-Martin, 2006; Piketty, 2014; van Zanden *et al.*, 2014), but this literature has a limitation in that it is focused on the Gini and Theil Indices, which both measure relative differences between incomes (i.e. ratios of incomes to the mean). Inequality also can be measured in absolute monetary terms, and absolute and relative inequality trends can be quite different. If, for example, the income of the whole population increases by the same percentage, the Gini and Theil coefficients remain constant, even though the absolute income gap increases. The most appropriate measures to estimate the absolute degree of inequality are the Absolute Gini Index and the variance (see Chakravarty, 2001).<sup>1</sup>

Various surveys show that people refer to both absolute and relative income differences when they talk about inequality (Ballano and Ruiz-Castillo, 1993; Harrison and Seidel, 1994; Amiel and Cowell, 1999), which might explain the conflicting assessments about the distributional outcomes of globalization. Depending on whether people have a “relative” or “absolute” inequality view, they claim that globalization leads to rising or declining income inequality around the globe (Ravallion, 2004; Atkinson and Brandolini, 2010).

---

<sup>1</sup> All of the four mentioned relative and absolute measures fulfil the property of normalization and symmetry and the transfer and population principle. To be more precise all of these measures are non-negative and have a value of zero if all incomes are equal, they are sensitive to the reordering of all incomes, a transfer from a poor to a rich increases inequality, and the level of inequality does not depend on population size (Chakravarty, 2001). Therefore, from a technical point of view, there is no reason to favour the Gini and Theil Index over the Absolute Gini Index and the variance.



Moreover, for certain types of problems, changes in absolute inequality may be more important than changes in relative inequality (and vice versa). Standard economic theory argues, for example, that rising absolute income differences increase the expected utility of illegal activities and thus generate incentives to engage in property crimes (Fleisher, 1966; Ehrlich, 1973). Relative income inequality, on the other hand, is often seen to foster violent crimes because it is associated with social strains and the feeling of relative deprivation (Agnew, 1985, 1992; Hagan and Peterson, 1995). With regard to economic stability, it has been shown that absolute inequality can affect the demand for assets and thus lead to unsustainable asset price booms (Froud *et al.*, 2001; Goda and Lysandrou, 2014), while relative inequality partly explains why poor and middle-income US households became over indebted in the run-up to the subprime crisis of 2007 (Rajan, 2010; Hein, 2012; van Treeck, 2014).

The aim of this paper is to provide an overall picture of the historic trends in relative and absolute between-country, within-country, and global income inequality. Existing studies that present long-run income inequality trends on a global scale either present relative (Bourguignon and Morrisson, 2002; Milanovic, 2005; van Zanden *et al.*, 2014) or absolute estimates (Goda and Torres García, 2016). As such, this is the first study that contrasts changes in relative and absolute inequality between 1820 and 2010 to establish if these two measures have moved in the same or in opposing directions.<sup>2</sup>

The main conclusions from this examination are that: (i) income inequality between countries increased strongly during 1820-2000 and started decreasing at the beginning of the twentieth-first century, irrespective of whether measured in relative or absolute terms; (ii) within-country inequality grew especially strongly after 1950 in absolute terms and after 1975 in relative terms; (iii) absolute global inequality also increased very substantially in the post-1950 period, whereas relative global inequality decreased during the last three decades; and (iv) today's global relative and absolute inequality levels are much higher than they were in 1820.

The structure of the paper is as follows: Section two briefly outlines the existing concepts and alternative measures of income inequality. Section three presents the findings regarding the level and trend of between-country inequality. Section four provides an overview of the observed changes in global within-country inequality. Section five discusses the historical trend changes in global income inequality. Section six concludes.

## 2. Three concepts of inequality and their relative and absolute measurement

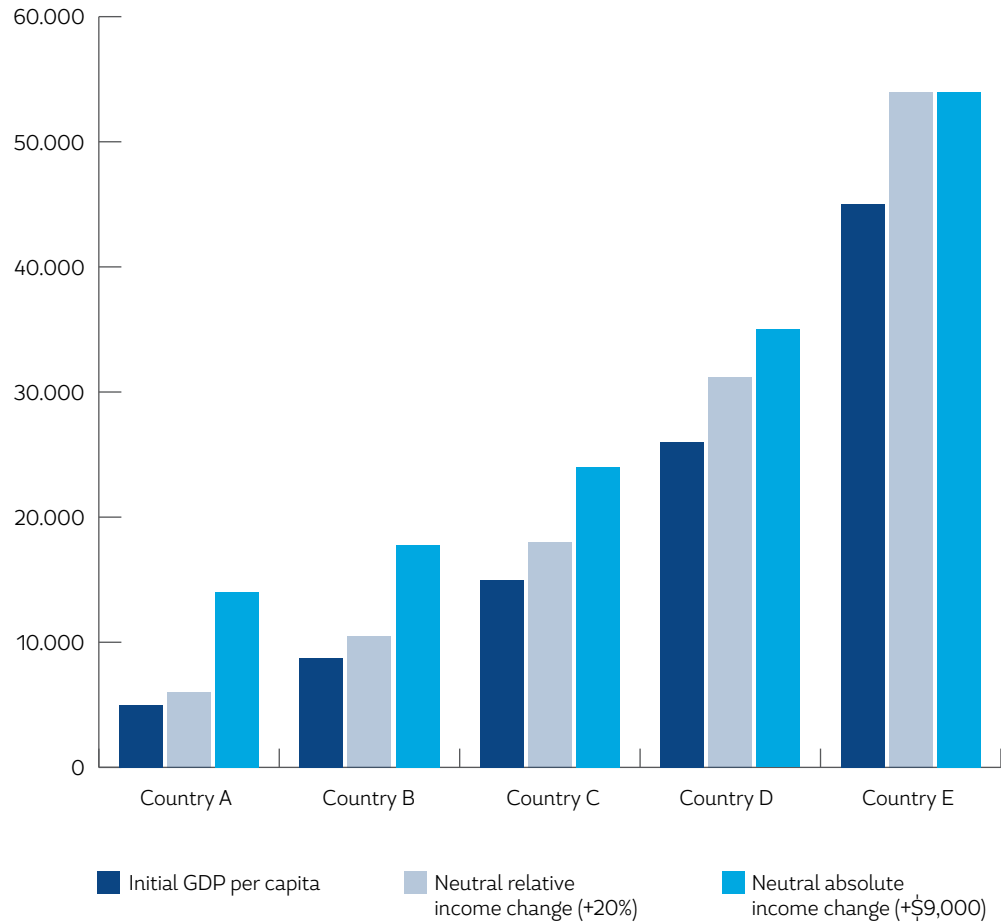
Relative income inequality refers to the average disproportionality of income, whereas absolute inequality conceptualises income differences in money terms. To make the difference between these two inequality measures more palpable, Figure 1 demonstrates an income neutral change in relative and in absolute terms. Initially, Country A has an income of \$5,000 while the income of Country E is \$45,000 (light grey bars). If the income of all countries increases by 20% (black bars), Country E still has 9 times the income of Country A but the absolute income difference between the two countries increases to \$48,000. If the income of all countries increases by \$9,000 (dark grey bars), the absolute income difference between these two countries remains \$40,000, but now Country E 'only'

---

2 The period 1820-2010 is dictated by data availability: (i) Maddison's database, which is typically used to calculate historical changes in between-country and global inequality, only provides GDP data up to 2010 at the time of writing; and (ii) within-country inequality estimates for a representative group of countries are only available from 1820 onwards.

has approximately four times Country A's income.<sup>3</sup> This simple comparison shows that absolute and relative inequality trends can differ significantly.

**Figure 1: Relative vs. absolute income inequality**



The most widely used indicator to measure relative inequalities is the Gini Index. The lower bound (0 = total equality) and the upper bound (1 = total inequality) of this indicator can easily be understood by the broader public, and it can also be nicely presented graphically (via the Lorenz curve). A second commonly used relative inequality indicator is the Theil Index, the lower bound of this indicator is also zero but its upper bound is the logarithm of the sample size. Both indices are highly correlated, yet an advantage of the Theil Index over the Gini Index is that it can establish precisely to what degree global inequality changes are due to changes in within- and between-country inequality (see Cowell (2000) for an in-depth discussion). The Gini Index (G) and the Theil Index ( $T_L$ ) can be expressed as follows:

$$G = \frac{1}{\mu} \frac{1}{N^2} \frac{1}{2} \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N |y_j - y_i| \tag{1}$$

$$T_L = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \ln \frac{\mu}{y_i} \tag{2}$$

<sup>3</sup> The initial Gini coefficient between the countries in Figure 1 is 0.39 (light grey bars). After the income neutral change in relative terms (black bars) it is still 0.39, whereas it decreases to 0.27 after the income neutral change in absolute terms (dark grey bars).

where  $N$  is the population size,  $\mu$  is the mean income,  $y_i$  is the income of the  $i$ -th individual, and  $y_j$  is the income of the  $j$ -th individual.

The respective absolute counterparts of the Gini Index and the Theil Index are the absolute Gini Index and the variance, the main difference being that they are not normalized by the mean income of the country (within-country inequality) or the world (between-country inequality). In line with their relative counterparts, only the variance allows the precise decomposition of global inequality into its within- and between-country components (Chakravarty, 2001; Chakravarty and Tyagarupananda, 2009). The absolute Gini Index (GA)<sup>4</sup> and the variance (V) can be written as follows:

$$GA = \mu - \frac{1}{N^2} \sum_{i=1}^N (2i-1) \bar{y}_i \quad (3)$$

$$V = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (y_i - \mu)^2 \quad (4)$$

where  $\bar{y}_i$  is the welfare ranked permutation of  $y$  (i.e.  $\bar{y}_1 > \bar{y}_2 > \dots > \bar{y}_n$ ).

Relative and absolute inequality measures can be applied in a wide array of circumstances. For the purposes of this paper, we apply both in three circumstances: within-country, between-country and global inequality. Within-country inequality refers to income differences between individuals in a specific country (individual income data are typically retrieved from household surveys). These income differences can be measured either without accounting for direct tax payments and transfer receipts (market inequality) or by taking these income reducing/increasing changes into account (net inequality). Typically, within-country market inequality estimates are higher than within-country net inequality estimates, given that direct tax payments and transfer receipts tend to be progressive.

Between-country inequality, on the other hand, concerns differences in the average income of countries (typically measured by GDP per capita data adjusted for purchasing power parity (PPP)). Finally, population size-adjusted inequalities between and within countries are used to estimate the degree of inequality between global citizens.<sup>5</sup> To be more precise, the concept of global inequality compares the incomes of poor people in rich countries with that of rich people in poor countries, the incomes of rich people in poor countries with that of poor people in rich countries, etc. (See [Figure 2](#) for an illustration of these three concepts).

4 The absolute Gini coefficient can also be calculated by multiplying the (relative) Gini coefficient by the mean income (Chakravarty, 2001).

5 As mentioned above, the Gini Index does not allow a precise decomposition of the global inequality into its within- and between-country component; notwithstanding, it allows the inclusion of population weights and the estimation of total global inequality: Global Gini coefficient =  $\sum_{i=1}^n G_i p_i \pi_i + \frac{1}{\mu} \sum_{j=1}^n (y_j - \mu) p_j p_j + L$ , where  $G_i$  is the Gini coefficient of the  $i$ -th country,  $p_i$  is the population share of the  $i$ -th country,  $\pi_i$  is the  $i$ -th country's share in world income,  $\mu$  is the mean income of the world,  $y_j$  is the mean income of the  $j$ -th country,  $p_j$  is the population share of the  $j$ -th country, and  $L$  is a residual.

**Figure 2: Three concepts of income inequality**

Within-Country Inequality



Between-Country Inequality



Global Inequality



Note: This figure is adapted from [Milanovic \(2013\)](#) and illustrates that within-country inequality is based on income differences among the citizens of one country, between-country inequality refers to income differences between the mean incomes of different countries, and global inequality estimates the income differences among the global population (the size of each person is related to her income).

Before presenting the respective inequality trends, a cautionary note is required. As things stand, there exist important shortcomings in the availability and quality of inequality data (despite important advances during recent years). These shortcomings are especially notable with respect to household surveys, which differ in their inequality concepts (consumption, expenditure, net-income, or gross-income), in their reference units (family, household, individual), and in their sources ([Francois and Rojas-Romagosa, 2007](#)). Moreover, household surveys often under-represent both very poor and very rich households, and they suffer from non-responses and misreporting — deliberately or due to missing information ([Atkinson and Brandolini, 2001](#); Guénard and Mesplé-Somps, 2010). The latter point applies especially for the upper tail of the distribution, so many household surveys oversample high-income households. However, existing oversampling strategies are not one-hundred percent successful.<sup>6</sup> Consequently, tax data are often used to measure the highest incomes ([Atkinson et al., 2011](#)) and to adjust the overall income distribution data accordingly ([Lakner and Milanovic, 2013](#); [Solt, 2014](#)). However, recent evidence shows that the very rich often successfully evade taxes ([Palan et al., 2010](#); [Henry, 2012](#); [Zucman, 2015](#))<sup>7</sup>, which casts doubt on the reliability of these tax-adjusted data. In sum, the inequality estimates presented below are not very precise and most likely underestimate the true extent of inequality.

<sup>6</sup> “In the US in 2006, for instance, tax data excluding capital gains imply a top percentile share of 18.0% while survey data imply a share of 13.7%. Using data for 2006, the US Gini based on household survey data (the Current Population Survey) is 0.470, while correcting the top percentile’s income using the tax data raises it by nearly 0.05 to 0.519. Moreover, the increase in the U.S. Gini from 1976 to 2006 using survey data alone (corrected for a change in definition) was 0.053, which more than doubles to an increase of 0.108 using the top income data (including capital gains)” ([Anand and Segal, 2015, pg. 948](#)).

<sup>7</sup> Estimates for hidden offshore wealth range from US\$ 7.6 trillion ([Zucman, 2015](#)) to US\$ 21 trillion ([Henry, 2012](#)).

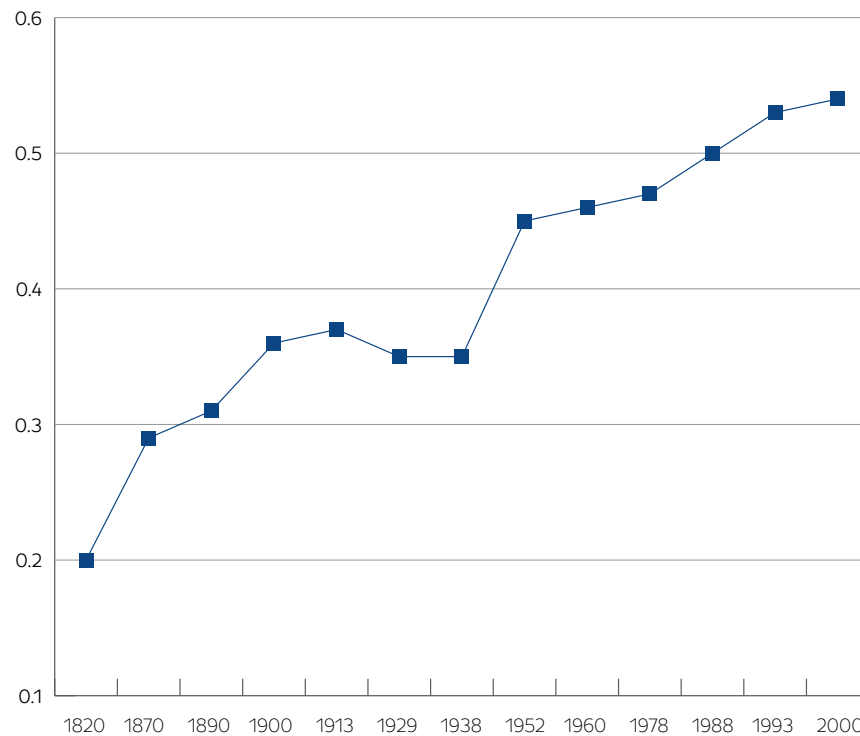
### 3. Historic trends in between-country income inequality

The existing data show that in relative terms a Great Divergence in income between countries took place during the 19th and 20th century. In 1820, the GDP per capita of most countries was relatively equal but during the following 180 years, today's developed countries had significantly higher average growth rates than the rest of the world. As a result, the between-country Gini coefficient nearly tripled during this period, from 0.20 in 1820 to 0.54 in 2000 (Figure 3a). Accordingly, the gap between the richest and the poorest country in 2000 was much higher than in 1820: the mean GDP per capita of the richest country was six times that of the poorest country in 1820, whereas in 2000 this multiple increased to 134.<sup>8</sup>

Recent estimates from Milanovic (2012; 2013) suggest that the current level of relative between-country inequality is even higher than previously thought (Figure 3b). The reason for the higher inequality levels being that the PPP estimates from the 2005 survey of the International Comparison Program (ICP) led to a downward revision of PPP-adjusted GDP estimates in many developing countries (e.g. by 40% in China and India).<sup>9</sup> Figure 3b also shows that, after a relatively steep inequality increase in the 1990s, the 'Great Divergence' between countries not only stopped but that it was replaced by a convergence process from 2000 onwards.

**Figure 3: Historic trends in relative between-country inequality, 1820-2000 (Gini coefficient)**

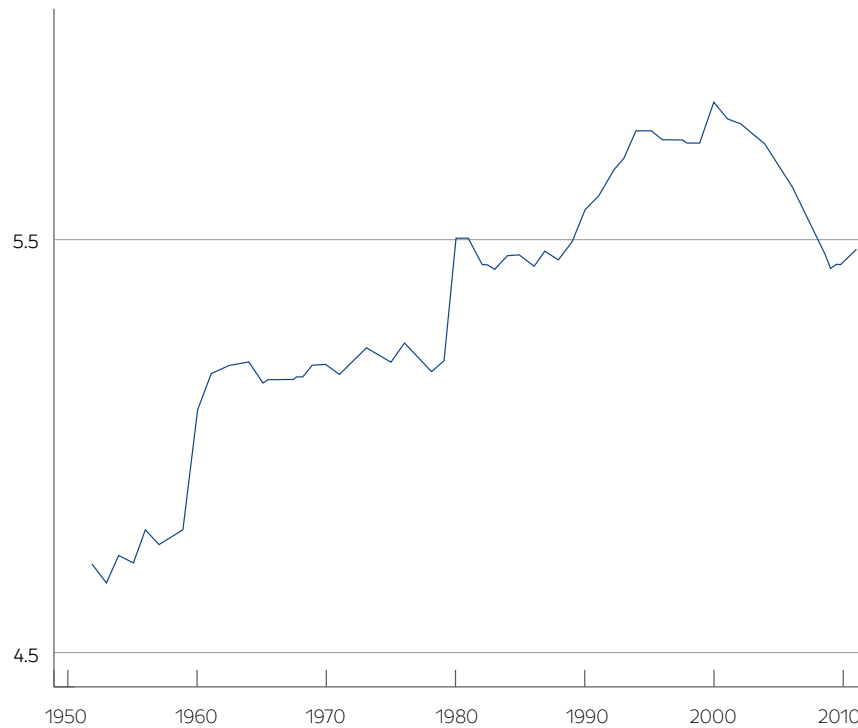
#### a) Historic trends, 1820-2000



<sup>8</sup> In 1820 Korea had a GDP per capita of \$335, whereas England had a GDP per capita of \$2,074 (in 1990 \$PPP). In 2000, the respective figures were \$214 for Congo and \$28,702 for the USA (Maddison Project, 2016).

<sup>9</sup> Please note that the 2005 PPP estimates have been heavily criticized (e.g., Deaton, 2010; Breton and García, 2015) and that it seems that the newest PPP estimates (from the 2011 round) are similar to the pre-2005 estimates (Deaton and Aten, 2015). However, 2011 PPP data are only available from 1990 onwards. In any case, PPP revisions have little effect on the overall trend of between-country inequality on the grounds that national inflation and GDP growth rates are used to obtain the GDP per capita of previous years (Milanovic, 2012).

**b) Recent trends, 1950-2011**



Note: [Milanovic](#) (2005, 2013); see [Appendix](#) for a description of the data used for the estimations.

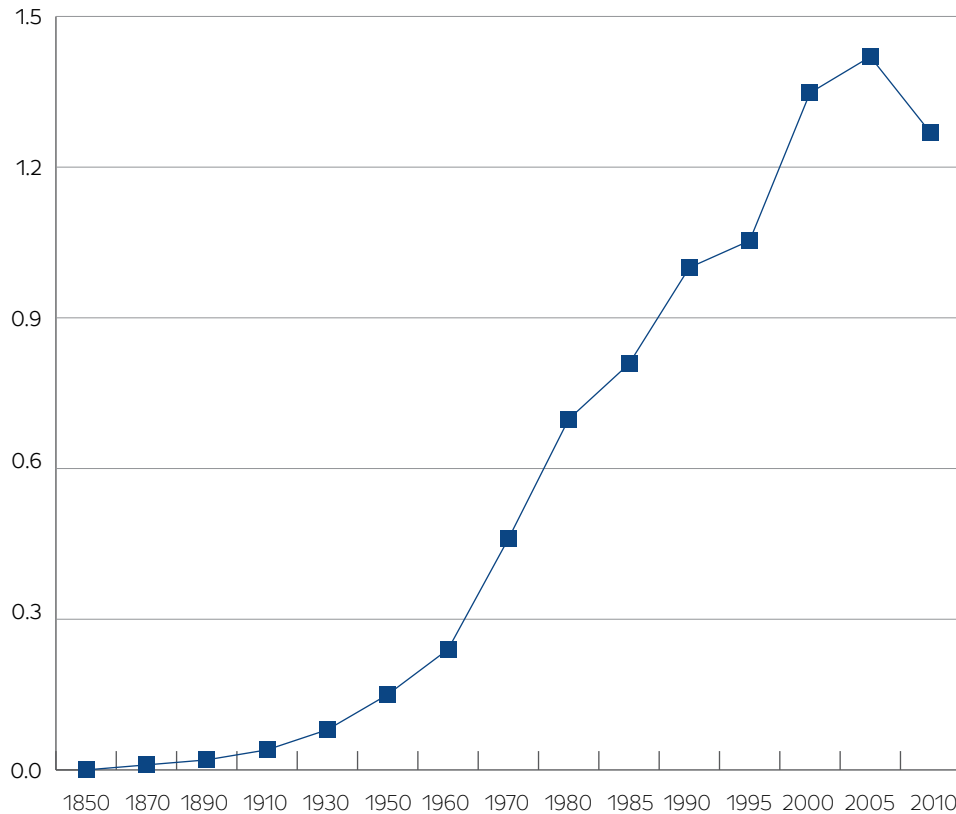
The inequality increase in the 1990s took place due to the sluggish growth performance in Latin America, the decline in Eastern European/former Soviet Union incomes, and the disastrous economic developments within many African economies ([Milanovic](#), 2005). In the 2000s, on the contrary, a commodity price boom led to favourable economic conditions in commodity-producing developing countries, with the result that average annual GDP per capita growth rate in these countries was relatively high<sup>10</sup> while at the same time developed countries experienced relatively slow growth.

[Figure 4](#) shows that inequality between countries has increased much more in absolute than in relative terms.<sup>11</sup> This is especially true for the second half of the 20th century: between 1950 and 2000 the annual growth rate of absolute between-country inequality was 3.6%, while it was 2.7% during 1850-1910 and 1.8% during 1910-1950. Having said that, after 2005 for the first time since the beginning of the industrial revolution, absolute income convergence took place between developing and developed countries (for the same reasons that are mentioned above). Accordingly, especially after 1980, relative and absolute between-country inequality have exhibited similar trends.

<sup>10</sup> Between 2000 and 2011, the average annual growth rate of developing countries was 3.3% in Latin America and the Caribbean, 4.7% in Sub-Saharan Africa, and 4.1% in the Middle East and North Africa (WDI, 2016).

<sup>11</sup> The variance has been calculated as shown in (4), where  $i$  is the GDP per capita of the  $i$ -th country and  $\mu$  is the average GDP per capita of all sample countries.

**Figure 4: Historic trends in absolute between-country inequality, 1850-2010 (Index; 1 = variance of 1990)**

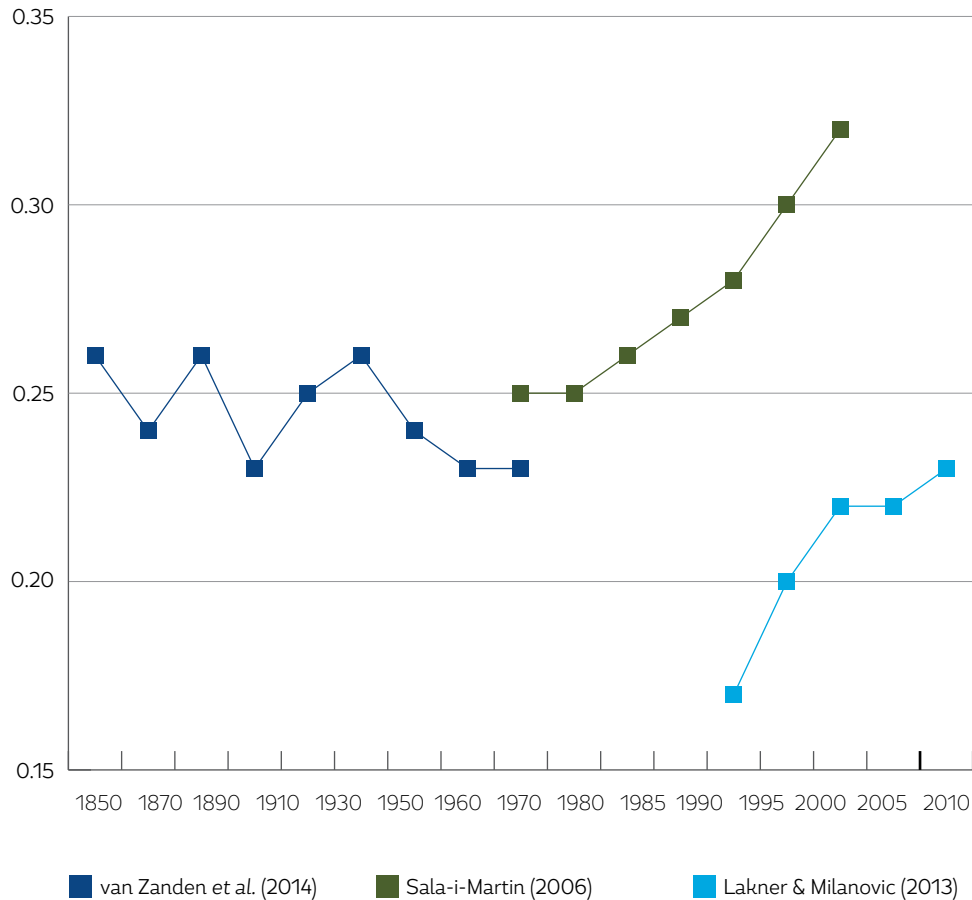


Note: Own estimates; see Appendix for a description of the data used for the estimations.

#### 4. Historic trends in within-country income inequality

Given the discussed data shortcomings (see Section 2), and considering that existing studies and inequality databases use different methodologies (see [Anand and Segal \(2008\)](#)) and source data (see [Table A1](#) in the Appendix), it is not possible to state the exact degree of within-country inequality. Having said that, there is a broad consensus on its overall trends. When measured at a global level, relative within-country inequality shows no clear trend between 1820 and 1929 (i.e. the level of inequality was the same in 1929 as it was in 1820) but, following a decrease during 1929-1960, it demonstrates a sharp upward trend after 1975 ([Figure 5](#)). The main driver for the recent rise of global within-country inequality is the increasing inequality levels in populous countries (including China, India, and the USA), which led to the situation that today “seven out of 10 people live in countries in which the gap between rich and poor is greater than it was 30 years ago” ([Oxfam, 2014, pg.8](#)).

**Figure 5: Global changes in relative within-country market inequality, 1820-2008 (Theil coefficient)**



Note: See Appendix for a description of the data used for the estimations.

If one compares regional inequality averages for the year 2010 with that of the year 1985, it becomes apparent that both relative market and net income inequality increased significantly within Northern American, European, Asian and Sub-Saharan African countries, whereas it declined moderately within Latin American and Caribbean (LAC) and Middle Eastern and North African countries (Figure 6).<sup>12</sup> The outcome of these diverging trends is that today the market income Gini averages of all regions are relatively similar, with values between 42 and 50. This finding challenges Kuznets' (1955, 1965) inverted-U hypothesis of income inequality that states that economic development first leads to a rise and later to a decline of income inequality within countries.<sup>13</sup>

The net income inequality averages, on the other hand, reveal important regional differences (Figure 6b). While the net Gini averages of European countries are below 30, the net Gini values of LAC,

12 Please note that this regional comparison is hampered by the underrepresentation of Middle Eastern and African countries. Moreover, it is important to note that the SWIID data we use have been heavily criticised recently (Jenkins, 2015). However, most of the critique points that have been brought forward do not apply to the latest version of the dataset used in this paper (SWIID V5.0), and currently there is no better dataset available that provides a homogenized dataset including developed and developing countries net and market income Gini coefficients (Solt, 2015).

13 Kuznets argues that the increase happens due to the movement of labour from rural agricultural to urban industrial areas, whereas the decline starts when the majority of people work in modern sectors.

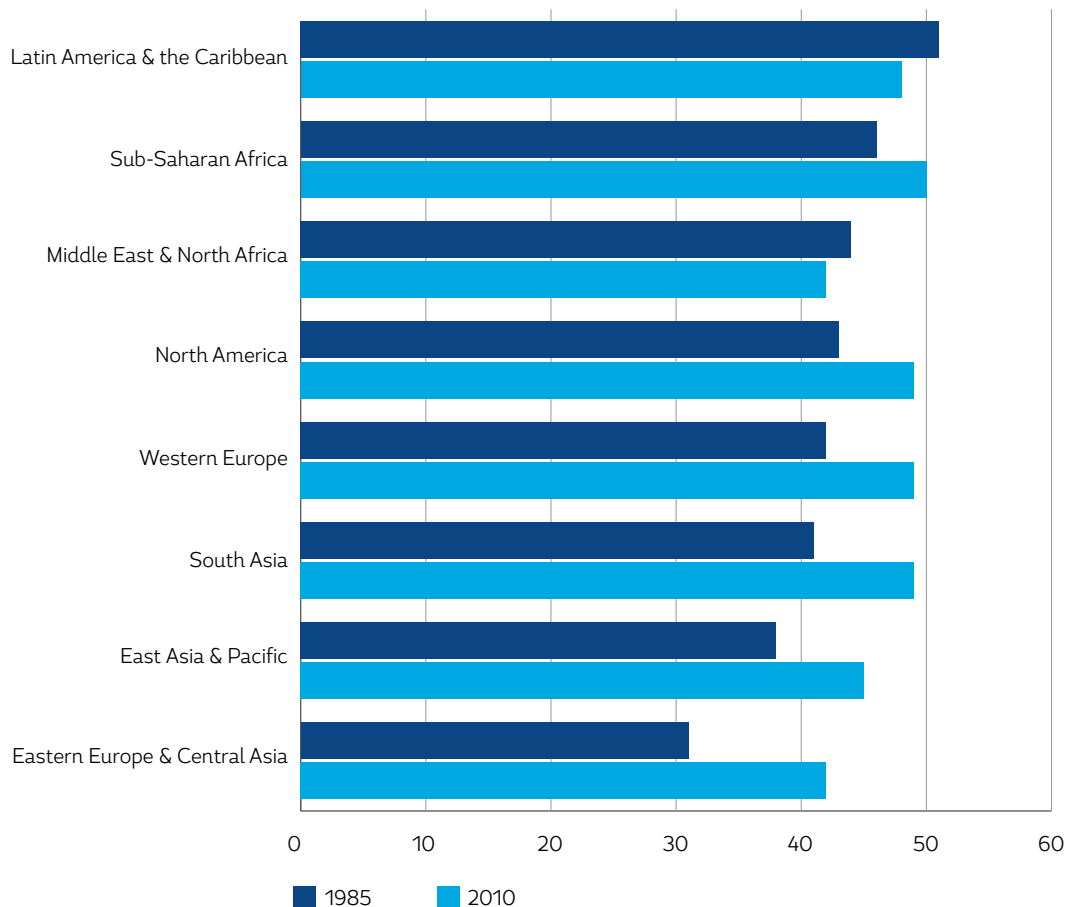


Sub-Saharan Africa and South Asia are nearly the same as their market Gini values. In other words, these data reveal that some regions have relatively strong redistributive policies while others have not.

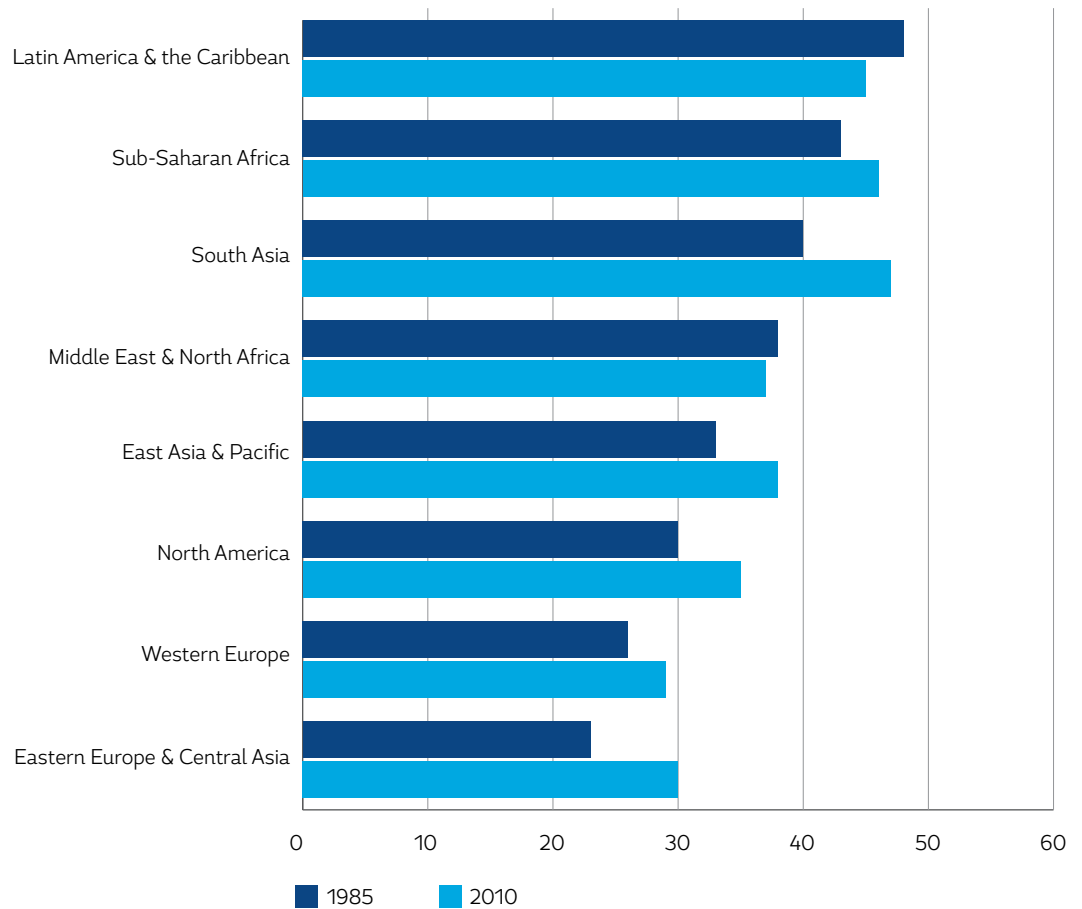
The most important reason for the recent rise of relative inequality in North America and Western Europe is an over-proportional increase in top incomes (OECD, 2011). The increase in the top income share is primarily due to (i) the failure of real wages to increase as much as productivity, which means that between 1980 and 2010 the profit share rose by approximately 12 percentage points in Japan, 10 percentage points in continental European countries, and 5 percentage points in the UK and US (Stockhammer, 2015); (ii) the over-proportional increase of top management and superstar wages (see e.g. ILO, 2008; Ellis and Smith, 2010; Atkinson et al., 2011); and (iii) the rising concentration of capital-related income (see e.g. OECD, 2011).

**Figure 6: Recent changes in relative within-country inequality, by region (Gini coefficient)**

**a) Market income inequality**



### b) Net income inequality



Note: Unweighted averages; see Appendix for a description of the data used.

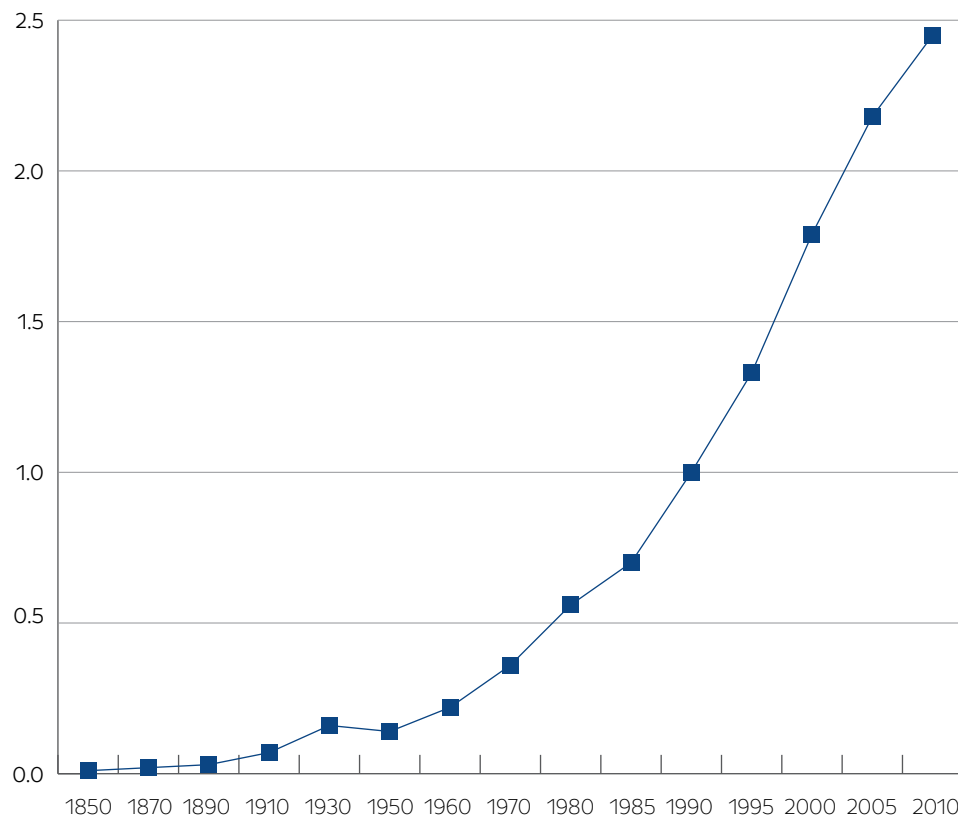
The resulting increase in market income inequality was not offset by redistribution because this inequality was growing twice as fast as redistributive transfers, partly because redistributive policies in rich countries became weaker (Immervoll and Richardson, 2011). This meant that inequality “first began to rise in the late 1970s and early 1980s in some Anglophone countries, notably in the United Kingdom and the United States, followed by a more widespread increase from the late 1980s on” (OECD 2011, p.6). Accordingly, total income shares of the top 1% income earners were increasing in nearly all developed countries for which data is available after 1985 (Atkinson et al.’s, 2011).

It is more difficult to generalize about the causes of the changes in income inequality in developing countries, and it is beyond the scope of this paper to undertake an in-depth discussion of this particular subject. One of the possible explanations as to why within-country inequality also increased in many developing countries is that the profit share also increased in most of these countries (ILO, 2008). In the case of Asian and Eastern European countries, this increase went hand in hand with profound market reforms that also led to an increase in the top income share (this was especially true in the case of China and Russia, see Atkinson et al., 2011).

By contrast, Middle Eastern, North African, and LAC countries experienced only minor changes in their inequality levels (Figure 6). It is important to note that in the LAC region the inequality trend was u-shaped: inequality levels first increased due to the debt crisis in the 1980s and in the decade following the 'lost decade', reaching their peak in the late 1990s, and then decreased again. The post-2000 development was mainly related to the commodity price boom, to more employment in the formal sector, to higher incomes in rural areas, to the decline in the skill premium, and to an increase in social government spending (Cornia, 2010; Gasparini *et al.*, 2011; Lustig and Gasparini, 2011).

Figure 7 shows that the increase of absolute within-country inequality was much more pronounced than that of relative within-country inequality. This figure also shows that the increase was especially large after 1950: the post-1950 average annual growth rate of absolute global within-country inequality was 4.8%, while it was 3.2% during 1850-1910 and 1.8% during 1910-1950. In line with the absolute between-country inequality, absolute within-country inequality only declined in one period. Important reasons for the decline during 1929-1950 were the bankruptcies and destruction caused by the Great Depression and WW II and the increase in government involvement in the economy, resulting in increasing taxation of top incomes, financial sector regulation, the nationalisation of major industries, the strengthening of trade unions and labour rights, and the creation of social welfare states (Goda and Torres García, 2016).

**Figure 7: Global changes in absolute within-country market inequality, 1850-2010 (Index; 1 = variance of 1990)**



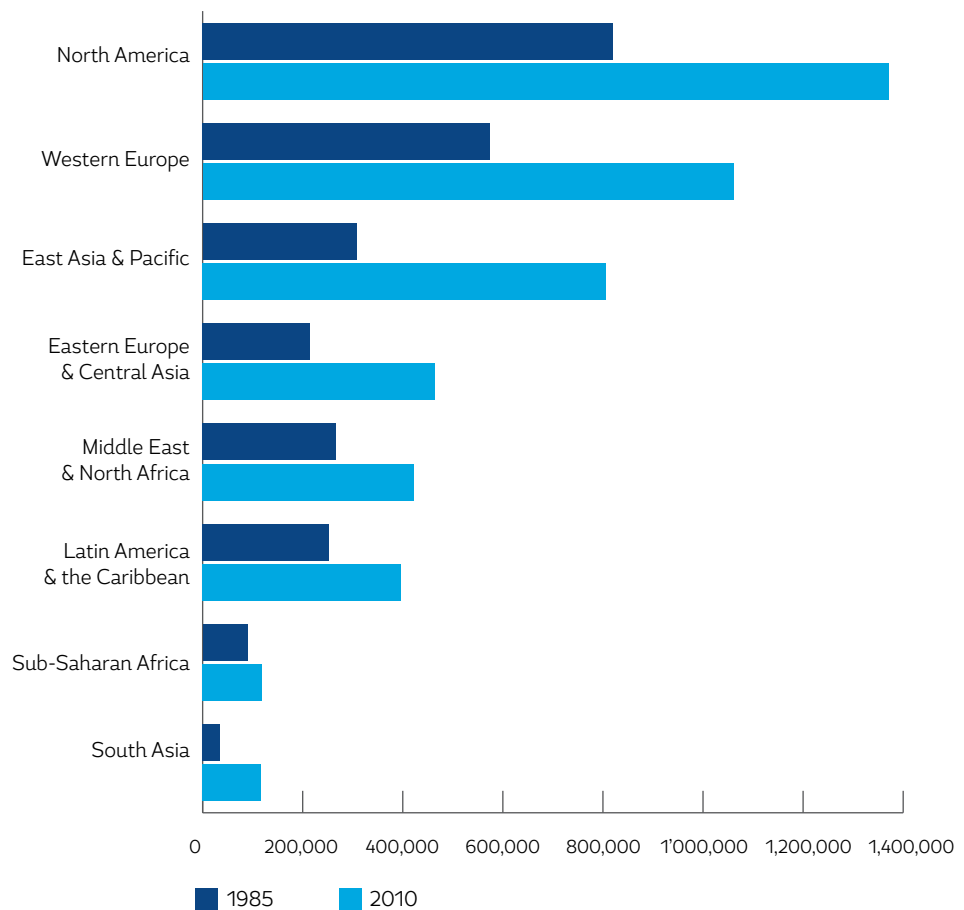
Source: Goda and Torres García (2016); see Appendix for a description of the data used for the estimations.

In contrast to relative within-country inequality, the level of absolute market and net income inequality increased in all regions between 1985 and 2010 (Figure 8).<sup>14</sup> The relatively modest increase in Sub-Saharan Africa was mainly due to the low real absolute income growth within this region (on average, +341/capita in 1990 \$PPP); whereas the relatively strong mean income growth of LAC (+3,180/capita) and the Middle East and North Africa (+3,440/capita) more than offset the relative inequality decrease within these regions (see Figure 6). The stark increase of absolute inequality in the other regions was due to the strong increase in real mean incomes and a large increase in relative inequality levels.

Unsurprisingly, this comparison also shows that those regions that include the most developed countries (North America, Europe, and East Asia and Pacific) are much more unequal in absolute terms than regions that primarily include developing countries. Finally, it is important to note that the differences between the regions are lower in net terms than in market income terms, suggesting that in absolute terms the developed countries in general, and the Western European countries in particular, are more redistributive than developing countries.

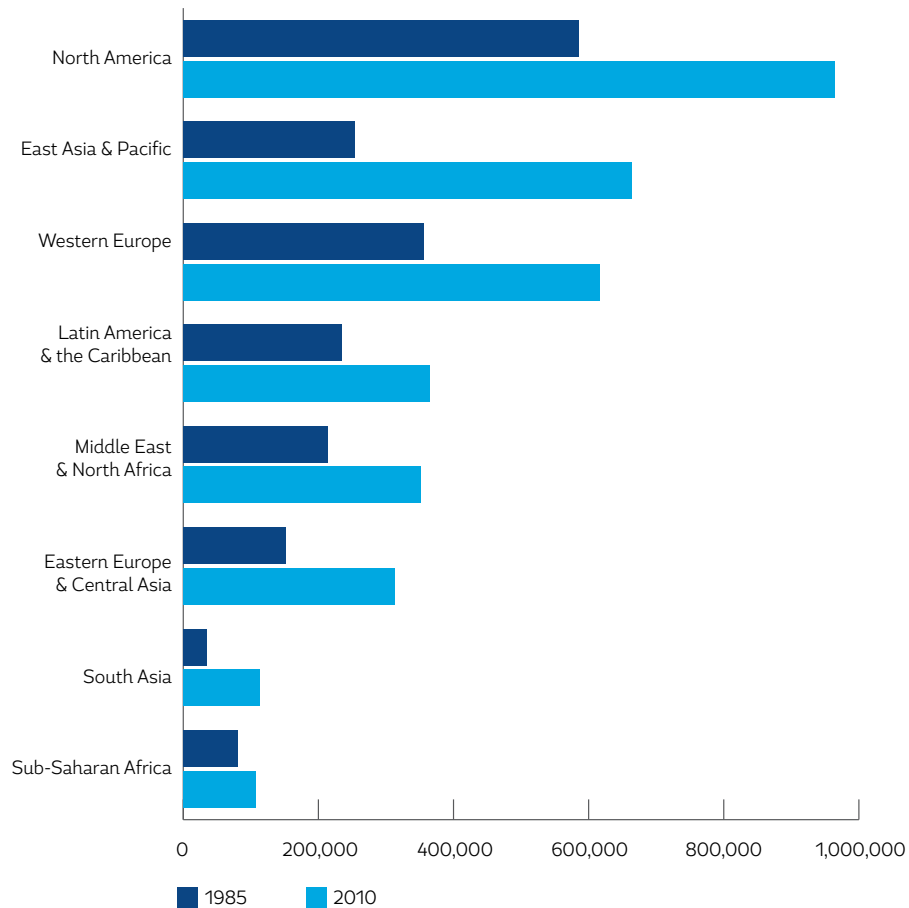
**Figure 8: Recent changes in absolute within-country inequality, by region (absolute Gini coefficient)**

**a) Market income inequality**



<sup>14</sup> Absolute inequality was calculated by multiplying each countries Gini coefficient with its GDP per capita.

### b) Net income inequality



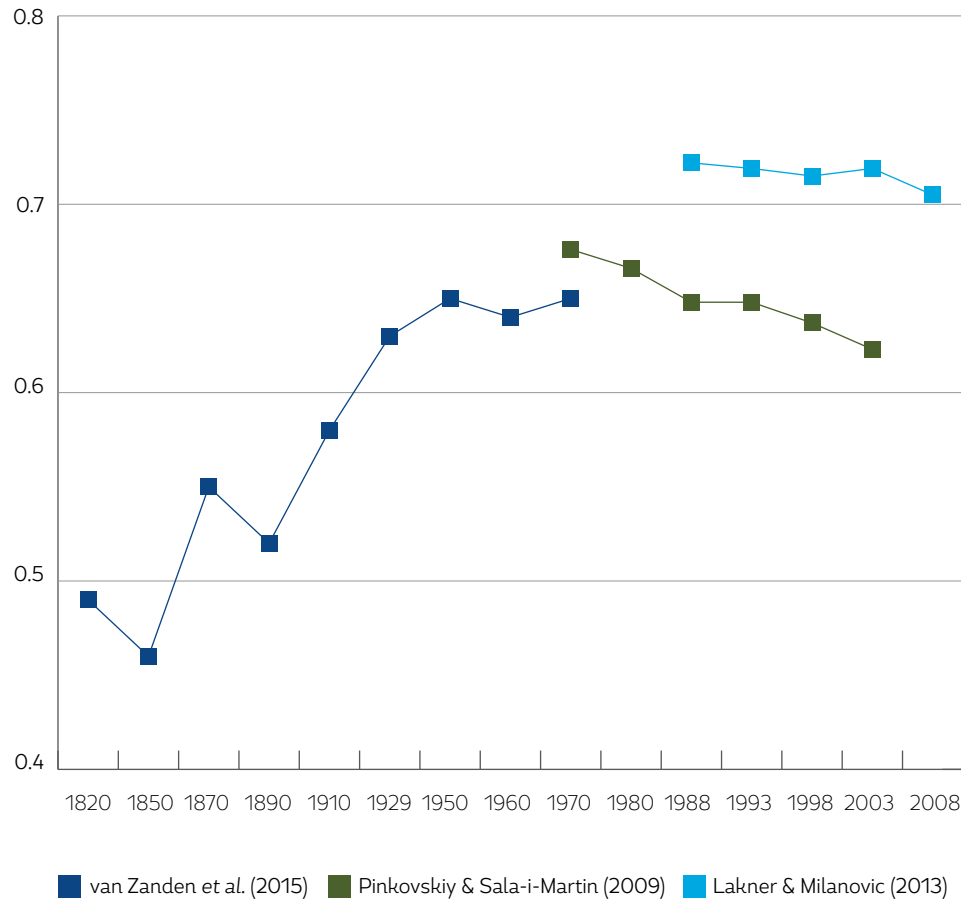
Note: Unweighted averages; see [Appendix](#) for a description of the data used.

## 5. Historical trends in global income inequality

“It is not possible to reach a definite conclusion regarding the direction of the change in [relative] global inequality over the last three decades of the twentieth century” ([Anand and Segal](#), 2008, pg. 90), given the wide array of data sources and methodologies used to estimate the measures.<sup>15</sup> And although recent estimates from two distinguished inequality researchers, [Sala-i-Martin and Milanovic](#), suggest that it is likely that relative global inequality declined during the last two decades ([Figure 9](#)), “these changes are probably not robust to plausible standard errors (if one could formulate and calculate them)” ([Lakner and Milanovic](#), 2013, pg.48). Having said that, there exists a broad consensus that relative global income inequality increased sharply between 1820 and 1950 ([Bourguignon and Morrisson](#), 2002; [van Zanden et al.](#), 2014), and that today’s relative global inequality levels are much higher than they were in 1820. Moreover, they are also much higher than today’s inequality levels within countries (with the notable exception of Angola, Namibia, and South Africa) and between countries.

<sup>15</sup> Studies have to choose between (different) PPP exchange rates and market exchange rates, household or national account means, expenditure or (gross or net) income, and grouped or individual-level data. Moreover, many studies estimate within-country distributions and extrapolate some data — see [Anand and Segal](#) (2008), [Goda](#) (2013), and [Lakner and Milanovic](#) (2013) for an in-depth discussion.

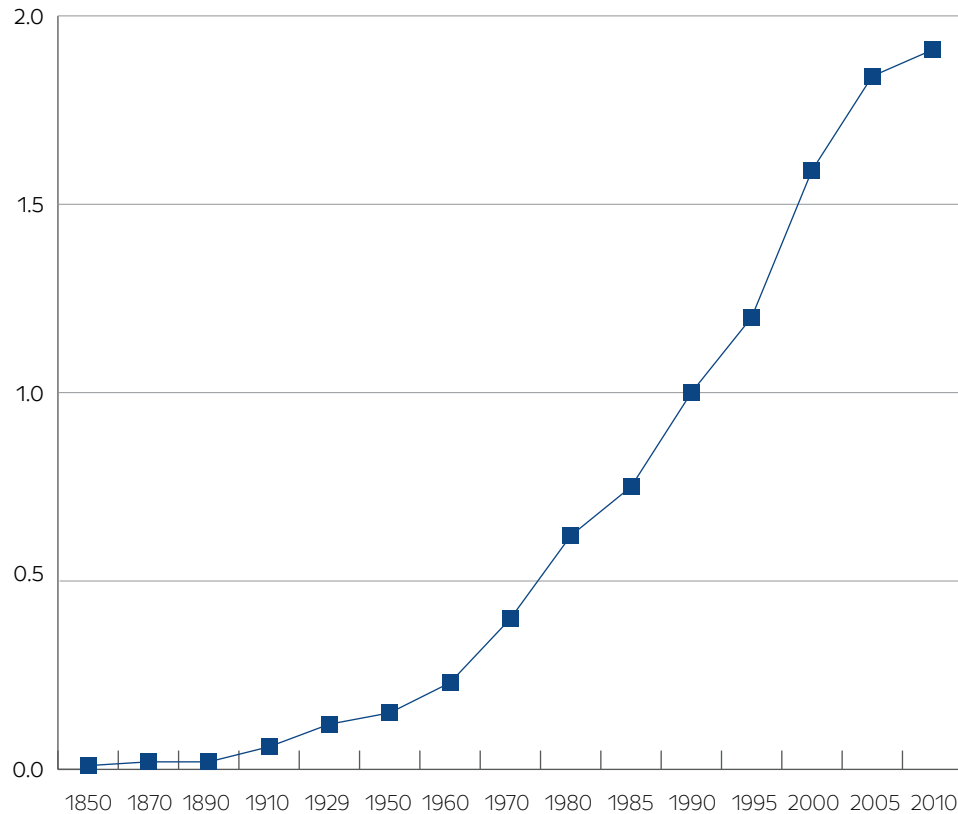
**Figure 9: Historical trends in relative global inequality, 1820-2008 (Gini coefficient)**



Note: See [Appendix](#) for a description of the data used for the estimations.

With regard to absolute global inequality, the three papers with these estimates unanimously report a sharp increase in inequality. [Atkinson and Brandolini](#) (2010) find that the absolute Gini coefficient increased strongly throughout the period 1820-1992 (with an especially sharp increase after 1950), while [Anand and Segal](#) (2015) report that this strong growth continued between 1992 and 2005. The most recent data presented by [Goda and Torres García](#) (2016) confirm these findings ([Figure 10](#)). More precisely, their estimates show a continuous increase in absolute global inequality during 1850-2010 that accelerated after 1950: “in the first one hundred years of our sample, the average annual growth rate of absolute global inequality was 3.0%, whereas it was 4.3% between 1950 and 2010” (pg. 8).

**Figure 10: Historical trends in absolute global inequality, 1850-2010 (Index; 1 = variance of 1990)**

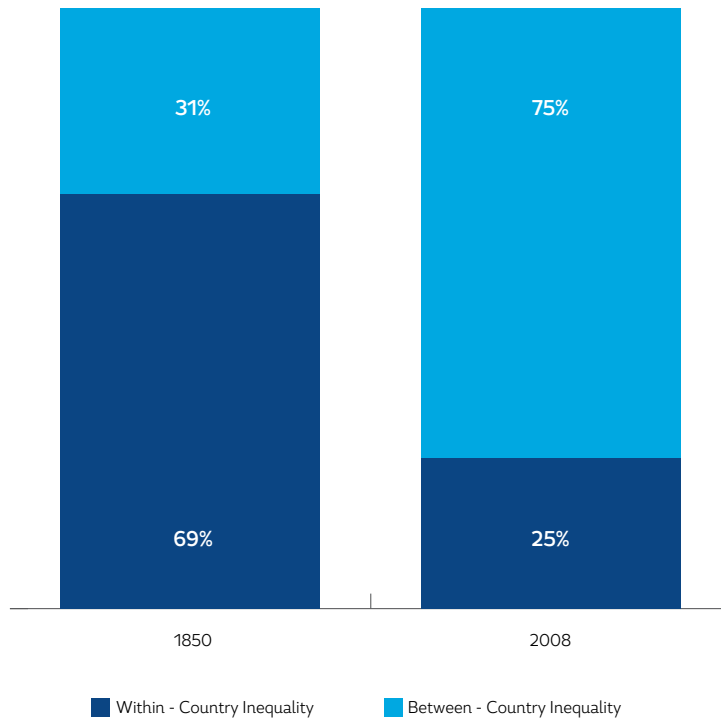


Note: Goda and Torres García (2016); see Appendix for a description of the data used for the estimations.

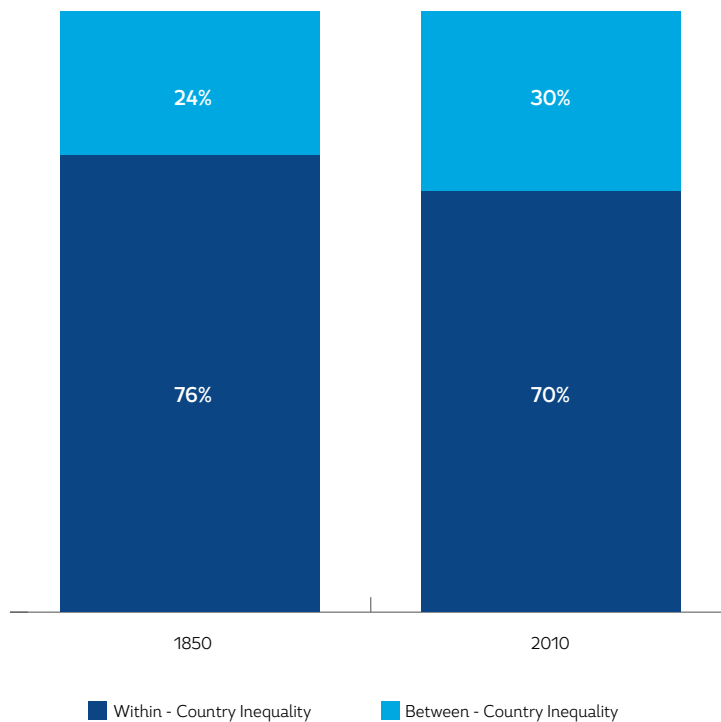
Finally, it is important to note that not only the trend changes of relative and global inequality differ considerably but also their composition. As explained in Section 2, global inequality can be decomposed into a within-country inequality component and a between-country inequality component (adjusted by the population size of the countries). Depending on which of these two components is more important, global inequality can be driven either by growing income differences within countries or by growing mean income differences between these countries. [Figure 11](#) shows that in 1850 both relative and absolute global inequality were mainly explained by income inequality within countries (i.e. 69% and 76% of global inequality were due to differences between income groups within countries). In 2000, on the contrary, relative global inequality was mainly due to income differences between countries, whereas within-country inequality was still the main driver behind the growth in absolute global inequality.

**Figure 11: The composition of relative and absolute global income inequality**

**a) Relative Inequality (Theil)**



**b) Absolute inequality (Variance)**



Note: The graphs show how much of relative (absolute) global inequality can be attributed to relative (absolute) income differences within and between countries; the data are taken from [van Zanden et al. \(2014\)](#), [Lakner and Milanovic \(2013\)](#), and [Goda and Torres Garcia \(2016\)](#).



## 6. Conclusions

The estimates presented in this paper demonstrate that today's global income inequality levels are much higher than they were in 1820, irrespective if measured in absolute or in relative terms. However, the historical trends of within-country and global inequality differ considerably, depending on the preferred measure. Absolute within-country inequality increased continuously on a global scale (with the exception of the period 1929-1950), with an especially large increase after 1950. The relative measures, on the contrary, report no clear trend prior to 1950, a strong decrease between 1950 and 1970, and a sharp increase from 1975 onwards. With regard to global inequality, the main discrepancy between the measures can be found after 1970. While relative inequality most probably decreased, absolute inequality grew much faster than in the pre-1970 period. Finally, it is important to note that regional differences are much more pronounced in absolute than in relative terms.

These findings show that one should abstain from general statements about inequality trends without clarifying whether the trends refer to relative or absolute inequality, and they also explain why there are conflicting assessments about the distributional outcomes of globalization. Moreover, these findings indicate that it is essential to choose the right inequality measure for a specific question at hand. For example, the usage of relative inequality data might lead to misleading results when investigating the potential effects of inequality on property crime, given that the expected utility of this illegal activity depends on the degree of absolute inequality.

Finally, it is important to note that the results of our study also suggest that different policies would be appropriate to reduce either absolute or relative global inequality. Given that today three-fourths of relative global inequality is explained by income differences between countries, migration would likely be the best option to reduce relative global inequality. On the contrary, redistributive policies within countries (instead of migration) would be the most efficient policy option to reduce absolute inequality levels, since currently within-country inequality explains more than two-thirds of absolute global inequality.

## References

- Amiel, Y. and Cowell, F.A. (1999). *Thinking about inequality: Personal judgment and income distributions*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Anand, S. and Segal, P. (2008). What Do We Know about Global Income Inequality?. *Journal of Economic Literature*, 46(1): 57-94.
- Anand, S. and Segal, P. (2015). The Global Distribution of Income. In Atkinson, A.B. and Bourguignon, F. (eds.): *Handbook of Income Distribution*. Oxford: North-Holland, Ch.11.
- Agnew, R. (1985). A revised strain theory of delinquency. *Social Forces*, 64(1): 151-167.
- Agnew, R. (1992). Foundation for a generalism strain theory of crime and delinquency. *Criminology*, 30(1): 47-87.
- Atkinson, A.B. (1997). Bringing income distribution in from the cold. *The Economic Journal*, 107(441): 297-321.
- Atkinson, A.B. and Brandolini, A. (2001). Promise and Pitfalls in the Use of 'Secondary' Data-Sets: Income Inequality in OECD Countries. *Journal of Economic Literature*, 39(3): 771-799.
- Atkinson, A.B. and Brandolini, A. (2010). On Analyzing the World Distribution of Income. *World Bank Economic Review*, 24(1): 1-37.

- Atkinson, A.B., Piketty, T. and Saez, E. (2011). Top Incomes in the Long Run of History. *Journal of Economic Literature*, 49(1): 3-71.
- Ballano, C. and Ruiz-Castillo, J. (1993). Searching by questionnaire for the meaning of income inequality. *Revista Español de Economía*, 10(2): 233-259.
- Bourguignon, F. and Morrisson, C. (2002). Inequality among World Citizens: 1820-1992. *American Economic Review*, 92(4): 727-744.
- Breton, T. and García, J.I. (2015). ICP 2005 Construction Prices: Are They Underestimated in Developing Countries?. *Review of Income and Wealth*, DOI: 10.1111/roiw.12170.
- Chakravarty, S.R. (2001). The variance as a subgroup decomposable measure of inequality. *Social Indicators Research*, 53(1): 79-95.
- Chakravarty, S.R. and Tyagarupananda, S. (2009). The subgroup decomposable intermediate indices of inequality. *Spanish Economic Review*, 11(2): 83-97.
- Cornia, G.A. (2010). Income Distribution under Latin America's New Left Regimes. *Journal of Human Development and Capabilities*, 11(1): 85-114.
- Cowell, F.A. (2000). *Measuring Income Inequality*. London: Harvester Wheatsheaf.
- Deaton, A. (2010). Price indexes, inequality, and the measurement of world poverty. *American Economic Review*, 100(1): 5-34.
- Deaton, A. and Aten, B. (2015). "Trying to Understand the PPPs in ICP2011: Why are the Results so Different?", NBER Working Paper, No. 20244 (update March 2015).
- Ehrlich, I. (1973). Participation in illegitimate activities: a theoretical and empirical investigation. *Journal of Political Economy*, 81(3): 521-65.
- Ellis, L. and Kathryn S. (2010). The global upward trend in the profit share. *Applied Economics Quarterly*, 56(3): 231-255.
- Fleisher, B.M. (1966). The effect of income on delinquency. *American Economic Review*, 56(1/2): 118-37.
- Francois, J.F. and Rojas-Romagosa, H. (2007). 'The Construction and Interpretation of Combined Cross-Section and Time-Series Inequality Datasets'. IIDE Discussion Paper No. 200708-05.
- Froud, J., Johal, S., Haslam, C. and Williams, K. (2001). Accumulation under conditions of inequality. *Review of International Political Economy*, 8(1):66-95.
- Gasparini, L., Cruces, G. and Tornarolli, L. (2011). Recent Trends in Income Inequality in Latin America. *Economía*, 11(2):147-190.
- Goda, T. (2013). 'Changes in income inequality from a global perspective: an overview'. PKSG Working Paper, No. 1303.
- Goda, T. and Lysandrou, P. (2014). The contribution of wealth concentration to the subprime crisis: a quantitative estimation. *Cambridge Journal of Economics*, 38(2): 301-27.
- Goda, T. and Torres García, A. (2016). The Rising Tide of Absolute Global Income Inequality During 1850-2010: Is It Driven by Inequality Within or Between Countries?. *Social Indicators Research*, first online, doi: 10.1007/s11205-015-1222-0.
- Hagan, J., & Peterson, R.D. (1995). Criminal inequality in America: Patterns and consequences. In Hagan, J. and Peterson, R.D. (eds.): *Crime and inequality*. Stanford: Stanford University Press, pp. 14-36.
- Halter, D., Oechslin, M. and Zweimüller, J. (2014). Inequality and growth: the neglected time dimension. *Journal of Economic Growth*, 19(1): 81-104.

- Harrison, E. and Seidl, C. (1994). Perceptual inequality and preferential judgments: An empirical examination of distributional axioms. *Public Choice*, 79(1-2): 61-81.
- Hein, E. (2012). *The macroeconomics of finance-dominated capitalism - and its crisis*. Cheltenham:Edward Elgar.
- Henry, J.S. (2012). 'The price of offshore revisited: New estimates for 'missing' global private wealth, income, inequality, and lost taxes.' Tax Justice Network Research Paper, 22<sup>nd</sup> July.
- Herzer, D. and Vollmer, S. (2012). Inequality and growth: evidence from panel cointegration. *Journal of Economic Inequality*, 10(4): 489-503.
- Herzer, D. and Vollmer, S. (2013). Rising top incomes do not raise the tide. *Journal of Policy Modeling*, 35(4): 504-19
- ILO (2008). *World of work report 2008: income inequalities in the age of financial globalization*. Geneva: International Labour Organization.
- Immervoll, H. and Richardson, L. (2011). Redistribution Policy and Inequality Reduction in OECD Countries: What Has Changed in Two Decades? OECD Social, Employment and Migration Working Paper No. 122.
- Keister, L.A. (2014). The One Percent. *Annual Review of Sociology*, 40: 347-367.
- Kumhof, M., Ranci re, R. and Winant, P. (2015). Inequality, Leverage, and Crises. *American Economic Review*, 105(3):1217-1245.
- Kuznets, S. (1955). *Economic growth and income inequality*. American Economic Review, 45(1): 1-28.
- Kuznets, S. (1965). *Economic Growth and Structure: selected essays*. London: Heinemann Educational Books.
- Lakner, C. and Milanovic, B. (2013). Global Income Distribution: From the Fall of the Berlin Wall to the Great Recession. World Bank Policy Research Working Paper, No. 6719.
- Lustig, N. and Gasparini, L. (2011). The Rise and Fall of Income Inequality in Latin America. In Ocampo, J.A. and Ros, J. (eds.): *The Oxford Handbook of Latin American Economics*. New York: Oxford University Press, pp. 691-714.
- Milanovic (2013). Global Income Inequality in Numbers: in History and Now. *Global Policy*, 4(2): 198-208.
- Milanovic, B. (2005). *Worlds Apart: Measuring International and Global Inequality*. Princeton: Princeton University Press.
- Milanovic, B. (2012). Global inequality recalculated and updated: the effect of new PPP estimates on global inequality and 2005 estimates. *Journal of Economic Inequality*, 10(1): 1-18.
- OECD (2011). 'Growing Income Inequality in OECD Countries: What Drives it and How Can Policy Tackle it?'. OECD Forum on tackling inequality, Paris, 2 May.
- Onaran, O. and Galanis, G. (2014). Income distribution and growth: a global model. *Environment and Planning A*, 46(10): 2489-2513.
- Ostry, J.D., Berg, A., Tsangarides, C.G. (2014). Redistribution, Inequality, and Growth. IMF Staff Discussion Note, No. SDN/14/02.
- Oxfam (2014). *Even it Up. Time to end extreme inequality*. Oxford: Oxfam.
- Palan, R., Murphy, R. and Chavagneux, C. (2010). *Tax Havens: How globalization really works*. New York: Cornell University Press.
- Piketty, T. (2014). *Capital in the Twenty-First Century*. Cambridge Mass: Belknap Press of Harvard University Press.
- Pinkovskiy, M. and Sala-i-Martin, X. (2009). 'Parametric Estimations of the World Distribution of Income'. NBER Working Paper No. 15433.

- Rajan, R.G. (2010). *Fault Lines. How Hidden Fractures Still Threaten the World Economy*. Princeton:Princeton University Press.
- Ravallion, M. (2004). Competing Concepts of Inequality in the Globalization Debate. In Collins, S.M. and Graham, C. (eds.): *Brookings Trade Forum 2004. Globalization, Poverty, and Inequality*. Washington: Brookings Institution Press, pp. 1-38.
- Sala-i-Martin, X. (2006). The world distribution of income: falling poverty and ... convergence, period. *Quarterly Journal of Economics*, 71(2): 351-397.
- Seers, D. (1972). What are we trying to measure?. *Journal of Development Studies*, 8(3): 21-36.
- Solt, F. (2014). The standardized world income inequality database. Retrieved at 19 January 2016 from <https://dataverse.harvard.edu/dataset.xhtml?persistentId=hdl:1902.1/11992>.
- Stiglitz, J.E. (2012). *The Price of Inequality*. London: Penguin Books
- Stockhammer, E. (2015). Rising Inequality as a cause of the present crisis. *Cambridge Journal of Economics*, 39(3): 935-958.
- van Treeck, T. (2014). Did inequality cause the U.S. financial crisis?. *Journal of Economic Surveys*, 28(3):421-48.
- van Zanden, J.L., Baten, J., Foldvari, P. and van Leeuwen, B. (2014). The Changing Shape of Global Inequality 1820-2000: Exploring a new dataset. *Review of Income and Wealth*, 60(2): 279-297.
- Zucman, G. (2015). *The hidden wealth of nations: The scourge of tax havens*. Chicago: University of Chicago Press.

## APPENDIX

**Table A1: Data used to calculate of the presented estimates**

	Sample size	Mean income data source	Distributional data source	PPP exchange rate	approximation of distributional data
<b>Goda &amp; Torres (2016)</b>	29 countries	GDP per capita (Maddison)	SWIID 4.0 & van Zanden et al. (2015)	1990 \$PPP	yes (calculation of ventile shares with Gini coefficients)
<b>"Lakner &amp; Milanovic (2013)"</b>	up to 133 countries	household survey mean income	micro data from household surveys	2005 \$PPP	yes (adjustment of survey data with national account data)
<b>Milanovic (2005)</b>	up to 122 countries	household survey mean income	micro data from household surveys	1990 \$PPP	no
<b>Milanovic (2013)</b>	up to 150 countries	GDP per capita (Maddison)	-	2005 \$PPP	-
<b>"Pinkovskiy &amp; Sala-i-Martin (2009)"</b>	191 countries	GDP per capita (PWT 6.2)	WIID and POVCAL	2000 \$PPP	yes (linear trend or same distribution in all years)

	Sample size	Mean income data source	Distributional data source	PPP exchange rate	approximation of distributional data
<b>Sala-i-Martin (2006)</b>	138 countries	GDP per capita (PWT 6.1)	DS and WIID	1996 \$PPP	yes (linear trend or same distribution in all years)
<b>Van Zanden et al. (2015)</b>	30 countries	GDP per capita (Maddison)	various	1990 \$PPP	yes (top income shares, unskilled wages, population heights, and interpolation)
<b>"Own estimates Figure 4"</b>	29 countries	GDP per capita (Maddison)	-	1990 \$PPP	-
<b>"Own estimates Figure 6 &amp; 8"</b>	58 countries	GDP per capita (Maddison) (Figure 8)	SWIID 5.0	1990 \$PPP (Figure 8)	no

---

FOR LOVE OR FOR MONEY?  
A STUDY OF THE MARRIAGE  
WAGE PREMIUM IN COLOMBIA

¿Por amor o por dinero?  
Un estudio de la prima salarial  
por matrimonio en Colombia

Sami Gabriel Coavas Blanquicett,  
Laura Gómez Duarte

---

Research Article

## FOR LOVE OR FOR MONEY? A STUDY OF THE MARRIAGE WAGE PREMIUM IN COLOMBIA

### ¿Por amor o por dinero? Un estudio de la prima salarial por matrimonio en Colombia

Sami Gabriel Coavas Blanquicett<sup>a</sup>, Laura Gómez Duarte<sup>b\*</sup>

**Key words:** Married, non-married, Wage Gap, Marriage, Wage Premium, Colombia.

**Palabras clave:** Brecha salarial, prima salarial, matrimonio, casados, no casados, Colombia

**JEL classification:** C31, G14, G15

**Received:** 07/04/2016

**Accepted:** 11/05/2016

**Published:** 17/06/2016

#### Abstract

Being married may raise worker productivity and increase the probability of remaining in a job and, as consequence, obtaining a wage premium. Yet, this effect may be different for males and females. In developing countries, such as Colombia, the premium may be larger than in developed countries due to the differing social norms and labor market structures. Using cross-sectional data from Colombian Household Surveys, this paper examines the marriage wage premium and its evolution in Colombia both at the aggregate level and by gender. We find a marriage wage premium for both male and female populations; this wage premium is explained by the greater human capital endowment in married people and to employer favoritism due to the “social norms” which consider being married an appropriate behavior and reward it.

#### Resumen

Estar casado podría aumentar la productividad de los trabajadores y aumentar sus posibilidades de conservar su puesto de trabajo y como consecuencia, un salario mayor. Sin embargo, este efecto puede ser diferente si consideramos el género. En los países en desarrollo, como Colombia, la prima salarial puede ser mayor que en los países desarrollados debido a las normas sociales y diferencias en la estructura del mercado laboral. Usando la Gran Encuesta Integrada de Hogares (GEIH), este trabajo examina la existencia de la prima salarial por matrimonio en Colombia y su evolución, se hace para toda la población y diferenciando por género. Encontramos una prima salarial matrimonio para ambas poblaciones masculina y femenina; esta prima salarial se explica por la mayor dotación de

a, b. Universidad EAFIT, Colombia.

\*Corresponding author.

E-mail address: [lauragod111@gmail.com](mailto:lauragod111@gmail.com)

capital humano en las personas casadas y al favoritismo empleador debido a las "normas sociales" que consideran el matrimonio como una conducta apropiada y se recompensa.

## 1. Introduction

Marriage creates the need to rethink the way men and women participate in the labor market due to the interdependence of the decisions that individuals have to make once they decide to be together. For this reason policymakers in the United States ([Ahituv, A., & Lerman, R. I., 2005](#)) build family-related provisions into welfare legislation, conscious of the link between family structures and poverty.

This interdependence, in turn, affects employer's behavior due to the presence of associated factors, such as trustworthiness, stability, and the productivity of the employee, creating different treatment of married and non-married populations. Moreover, employer behavior may be different for individuals of different genders due to the different roles that males and females have within households. While there is some evidence that shows a wage premium independent of the individual's gender ([Hidalgo, 1999](#)); other studies indicate that married men earn more than non-married men, but married women do not earn more than non-married women. This phenomenon for females is called the motherhood penalty. In Colombia women without children earn on average 1.73% more than mothers ([Gamboa, L. E., & Zuluaga, B., 2013](#)). However, ([Olarte, L. & Peña, X., 2010](#)) found that the motherhood penalty is 17.6%. Therefore, the existing evidence on the size of the penalty is not conclusive.

The effects of marriage on men and women's wages can be ambiguous; it depends on the household role of each partner and their labor force participation, as well as the household structure. In accordance with [Social Trends Institute & Child Trends \(2014\)](#), in Colombia 20% of the population in the reproductive age, ranging between 18 and 49 years old, is legally married, the lowest share in Central and South America and worldwide. This rate can be compared to the share in Costa Rica of 62% and in Egypt of 80%. This estimate of the Colombian share coincides with the results of the Gran Encuesta Integrada de Hogares, that found shares of 21.9% in 2008, 20.9% in 2011, and 20.6% in 2013.

According to [Charry \(2004\)](#) women's labor participation has increased substantially in recent decades. As such, Colombia is an excellent country to study marital wage gaps in the context of an emerging country that formerly had a traditional family structure.

Researchers have had less interest in the marital wage premium for women. This paper analyzes this issue because we argue that women are increasingly important to the labor market. There are several studies of marriage wage premium in many countries or places such as the United States, Denmark, Great Britain, China, South Africa, Australia, Sweden among others, but in South America Brazil is the only country with a study of the marital wage premium. This paper is the first to examine this premium in Colombia.

This paper explores marriage wage premium (or penalty) in Colombia and its evolution over time using data from the Gran Encuesta Integrada de Hogares for the years 2008, 2011 and 2013 (GEIH 2008, 2011 and, 2013). These years were selected because these surveys have national representation and comparability and allow an overview of developments over a timeline of five years. To ensure the robustness of our results we employ parametric and non-parametric methods that allow a more accurate estimation of the marriage wage premium. In particular, we use the two methodologies of [Blinder-Oaxaca \(1973\)](#) and [Ñopo \(2009\)](#).



Countries encourage marriage for several reasons, including the advantages of sharing labor market participation and household tasks, better conditions for children, and higher incomes for the household. All the papers we examined in the literature find that the wage gap benefit married people or those cohabiting, which suggests that in most families where there is marital union there is less poverty.

We still have many questions to answer: ¿Why is Colombia one of the countries with the highest percentage of children living without either parent? ¿Or why has Colombia the lowest percentage of married couples? In the United States there is considerable discussion of these issues, as well as whether or not to encourage healthy marriages to avoid poverty and reduce out-of-wedlock births.

The paper is structured as follows. The next section presents a brief literature review. The third section explains the empirical strategy. The fourth section presents the data. The fifth section presents the results. The sixth section presents the conclusions.

## 2. Literature review

### A. Why is there a wage premium?

The empirical findings on wage differences in the literature suggest that there is commonly a premium for married versus non-married men and a penalty for women in the same circumstances (Hill, 1979) (Korenman & Newmark, 1990) (Jacobsen & Rayack, 1996), leading to a persistent gender gap. The explanation for this difference is that remuneration in the labor market for married women is less than for men because women perform more household work.

Becker G. (1971, 1981, 1985) developed a marriage theory, also known as the specialization hypothesis or causal explanation, that married women are focused on home production, allowing married men to focus on activity in the labor market. In addition, the greater increase in human capital and wages of married men is due to a productivity gap relative to non-married men, while married women exhibit the opposite effect.

Korenman & Neumark (1991) adopt the ideas of Becker and conclude that 20% of married men's wage difference is attributable to marital invariant factors over time, such as real work experience, the geographical area, conditions of self-employment, the presence of dependents, and union. Further, married men get better performance evaluations, more frequent promotions, and rapid salary increases after marriage. Gray (1997), using data from the National Longitudinal Surveys, found a decrease in the marital wage premium and decreased productivity associated with marriage over time; instrumental variables estimation suggests that the declining productivity effects can be explained by a reduction in the average degree of specialization combined with an increase in the wage penalty associated with wives' labor market participation. Datta Gupta, Smith, & Stratton (2007) estimated the wage gap for married men in Denmark using OLS and found a premium between 3.2 and 4%; they attributed the low premium to a trend toward more equal division of household labor.

Chun & Lee (2001) examined the causes behind their findings that show a higher salary for married men over their unmarried counterparts. They concluded that the marital wage premium is positively related to the degree of specialization within the household, but that factors such as human capital, race, and geographic location may explain a larger share of the gap. Korenman & Newmark

(1990) carried out an analysis of wage differentials between married and unmarried women with and without children in the United States, using data from 1982 and a subsample from 1980. They concluded that there is no penalty on wages for married women or for maternity because they did not find a causal relationship between marriage, motherhood, and wages. [Bellás](#) (1992) found that male faculty with homemaking spouses not only had higher salaries than men whose wives were employed, but also that they published significantly more scholarly articles and books. [Birch & Miller](#) (2006) found that men benefit from labor specialization within marriage, because those who have working wives earned 12% less than those whose wives remained at home.

The selection hypothesis raises the possibility that marriage is correlated with unobserved attributes that are valued in the labor market such as integrity, the work ethic, and honesty, among others. It differs from the causal explanation in the direction of causality; the implication is that married people are more productive, not because they become more productive after marriage, but because they were more productive before marriage.

Using fixed effects panel methods, [Dougherty](#) (2006), [Rodgers & Stratton](#) (2010) and [Casale & Posel](#) (2010) tested this hypothesis, controlling for human capital, family background, years of marriage, and job training. Their results were consistent with the idea that income increases with maturation and that the effect is evident at least five years before marriage, and maybe even a few years earlier. There is a growing wage premium after one year, at which time the premium is 14%. The premium continues to rise for a few years after marriage, reaching a maximum of 19 or 20 percent, and then stabilizes. [Antonovics & Town](#) (2004), using data on monozygotic twins, found within pairs of twins that the twin who marries receives a wage premium of 30%.

On the other hand, [Ginther & Zavodny](#) (2001) studied the marriage premium derived from the selection hypothesis, focusing on the effect of unexpected marriages, finding differences in the wages of married men with premarital conception and shotgun weddings. [Bardasi & Taylor](#) (2008) suggest that employers use marriage as a signal for unobservable characteristics that are valued by wives and employers without rejecting the reasoning proposed by Becker. Likewise, [Geist](#) (2005) examined the effect of marital status on wages of men and women from 15 countries using data from Wave V of the Luxemburg Income Study (LIS). Her study concludes that there is a universal premium for the wages of married men that can be explained by human capital and selection.

In the third hypothesis, discrimination, [Nock](#) (2005) argues that social norms favor marriage, family, and stable relationships; employers consciously or not, reward them. [Hersch & Stratton](#) (2000) using fixed effects models of panel data found the marriage premium is not primarily due to the selection of more productive men into marriage. Married men could get preferential treatment from employers, such as more training or promotions, or men could become better workers because of the job stability induced by marriage.

[Jacobsen & Rayack](#) (1996) present evidence of a wage premium for traditional marriage to be explained by discrimination. [Hill's](#) (1979) analysis includes detailed controls for human capital, work history, health status, industry, and the number of children. Using data from the Panel Study of Income Dynamics (PSID 1976), she found a marriage premium for men (and no effect of marriage status on women's wages) as a result of statistical discrimination. Using the methodology of quantile treatment effect, [Maasoumi, Millimet, & Dipanwita](#) (2009) conclude that discrimination plays an important role for low-wage workers.

Finally, (Lincoln, 2008) (Greenhalgh, 1980) (Richardson, 2000) (Loh, 1996) find unlikely that the marriage premium is caused only by productivity differences between married and unmarried workers. They attribute an unexplained portion of the premium to selection and employer favoritism.

### 3. Empirical Strategy

We use two techniques to analyze the marital wage premium in Colombia: the first one is [Blinder-Oaxaca](#) (1973) and the second is [Ñopo](#) (2009). We use both techniques because they have different strengths as analytic methodologies. [Blinder-Oaxaca](#) (B-O) has two advantages, 1) It separately calculates the effects of worker endowments and payments and, 2) It separates the coefficient for each comparison group that can be measured for each endowment ([Cassells & McNamara, 2009](#)). The [Ñopo](#) technique is more disaggregated in that it recognizes the difference of both groups in the support, and for that reason, not all the married people are comparable to the non-married ([Ñopo, 2008](#)). [Ñopo](#) decomposes wages by the distribution of the variables and provides a more accurate estimate of the wage gap than B-O.

The Blinder-Oaxaca decomposition involves estimating separate equations of Mincer-type earnings for each study group (married/non-married, male married/non-married, female married/non-married) which decomposes the differential found to two causes 1) the differences between allocations attributed to groups, or to controlled observable characteristics, such as human capital variables and 2) the existence of differences in payments attributable to non-observable characteristics, such as productivity, quality of education, vocational training, family history and local labor market conditions. (Fortin, Lemieux, & Firpo, 2010)

To formalize, the wage gap is given by:

$$\ln \widehat{W}_m - \ln \widehat{W}_n = \overline{X}_m \widehat{B}_m - \overline{X}_n \widehat{B}_n$$

Where,  $\ln \widehat{W}_m$  and  $\ln \widehat{W}_n$  are the estimates of the natural log of married and non-married wages, respectively. From separate wage regressions by group,  $\overline{X}_m$  and  $\overline{X}_n$  are vectors of the mean values of the married and non-married characteristics. Finally  $\widehat{B}_m$  and  $\widehat{B}_n$  are vectors of the estimated regression coefficients from the married and non-married wage regressions.

By rearranging this expression, we obtain the decomposition of wage differentials to their causes:

$$\ln \widehat{W}_m - \ln \widehat{W}_n = B_m (\overline{X}_m - \overline{X}_n) - \overline{X}_n (\widehat{B}_m - \widehat{B}_n)$$

Thereby:

$\widehat{B}_m (\overline{X}_m - \overline{X}_n)$  = Portion of the differences in payments attributable to the differential in endowments.

$\overline{X}_n (\widehat{B}_m - \widehat{B}_n)$  = Portion of the differences in payment although having the same endowments.

B-O has some shortcomings that could generate drawbacks in the results; these are: The decomposition of Blinder-Oaxaca provides information only about the average wage gap and does not provide information on the rest of the distribution. On the other hand, it does not restrict the comparison to comparable individuals that could generate bias in the results. Additionally, (Heckman, 1979) argues

that a correction for selection bias is required in this regression because not all participants in the labor market have positive wages, yet we do not include this correction.

For these reasons, we also use a non-parametric matching approach, introduced by [Ñopo \(2009\)](#). The observable characteristics of married and non-married people are used to match both groups, decomposing the part of the distribution that is within the common support and out of the common support.

In this approach to model the individuals' earnings let  $Y$  denote the outcome,  $X$  the individual characteristics, and  $F^M$  and  $F^N$  the cumulative distribution function that conditions the characteristics of each individual of the two groups respectively. The relationship between the expected value, conditioning on the characteristics and the marital status, is represented by  $g^M(x)$  and  $g^N(x)$ .

$$E [ Y | M ] = \int_{S^M} g^M(x) dF^M(x) \quad (1)$$

$$E [ Y | N ] = \int_{S^N} g^N(x) dF^N(x) \quad (2)$$

To estimate the wage gap we use the difference of the wage's expected value for the distribution of characteristics for married  $S^M$ , and the distribution of characteristics for non-married  $S^N$ , as follow:

$$\Delta = E [ Y | M ] - E [ Y | N ] \quad (3)$$

Replacing equations (1) and (2) into (3), we have:

$$\Delta = \int_{S^M} g^M(x) dF^M(x) - \int_{S^N} g^N(x) dF^N(x) \quad (4)$$

Now we divide each integral into two parts, where each one contains the intersection of the common support and out of the support. Considering that the distribution  $S^N$  is different than  $S^M$ :

$$\begin{aligned} \Delta = & \left[ \int_{S^N \cap S^M} g^M(x) dF^M(x) + \int_{S^M \setminus S^N} g^M(x) dF^M(x) \right] \\ & - \left[ \int_{S^N \cap S^M} g^N(x) dF^N(x) + \int_{S^N \setminus S^M} g^N(x) dF^N(x) \right] \end{aligned} \quad (5)$$

After some algebraic manipulation, we have four components:

$$\begin{aligned} \Delta = & \int_{S^M \cap S^N} [ g^M(x) - g^N(x) ] \frac{dF^N(x)}{\mu^N(S^M)} + \left[ \int_{S^N} g^M(x) \frac{dF^M(x)}{\mu^M(S^N)} - \int_{S^N} g^M(x) \frac{dF^M(x)}{\mu^M(S^N)} \right] \mu^M(\overline{S^N}) \\ & + \left[ \int_{S^M} g^N(x) \frac{dF^N(x)}{\mu^N(S^M)} - \int_{S^M} g^N(x) \frac{dF^N(x)}{\mu^N(S^M)} \right] \mu^N(\overline{S^M}) \\ & + \int_{S^M \cap S^N} g^M(x) \left[ \frac{dF^M(x)}{\mu^M(S^N)} - \frac{dF^N(x)}{\mu^N(S^M)} \right] (x) \end{aligned} \quad (6)$$

$$\Delta = \Delta_o + \Delta_M + \Delta_F + \Delta_X$$

The first component can determine the discrimination given the unobservable characteristics. And, the last three  $\Delta_X + \Delta_M + \Delta_F$  can be attributed to differences in the observable characteristics.

$\Delta_0 = \int_{S^M \cap S^N} [g^M(x) - g^N(x)] \frac{dF^N(x)}{\mu^N(S^M)}$ : This component of the wage gap can be attributable to the unobserved characteristics. (Discrimination)

$\Delta_M = \left[ \int_{S^N} g^M(x) \frac{dF^M(x)}{\mu^M(S^N)} - \int_{S^N} g^M(x) \frac{dF^M(x)}{\mu^M(S^N)} \right] \mu^M(\bar{S}^N)$ : It is the part of the wage gap explained by the differences in characteristics between unmatched and matched married people.

$\Delta_N = \left[ \int_{S^M} g^N(x) \frac{dF^N(x)}{\mu^N(S^M)} - \int_{S^M} g^M(x) \frac{dF^N(x)}{\mu^N(S^M)} \right] \mu^M(\bar{S}^M)$ : It is a portion of the wage gap that results from the differences in characteristics between unmatched and matched non-married people.

$\Delta_X = \int_{S^M \cap S^N} g^M(x) \left[ \frac{dF^M(x)}{\mu^M(S^N)} - \frac{dF^N(x)}{\mu^N(S^M)} \right] (x)$ : It considers the common support in the distribution of the observed characteristics of married and non-married people.

The basis for our dependent variable is the logarithm of the personal individual wage per hour for each year. We use it because is more appropriate to measure the productivity of each individual. The transformation to log form is convenient because the empirical distribution of the logarithm of the income is closer to a normal distribution than the income distribution, also because the change in the logarithm per hour corresponds to the percentage change in the personal income per hour.

The set of control variables used to make the decomposition to measure human capital are the following: education (measured as years of schooling), experience (measured in years of work experience and with learning by doing) and experience squared; these variables are taken from the equation proposed by [Mincer](#) (1974). Furthermore, we include the sectors of the economy, namely, the primary sector that covers agriculture (dummy); the secondary sector, related to commerce and industry with low technology and the rest of manufacturing (dummy); and the tertiary sector which covers the services (water, gas, banks, finances, etc) but is not included in the model. Lastly, we use a dummy in case the population resides in an urban area.

#### 4. Data

The empirical analysis uses data from the Gran Encuesta Integrada de Hogares (GEIH 2008, 2011 and 2013) collected by the National Administrative Department of Statistics (DANE). The GEIH survey collects information about household conditions, the composition and characteristics of the household, education, health, and labor market participation. The GEIH (2008, 2011 and, 2013) cover 24 principal cities, county seats, and rural areas. These surveys have national coverage, and they allow inference of population parameters through the use of expansions factors to maintain representativeness. Within the surveys, the expansion factors were divided into 12, which correspond to each month of the year.

Considering the importance of the data offered by these surveys, we sought to analyze what happens in terms of marriage wage premium during this period of time. To identify the wage premiums, we restrict the data in some dimensions. As the wage- setting process is different according to employment status, we only consider employees in the private and public sectors. We exclude individuals over retirement age (65 years old) and under the average age of marriage in Colombia (21 years). In addition, individuals who did not provide information about wages, education, marital

status, or age were excluded from the data. The cities are heterogeneous; for this reason, we plan to include this variable in further studies.

In the literature it is conventional to restrict the analysis to legally-married individuals to test for the preferential treatment of employers. Also, studies of the marital wage premium typically treat separated and divorced couples similarly.

For comparison we separate the sample between men, women, and the total population between married/non-married as shown in [Table 1](#).

**Table 1: Descriptive Statistics**

Characteristics	Married	Non-married	Married	Non-married	Married	Non-married
	2008		2011		2013	
<b>A. Total population</b>						
Age	41.35 (9.67)	35.21 (10.28)	41.97 (9.92)	34.82 (10.32)	42.30 (9.75)	35.11 (10.54)
Hourly wage (\$)	4791.90 (3872.2)	3479.88 (2816.58)	5914.2 (4636.52)	3961.684 (3156.223)	6206.427 (5121.18)	4363.901 (3507.42)
Years of schooling	9.98 (4.81)	9.19 (4.49)	10.98 (4.68)	9.55 (4.38)	10.74 (4.73)	9.65 (4.48)
Experience	25.36 (11.36)	20.02 (11.78)	24.91 (11.37)	19.23 (11.90)	25.55 (11.62)	19.46 (12.3)
Lives in urban area	76%	70,87%	79.79%	71,52%	76,81%	73,76%
Lives in rural area	24%	29,12%	20.20%	28,47%	23,18%	26,23%
<b>Sectors of the economy</b>						
Primary %	20,18%	24,19%	16,20%	19,32%	10,62%	13,96%
Secondary %	22,91%	30,38%	24,86%	34,98%	23,96%	36,26%
Tertiary %	56,9%	45,42%	58,93%	45,69%	65,4%	49,76%
<b>Employee type</b>						
Private Employee	70%	83,63%	72,28%	87,30%	74,93%	88,20%
Public Employee	30%	16,63%	27,71%	12,69%	25,06%	11,72%
<b>B. Women</b>						
Age	40.02 (9.20)	35.70 (10.15)	41.01 (9.63)	35.14 (10.18)	41.12 (9.33)	34.52 (10.25)
Hourly wage (\$)	5691.78 (4069.03)	3892.55 (3128.33)	7069.84 (5155.16)	4290.97 (3633.72)	7437.07 (5790.71)	4760.829 (4102.67)
Years of schooling	12.54 (4.08)	10.99 (4.18)	13.07 (3.86)	11.09 (4.04)	12.7 (4.23)	11.43 (3.97)
Experience	21.45 (10.06)	18.71 (11.33)	21.91 (10.24)	18.07 (11.32)	22.42 (10.71)	17.09 (11.31)
Lives in urban area	80.48%	82.69%	88,88%	81,82%	83,68%	81,66%
Lives in rural area	19.51%	17.3%	11,11%	18,17%	16,31%	18.33%
<b>Sectors of the economy</b>						
Primary	8.57%	9.17%	6,32%	7,76%	1.83%	3.97%
Secondary	21.87%	32.72%	22,14%	41,52%	23,24%	43,35%
Tertiary	69.55%	58.09%	71,53%	50,71%	74,92%	52.66%
<b>Employee type</b>						
Private Employee	56,82%	73,16%	59,14%	80,66%	62,78%	82,64%
Public Employee	43,17%	26,83%	40,85%	19,33%	37,21%	17,35%
<b>C. Men</b>						
Age	42 (9.82)	34.95 (10.34)	42.48 (10.03)	31.07 (9.72)	42.91 (9.90)	35.46 (10.68)
Hourly wage (\$)	4354.87 (3694.69)	3252.30 (2601.03)	5293.36 (4203.12)	3784.72 (2851.27)	5560.86 (4602.53)	4132.627 (3085.01)
Years of schooling	8.75 (4.65)	8.20 (4.35)	9.84 (4.70)	8.71 (4.33)	9.71 (4.65)	8.61 (4.43)
Experience	27.24 (11.48)	20.74 (11.95)	26.55 (11.63)	19.86 (12.16)	27.20 (11.75)	20.84 (12.63)

Characteristics	Married	Non-married	Married	Non-married	Married	Non-married
	2008		2011		2013	
Lives in urban area	73.82%	64,36%	74,92%	65,98%	73.20%	69.16%
Lives in rural area	26.17%	35,63%	25,07%	34,01%	26.79%	30.83%
<b>Sectors of the economy</b>						
Primary	25.82%	32,47%	21,50%	25,54%	15.22%	19.78%
Secondary	23.41%	29,08%	26,32%	31,46%	24.35%	32.13%
Tertiary	50.75%	38,43%	52,16%	42.99%	60.41%	48.07%
<b>Employee type</b>						
Private Employee	77.01%	89,41%	79,35%	90.86%	81,31%	91,54%
Public Employee	22,89%	10,58%	20,64%	9,13%	18,68%	8,45%

For the years studied non-married people have lower wage than their counterparts, although, married people on average are increasing their level of education. The hourly wage calculated from the principal wage divided by the working hours for the principal employment shows that there is a wage gap between married women and non-married women, also for married men and non-married men. For married women the average hourly wage gap is increasing rapidly through time. Similarly for married men the hourly wage gap increases between 2008 and 2011 and then it stabilizes around 42%. These gaps are not comparable because of the existence of different characteristics related to earnings, such as schooling, experience, age, sectors of the economy, and employee type that indicates if the worker works in the public or private sector.

The mean age for married workers is between 41 years old and 42 years old, in 2011 the difference between married and unmarried is about 7 years, and in 2013 as well.

Comparing the participation of the labor force in the sectors of the economy, we observe that for 2008 and 2011 married people had a greater participation in the tertiary sector of economy. However, in the tertiary sector the participation increases through the years and decreases in the primary sector. On average more government employees are married than non-married.

## 5. Results

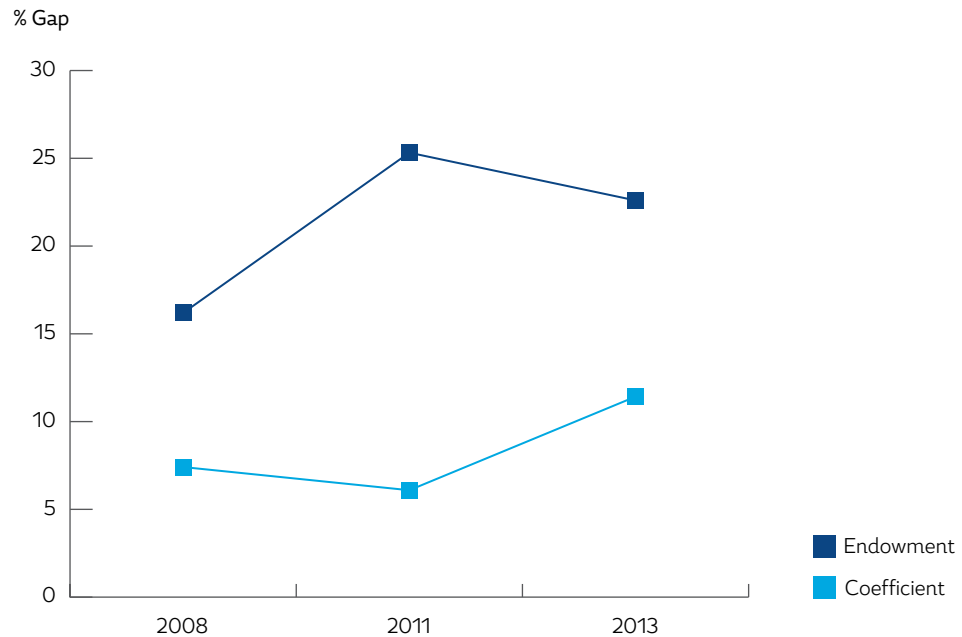
**Table 2: Blinder-Oaxaca Decomposition**

	Difference ( $\ln W_m - \ln W_n$ )	Endowment ( $X_m - X_n$ ) $\beta_m$	Coefficient $X_n (\beta_m - \beta_n)$	Interaction ( $\epsilon_m - \epsilon_n$ )
<b>A. Total Population</b>				
2008	27.2%***	16.19%***	7.38%***	3.63%**
2011	34.71%***	25.32%***	6.09%***	3.28%
2013	30.44%***	22.6%***	11.42%***	-3%*
<b>B. Women</b>				
2008	36.08%***	24.52%***	9.09%***	2.45%
2011	47.92%***	37.78%***	7.56%***	2.57%
2013	43.56%***	33.26%***	17.14%**	-6.84%*

	Difference ( $\ln W_m - \ln W_n$ )	Endowment ( $X_m - X_n$ ) $\beta_m$	Coefficient $X_n (\beta_m - \beta_n)$	Interaction ( $\epsilon_m - \epsilon_n$ )
<b>C. Men</b>				
2008	23.49%***	14.69%***	4.83%*	3.96%*
2011	27.49%***	19.93%**	4.02%***	3.53%***
2013	23.76%***	17.94%***	7.41%**	-1.59%

Note: This table reports the results of the Blinder Oaxaca decomposition. The significance level is: \*\*\*p < 0.001; \*\*p < 0.05; p < 0.1. Estimates were made per year. Column one, represents the mean outcome of the difference of the logarithm of the salary between the married and non-married; column two represents the endowment that is the differential of the salary attributable to the different characteristics among the two groups; column three represents the coefficient of the differential in the salary attributable to different remuneration for each marital status; and the last column represents the interactions. It takes into account the fact that it exists simultaneous differences between both groups in coefficients and endowments.

**Graph 1: Behavior of Blinder-Oaxaca decomposition %Gap Total population**



The results for the Blinder-Oaxaca decomposition are shown in [Table 2](#). They show that there is a marriage wage premium in the Colombian labor market. For

2008 the wages for married workers are 27.2% higher than for non-married workers. 59% of this gap is explained by less endowments in non-married people; 27% by higher payments to married people if they have the same characteristics of the unmarried (employee favoritism); and, 14% for the interactive term.

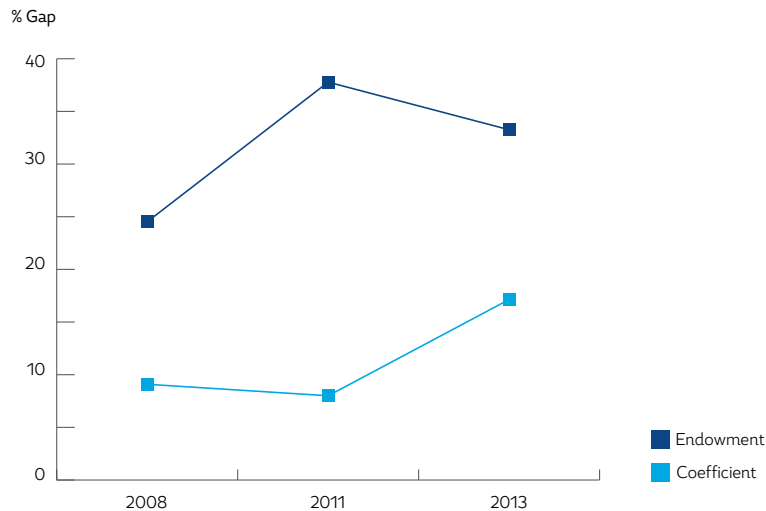
Also, we found that the marriage wage premium increased to 34.7% in 2011. According to the decomposition of the differential, as stated in the Blinder Oaxaca methodology, the endowment component is 25.3%, which denotes the mean increase in the wage that non-married people would enjoy if they had the same productivity or endowment as married people. Now, if the endowments were the same for married and non-married people there would still be a gap of 6.1% (Coefficient effect).



Additionally, for 2013 the gap was 30.4%, which was less than previous years, showing a decrease in the payment to endowments (22.6%), and an increase in the coefficient (11.4%), meanwhile, the interactive term has somewhat of an equalizing effect on the wage gap (-3%).

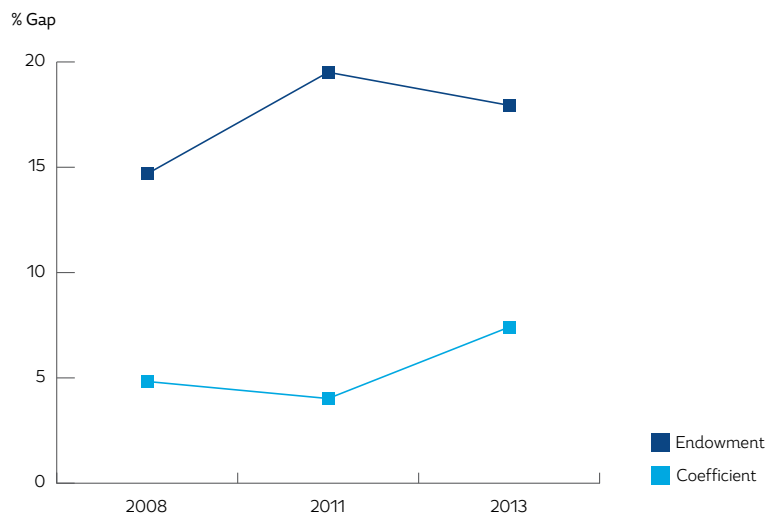
For these years the marriage wage premium is mainly explained by higher payments to the best endowment for married people, 59.5% in 2008, 72.9% in 2011 and, 74.2% in 2013.

**Graph 2: Behavior of Blinder-Oaxaca decomposition %Gap Women**



There is a female marriage premium in Colombia. The wage gap between married and non-married women is highly explained by endowments. As married women have better endowments than the non-married, their wage was higher by 24.5% in 2008, 37.8% in 2011, and 33.3% in 2013. Similarly, if we compare married and non-married women with the same characteristics, we found a rising portion attributable to better payment in favor of married women of 9.1% in 2008, 7.6% in 2011, and 17.2% in 2013.

**Graph 3: Behavior of Blinder-Oaxaca decomposition %Gap Men**



Married men earn more than non-married men; the marriage wage premium is 23.5%, 27.5% and 23.7% for the years 2011, 2008, and 2013 respectively. It is important to note that the share of the payment for the greater endowment of married men increases from 52.1% in 2008, 72.5% in 2011 to 73.8% in 2013. If non-married men had the same characteristics as married men, they would incur a penalty of 4.8% in 2008, 4.1% in 2011, and 7.4% in 2013. The interactive term measures the effects of differences in endowments and coefficients that occur simultaneously, showing that if the married men had the same productivity as the non-married men, their wages would increase 4.0% and 3.5% for the years 2008 and 2011. For 2013 the effect is not significant.

**Table 3. Ñopo Decomposition**

	Delta	Delta O	Delta M	Delta N	Delta X	Unexplained Component	Explained Component
<b>Total Population 2008</b>	37%						
Specification 1		34%	0,08%	2,9%	-0,07%	34%	3%
Specification 2		28%	-6%	15%	-0.03%	28%	9%
Specification 3		23%	-15%	24%	5%	23%	14%
Specification 4		9%	-5%	13%	20%	9%	28%
<b>Total Population 2011</b>	49%						
Specification 1		49%	-	-	-	49%	0%
Specification 2		47%	-5%	8%	-1%	47%	2%
Specification 3		36%	-8%	11%	10%	36%	11%
Specification 4		9%	-2%	5%	37%	9%	40%
<b>Total Population 2013</b>	42%						
Specification 1		38%	-17%	21%	-	38%	4%
Specification 2		36%	-54%	65%	-5%	36%	6%
Specification 3		40%	-25%	30%	-3%	40%	2%
Specification 4		18%	-11%	14%	21%	18%	24%
<b>Women 2008</b>	46%						
Specification 1		37%	14%	-4%	-0.3%	37%	9%
Specification 2		34%	-9%	30%	-9%	34%	12%
Specification 3		30%	-12%	10%	18%	30%	16%
Specification 4		25%	-10%	24%	7%	25%	21%
<b>Women 2011</b>	64%						
Specification 1		60%	-11%	15%	-	60%	4%
Specification 2		59%	-5%	10%	-	59%	5%
Specification 3		57%	-3%	4%	-	57%	7%
Specification 4		51%	-11%	17%	7%	51%	13%
<b>Women 2013</b>	56%						
Specification 1		48%	-47%	55%	-	48%	8%
Specification 2		48%	-47%	55%	-	48%	8%
Specification 3		48%	-41%	47%	2%	48%	8%
Specification 4		51%	-24%	29%	-	51%	5%

	Delta	Delta O	Delta M	Delta N	Delta X	Unexplained Component	Explained Component
<b>Men 2008</b>	34%						
Specification 1		30%	2%	2%	-	30%	4%
Specification 2		22%	2%	6%	4%	22%	16%
Specification 3		20%	-5%	5%	14%	20%	14%
Specification 4		6%	6%	14%	8%	6%	28%
<b>Men 2011</b>	39%						
Specification 1		39%	-	-	-	39%	0%
Specification 2		37%	2%	-	-	37%	2%
Specification 3		35%	-7%	8%	3%	35%	4%
Specification 4		21%	-4%	7%	15%	21%	18%
<b>Men 2013</b>	34%						
Specification 1		32%	-49%	50%	1%	32%	2%
Specification 2		30%	-70%	74%	-	30%	4%
Specification 3		30%	-36%	21%	-7%	30%	4%
Specification 4		25%	-13%	14%	8%	25%	9%

Note: This table reports the  $\tilde{\text{No}}\text{po}$  decomposition. Estimates were made per year. The columns represent the outcomes for the years 2008, 2011, and 2013. Furthermore, the table is divided in three panels (total population, women and, men).

Specification 1: age, years of education, experience, and square experience.

Specification 2: age, years of education, experience, square experience and sectors of the economy.

Specification 3: age, years of education, experience, square experience, sectors of the economy, and urban area.

Specification 4: age, years of education, experience, square experience, sectors of the economy, urban area, and employee type.

Each panel has the decomposition of the gap in the following order: the first row represents the total wage gap, the second row the unexplained part of the gap, the third row is the difference between the group of married that are closer to the characteristics of the non-married and those that are not in the common support, the fourth row is similar to the third but for the group of non-married, the fifth is the part of the gap that can be explained by differences in the distribution of the observable characteristics, and the last two represent the percentage of individuals that are in the common support of married and non-married.

After controlling for the set of characteristics of the total population, our findings suggest that married people earn 37% more than non-married people for the year 2008, 49% for 2011, and 42% for 2013. We can observe what happened with the unexplained component of the gap in each specification. The first specification shows that after controlling only for human capital variables, the gap remains unexplained, but after including characteristics of the economy, such as urban areas and employee type, the gap is better explained. The values in the table show that employee type has a significant explanatory effect on the marriage wage premium, reducing the unexplained portion to 9%.

Table 3 presents the results for the  $\tilde{\text{No}}\text{po}$  decomposition. According to Specification 4 of  $\tilde{\text{No}}\text{po}$ 's decomposition, the part of the gap that shows the difference between the characteristics of married that are in and out of the matching with non-married people is -5% and that would disappear if the existence of characteristics of married are never met with the other group. The average for non-married is 13% that represents the part of the characteristics of the non-married that are not matched with the married. Further, the common support of the two groups is 20%, close to the results with BO.

For 2011, we found that the gap is 49.3% for the total population, with the married workers the ones that earn more. According to Specification 4, only 18% of the total gap is not explained by observable characteristics and it can be attributed to discrimination in favor of married workers, while  $\Delta_x + \Delta_n + \Delta_m$  explain the remaining 82%. According to the Ñopo decomposition, married women earn about 64.8% more compared to married women outside of common support, which reduces this wage premium in 11%; it is also important to note that non-married women with different characteristics from married ones increase the gap by 17%. We also found employer favoritism for married women of 7%. For married men, it is important to show that the wage premium is 39.9%, but if we have a group of married and non-married men with similar characteristics, we observe that the wage is reduced by 4% for those who do not have similar characteristics, and the wage is increased a 15% for those who have the same characteristics as married men.

Regarding the results obtained in 2011 and 2013 the marriage wage premium decreased 14%, which is particularly observable in married men. For married women this decrease is due to the observable factors  $\Delta_m$ , while for men the distribution of a set of characteristics over common support for non-married and married is such that rewards of 8% go to married men.

## 5. Conclusions

This paper begins the discussion about the existence of a marriage wage premium in Colombia, an issue about which further research is needed, considering that Colombia has the lowest legally-married share of the population in the world and that a link may exist between family structures and poverty. Using data from the Gran Encuesta Integrada de Hogares for the years 2008, 2011, and 2013 (GEIH 2008, 2011, and 2013) to investigate if there is a marriage wage premium, we conclude that marital status is associated with a “premium” for men and women in Colombia.

Married workers earn more than non-married workers, and this premium grows between 2008 and 2011, but falls in 2013. According to Blinder-Oaxaca decomposition, the marriage wage premium is largely a reflection of married workers' larger stock of human capital. Likewise, the BO decomposition shows that the marriage wage premium is largely explained by this endowment effect, although there also is employer favoritism. While the Ñopo decomposition indicates a wage premium higher than the Blinder-Oaxaca decomposition, this difference occurs because Ñopo compares individuals within and outside of the common support, while Blinder-Oaxaca only compares average individuals.

With respect to the different characteristics of human capital, the Ñopo decomposition shows that the demographic area and the kind of employer explain the largest shares of the marriage wage premium. If we compare individuals within the common support, the marriage wage premium is greater for men than for women.

Our findings are comparable to those presented in the literature, specifically for the U.S. case in which the premium is between 10% and 40% for men. In contrast, for women there is a significant difference in Colombia where there is evidence of a wage between 36% and 48% higher for married women. The studies show that marriage has a positive effect on the wages of Colombian married women, regardless of whether they have children or not, which can be explained according to [Gamboa & Zuluaga](#) (2013). They suggest that mothers have a lower elasticity of labor supply compared to non-mothers, which does not mean that they are willing to engage in lower-paid but more time-flexible jobs.

What are the implications for public policy of these results? Although there is a positive association between marriage and wages, we have not established the order of causality, yet policies to stimulate healthy marriages could have an impact on the labor market. Through this conduit marriage could have positive effects on wages, and these effects in turn could incentivize marriages, generating a “spiral beneficial to society”. Finally, both evaluation techniques provide evidence of a wage premium for marriage, explained by both productivity and the perception that market participants could have desirable characteristics that are associated with marriage, such as greater maturity and experience.

### Appendix: Oaxaca decomposition per characteristics

Characteristics in 2008	Difference	Endowments	Coefficients	Interactions
<b>For total population</b>				
Years of schooling	27,2%***	4,78%***	20,48%**	1,76%**
Experience	27,2%***	8,01%***	-10,30%	-2,74%
Experience square	27,2%***	-4,18%**	12,07%**	5,20%**
Primary (Sector)	27,2%***	-0,16%	0,41%	-0,06%
Secondary (Sector)	27,2%***	1,23%***	2,75%	-0,06%
Lives in urban area	27,2%***	0,49%**	-1,60%	-0,11%
Public employee	27,2%***	5,99%***	0,33%	0,26%
<b>For women</b>				
Years of schooling	36,08%***	13,16%***	21,85%	3,09%
Experience	36,08%***	3,80%**	(-33,56%*)	-4,92%
Experience square	36,08%***	-0,76%	19,84%*	3,44%
Primary (Sector)	36,08%***	-0,05%	-0,61%	0,03%
Secondary (Sector)	36,08%***	1,51%**	-0,92%	0,30%
Lives in urban area	36,08%***	-0,13%	-3,46%	0,09%
Public employee	36,08%***	7%***	0,67%	0,40%
<b>For men</b>				
Years of schooling	23,49%***	2,83%**	21,36%**	1,41%*
Experience	23,49%***	9,57%***	-1,23%	-0,38%
Experience square	23,49%***	(-5,66%**)	8,43%	4,42%
Primary (Sector)	23,49%***	-0,01%	1,96%	-0,40%
Secondary (Sector)	23,49%***	0,86%**	3,81%*	-0,74%
Lives in urban area	23,49%***	1,17%**	-2,94%	-0,43%
Public employee	23,49%***	5,92%***	0,07%	0,08%

\*\*\*  $p < 0.01$ ; \*\*  $p < 0.05$ ; \*  $p < 0.001$

Characteristics in 2011	Difference	Endowments	Coefficients	Interactions
<b>For total population</b>				
Years of schooling	34,71%***	9.47%***	30.08%***	4.5%***
Experience	34,71%***	7.24%***	-2.49%	-0.73%
Experience square	34,71%***	-1.95%**	4.89%	2.28%**
Primary (Sector)	34,71%***	-0.39%***	2.03%**	-0.33%**
Secondary (Sector)	34,71%***	1.62%***	2.46%**	-0.71%**
Lives in urban area	34,71%***	0.48%***	1.54%	0.16%
Public employee	34,71%***	8.83%***	-1.6%***	-1.87%***
<b>For women</b>				
Years of schooling	47,92%***	16.76%***	39.61%***	7.06%***
Experience	47,92%***	4.82%***	-29.61%**	-6.29%**
Experience square	47,92%***	-0.10%	18.34%***	5.26%***
Primary (Sector)	47,92%***	-0.07%	1.81%***	-0.31%
Secondary (Sector)	47,92%***	4.57%***	3.07%*	-1.44%*
Lives in urban area	47,92%***	0.17%	-4.55%	-0.36%
Public employee	47,92%***	11.63%***	-1.2%**	-1.32%
<b>For men</b>				
Years of schooling	27.49%***	6.89%***	25.93%***	3.37%***
Experience	27.49%***	8.56%***	6.30%	2.12%
Experience square	27.49%***	-3.02%**	0.18%	0.10%
Primary (Sector)	27.49%***	-0.57%**	2.19%**	-0.36%*
Secondary (Sector)	27.49%***	0.37%***	1.05%	-0.17%
Lives in urban area	27.49%***	0.75%***	3.24%	0.40%
Public employee	27.49%***	6.94%***	-1.55%***	-1.94%***
	27.49%***	6.89%***	25.93%***	3.37%***

\*\*\* $p < 0.01$ ; \*\* $p < 0.05$ ; \* $p < 0.001$

Characteristics in 2013	Difference	Endowments	Coefficients	Interactions
<b>For total population</b>				
Years of schooling	30,44%***	6.68%***	24.41%***	2.75%**
Experience	30,44%***	7.23%***	-34.94%**	-1093%**
Experience square	30,44%***	-1.83%	16.24%**	7.90%**
Primary (Sector)	30,44%***	-0.03%	1.14%	-0.35%
Secondary (Sector)	30,44%***	2.90%***	3.27%	-1.11%
Lives in urban area	30,44%***	0.18%	-0.20%	0.00%
Public employee	30,44%***	7.46%***	-1.61%*	1.83%*
<b>For women</b>				
Years of schooling	43,56%***	9.95%***	24.15%	2.68%
Experience	43,56%***	1.25%	-45.88%*	-14.29%*
Experience square	43,56%***	3.57%	20.24%*	9.50%***
Primary (Sector)	43,56%***	-0.03%	0.06%	0.03%
Secondary (Sector)	43,56%***	5.33%***	1.61%	-0.75%
Lives in urban area	43,56%***	0.09%	3.01%	-0.07%
Public employee	43,56%***	13.08%***	-3.51%*	-4.02%*
<b>For men</b>				
Years of schooling	23.76%***	6.36%***	19.56%**	2.49%**
Experience	23.76%***	10.48%**	-34.26%*	-10.44%
Experience square	23.76%***	-5.01%**	16.51%*	7.88%*
Primary (Sector)	23.76%***	0.05%	2.21%	-0.50%
Secondary (Sector)	23.76%***	1.26%**	2.28%	-0.55%
Lives in urban area	23.76%***	0.28%	-0.89%	-0.05%
Public employee	23.76%***	4.5%***	-0.34%	-0.42%

## References

- Ahituv, A., & Lerman, R. I. (2005). How Do Marital Status, Wage Rates, and Work Commitment Interact?. *IZA Discussion Paper No. 1688*.
- Aigner, D., & Glen, C. (1977). Statistical theories of discrimination in labor markets. *Industrial and labor relations review*, 175-187.
- Altonji, J., & Blank, R. (1999). Race and gender in the labor market. *Handbook of labor economics*, 3143-3258.
- Antonovics, K., & Town, R. (2004). Are All the Good Men Married? Uncovering the Sources of the Marital Wage Premium. *Gender in policy and the labor market*, 94 (2), 317-321.
- Arrow, K. (1972). *Models of job discrimination*. New York: Lexington Books.
- Bardasi, E., & Taylor, M. (2008). Marriage and Wages: A Test of the Specialization Hypothesis. *Economica* (75), 569-591.
- Becker, G. (1971). *Economics of discrimination*. Chicago: University of Chicago Press.
- Becker, G. (1981). *A treatise on the family*. Cambridge, Estados Unidos: Harvard University Press.
- Becker, G. S. (1985). Human capital, effort, and the sexual division of labor. *Journal of Labor Economics*, 3, 33-58.
- Bellas, M. (1992). The effects of marital status and wives' employment on the salaries of faculty men: The (house) wife bonus. *Gender and Society*, 609-622.

- Birch, E. R., & Miller, P. W. (2006). How Does Marriage Affect the Wage of Men in Australia? *The Economic Record*, 82 (257), 150-164.
- Blinder, A. (1973). Wage discrimination: reduced form and structural estimates. *The Journal of Human Resources*, 437-455.
- Casale, D., & Posel, D. (2010). The Male Marital Earnings Premium in the Context of Bride Wealth Payments: Evidence from South Africa. *Economic Development and Cultural Change*, 211-230.
- Chun, H., & Lee, I. (2001). Why do married men earn more: Productivity or Marriage Selection? *Economic Inquiry*, 307-319.
- Datta Gupta, N., Smith, N., & Stratton, L. S. (2007). Is Marriage Poisonous? Are Relationships Taxing? An Analysis of the Male Marital Wage Differential in Denmark. *Southern Economic Journal*, 412-433.
- Dougherty, C. (2006). The Marriage Earnings Premium as a Distributed Fixed Effect. *The Journal Of Human Resources*, 433-443.
- Gamboa, L. F., & Zuluaga, B. (2013). Is There a Motherhood Penalty? Decomposing the Family Wage Gap in Colombia. *Journal of Family & Economic Issues*, 34, 421-434.
- García, A., & Winter, C. (2006). Gender and ethnicity differentials in school attainment and labor market earnings in Ecuador. *World Development*, 289-307.
- Geist, C. (2005). Who Enjoys a Wage Premium for Marriage? A Comparison of 15 Nations. *International Sociological Association Research Committee 28 (RC28) on Social Stratification and Mobility Los Angeles Meeting, 2005*. Los angeles: California Center for Population Research.
- Ginther, D. R., & Zavodny, M. (2001). Is the male marriage premium due to selection? The effect of shotgun weddings on the return to marriage. *Journal of Populations Economics*, 313-328.
- Gray, J. S. (1997). The Fall In Men's Return to Marriage: Declining Productivity Or Changing Selection? *The Journal Of Human Resources*, 32 (3), 481-504.
- Greenhalgh, C. (1980). Male-Female Wage Differentials in Great Britain: Is Marriage an Equal Opportunity? *Economic Journal*, 751-755.
- Hersch, J., & Stratton, L. S. (2000). Household specialization and the male marriage wage premium. *Industrial and Labor Relations Review*, 54 (1), 78-94.
- Hidalgo, A. (1999). *Educación y rentas: una aplicación al mercado de economistas*. Ciudad Real, España: Servicio de Publicaciones de la Universidad de Castilla-La Mancha.
- Hill, M. (1979). The Wage Effect of Marital Status and Children. *The Journal of Human Resources*, 14 (4), 579-594.
- Hughes, J., & Maurer-Fazzio, M. (2002). Effects of Marriage, Education, and Occupation on Female/Male Wage Gap in China. *Pacific Economic Review*, 137-156.
- Jacobsen, J., & Rayack, W. (1996). Do men whose wives work really earn less? *American Economic Review*, 268-273.
- Korenman, S., & Neumark, D. (1991). Does Marriage Really Men More Productive? *The Journal of Human Resources*, 26 (2), 282-307.
- Korenman, S., & Newmark, D. (1990). Marriage, Motherhood, and Wages. *The Journal of Human Resources*, 233-255.
- Lincoln, A. E. (August de 2008). Gender, Productivity, and the Marital Wage Premium. *Journal of Marriage and Family*, 840-814.
- Loh, E. (1996). Productivity differences and the marriage wage premium for white males. *Journal of Human Resources*, 31, 566-589.
- Maasoumi, E., Millimet, D. L., & Dipanwita, S. (2009). Who Benefits from Marriage? *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 71-104.
- Mincer, J. (1974). *Schooling, Experience, and earnings*. NBER Press.
- Nock, S. (2005). Marriage as a Public Issue. *Marriage and Child Wellbeing*, 15 (2), 13-32.



- Ñopo, H. (2008). Matching as a tool to decompose wage gaps. *Review of Economics and Statistics*, 90 (2), 290-299.
- Ñopo, H., Saavedra, J., & Torero, M. (2004). Ethnicity and Earnings in Urban Peru. IZA Discussion paper series.
- Oaxaca, R. (1973). Male-Female wage differentials in urban labor markets. *International economic review*, 693-709.
- Olarte, L. & Peña, X. (2010). El Efecto de la Maternidad Sobre Los Ingresos Femeninos. *Revista Ensayos Sobre Política Económica*. 28(63), 190-231.
- Phelps, E. (1972). The statistical theory of racism and sexism. *American Economic Review*, 659-661.
- Profamilia. (2010). *Profamilia*. Obtenido de [http://www.profamilia.org.co/encuestas/Profamilia/Profamilia/images/stories/documentos/Principales\\_indicadores.pdf](http://www.profamilia.org.co/encuestas/Profamilia/Profamilia/images/stories/documentos/Principales_indicadores.pdf)
- Richardson, R. (2000). The evolution of the marriage premium in the Swedish labor market 1968-1991. *Working Paper Series, IFAU - Institute for Evaluation of Labor Market and Education Policy*.
- Rodgers, W. M., & Stratton. (2010). Male marital wage differentials: training, personal characteristics, and fixed effects. *Economic Inquiry*, 722-742.
- Seitz, S. (2009). Accounting for Racial Differences in Marriage and Employment. *Journal of Labor Economics*, 27 (3), 385-437.
- Social Trends Institute & Child Trends. (2014). *World Family Map 2014*. Child Trends.
- Child Trends. (2013). *Family World Map 2013*. Child Trends.

---

¿CREAN VALOR LOS FONDOS DE  
INVERSIÓN COLECTIVA COLOMBIANOS  
ENFOCADOS EN ACCIONES?

Colombian mutual funds that  
invest in stocks:  
Do they create value?

Juan David Monsalve  
Nicolas Arango Toro

---

Research Article

## ¿CREAN VALOR LOS FONDOS DE INVERSIÓN COLECTIVA COLOMBIANOS ENFOCADOS EN ACCIONES?

### Colombian mutual funds that invest in stocks: Do they create value?

Juan David Monsalve<sup>a\*</sup>, Nicolas Arango Toro<sup>b</sup>

**Palabras clave:** Colombia, Alfa de Jensen, Evaluación de Portafolios de Inversión, Fondos de Inversión Colectiva.

**Keywords:** Colombia, Jensen's alpha; Market Timing; Mutual Funds; Portfolio Performance Evaluation.

**JEL classification:**

**G11, G,12, G14**

**Received:** 11/05/2016

**Accepted:** 07/06/2016

**Published:** 23/06/2016

#### Resumen:

Esta investigación evalúa el desempeño de 73 fondos de inversión colectiva (FIC) colombianos enfocados en acciones de 2005 a 2015. Para cuantificar el valor generado por estos fondos en comparación con sus respectivos activos de referencia ("benchmarks"), se calcula el alfa de Jensen mediante dos metodologías de regresión: Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) y Regresión por Cuantiles. También se analiza si estos fondos muestran evidencia de "market timing" o no, utilizando dos modelos: efecto cuadrático y variable binaria interactiva. De igual manera, nuestro estudio propone la creación de una empresa privada en Colombia que provea a los inversores de información precisa sobre las características y desempeño histórico de estos fondos de inversión colectiva, como lo hace Morningstar Inc. en Estados Unidos. Esto permitiría a los inversores seleccionar los fondos con mejores perspectivas y, como es de esperarse, haría este mercado más eficiente y atractivo para nuevos inversores potenciales.

#### Abstract:

In this research we evaluate the performance of 73 Colombian stock mutual funds from 2005 to 2015. To quantify the value added by these funds compared to their respective benchmarks, Jensen's alpha is calculated using two regression methodologies: Ordinary Least Squares (OLS) and Quantile Regression. We also analyze whether these funds show any evidence of market timing. We recommend the creation of a private firm in Colombia that would provide investors with accurate information about the features

a, b. Universidad EAFIT, Colombia.

\*Autor para correspondencia:

Correo electrónico: [davidmonsa7@gmail.com](mailto:davidmonsa7@gmail.com)

and historical performance of Colombian mutual funds, as Morningstar Inc. does in the USA. This would enable investors to choose the best fund options and make the mutual fund market more efficient and appealing to new potential investors.

*“Information is often said to be the most precious commodity on Wall Street, and the competition for it is intense.”*  
Bodie, Kane & Marcus

*“The best argument for mutual funds is that they offer safety and diversification. But they don’t necessarily offer safety and diversification.”*  
Ron Chernow.

## 1. Introducción:

En primera instancia, no se espera que un fondo de inversión colectiva (FIC) genere valor. La hipótesis de mercados eficientes implica que los rendimientos netos generados por un índice de referencia (“benchmark”), como el Colcap, deben superar los rendimientos netos que proporcionaría un FIC que lo replicara; esto por el cobro de comisiones que manejan dichos portafolios y por los costos de transacción en que incurren en los rebalancesos y recomposiciones.

Por otro lado, resulta interesante observar que en países como Estados Unidos han surgido organizaciones como Morningstar Inc., dedicadas a monitorear los FIC y resaltar aquellos portafolios que tienen mejor desempeño. Ésta es la cuestión que nos motiva a realizar un estudio con econometría financiera que permita analizar si los FIC enfocados en acciones en Colombia han agregado valor, en las medidas de rendimiento y riesgo, analizando el desempeño frente a su respectivo “benchmark” o título de referencia. Para ello, en la [sección 3](#) se presenta la metodología utilizada centrada en el alfa de Jensen, una medida de evaluación de desempeño de portafolios (Bodie, 2014). También se ofrece la metodología de regresión con cuantiles para obtener estimaciones de los parámetros menos influenciadas por datos extremos, dado que se estima la función de mediana condicional. Así mismo, en la [sección 4](#) de los resultados, se realizará inferencia estadística para hallar posible evidencia de “market timing” en la administración de los FIC mediante los modelos de efecto cuadrático y variable binaria interactiva. En la [sección 5](#) de recomendaciones se pone de manifiesto la necesidad de una institución que provea a los inversionistas, de manera objetiva e independiente, el servicio de evaluación del desempeño de los FIC. Finalmente, en la [sección 6](#) se da un resumen de las conclusiones.

## 2. Antecedentes de la literatura:

### 2.1. Algunos estudios internacionales:

Jensen (1968) fue el primero en evaluar sistemáticamente el desempeño de los fondos mutuos, y en particular, si estos logran “vencer al mercado”. Utilizó una muestra de retornos anuales sobre 115 fondos mutuos desde 1945 hasta 1964. Realizó una regresión para cada fondo mediante un modelo CAPM para estimar el alfa, medida de generación de valor. Jensen encontró que cuando los costos de administración son tomados en cuenta, sólo uno de los 115 fondos logró vencer al mercado y 14 destruyeron valor con respecto a éste (Brooks, 2014, p.115).

Un estudio realizado por [Malkiel](#) (1995) recogió datos de los fondos mutuos de acciones entre 1971-1991 en Estados Unidos, para responder a las siguientes preguntas: ¿los rendimientos brutos compensan las comisiones?, ¿qué cantidad de fondos superan su “benchmark”? y ¿existe consistencia en los rendimientos de los fondos mutuos? El resultado del estudio encontró evidencia de que existía consistencia en los rendimientos de los FIC y que había un número considerable de FIC con alfas positivos.

Por otro lado [Malkiel](#) (1995) encuentra evidencia del “fenómeno de la mano caliente” (“hot hand phenomenon” en inglés), el cual afirma que existe consistencia en los retornos de un FIC si han tenido rendimientos positivos en el pasado, al analizar que la mayoría de fondos que obtienen un buen rendimiento inicial continúan teniéndolo en periodos posteriores. [Malkiel](#) (1995) argumenta a favor de este fenómeno afirmando que, por lo menos, “parte del rendimiento de un fondo es en función de la habilidad en lugar de la suerte, por lo que el rendimiento relativo tiende a persistir entre un período y el siguiente” (Bodie, 2014, p.109). También se puede atribuir este fenómeno a la política de inversión y tarifas que manejan los fondos, determinantes a la hora de calcular los rendimientos netos obtenidos por inversionistas como lo sugiere Carhart (1995). Mientras que Grinblatt & Titman (1992), Goetzmann & Ibbotson (1994) y Hendricks, Patel & Zeckhauser (1993) presentaron evidencia que respalda la existencia de este fenómeno. El estudio de Carhart (1995) indica que no existe una clara persistencia en los desempeños positivos, pero sí en los negativos. Elton & Gruber critican los estudios de los FIC presentados a inicios de los años 90, considerando que los resultados obtenidos no eran comparados con el “benchmark” adecuado. Por otro lado se ha señalado que superar el mercado con una gestión activa es algo poco común, y que aun así la mayoría de los gestores asumen que son capaces de lograrlo ([Elton & Gruber](#), 1995).

## 2.2. Estudios académicos en Colombia:

En el caso colombiano, como estudios relacionados pueden mencionarse [Berggrun & Jaramillo](#) (2010), quienes analizaron los rendimientos de los fondos de pensiones colombianos entre los años 2004-2008. Los autores concluyeron que en el periodo estudiado, los fondos de pensiones obligatorias superan a los fondos de pensiones voluntarias, y que los fondos de pensiones voluntarias obtienen un comportamiento inferior al óptimo. Por otro lado, [Cayón, Santo & Roncancio](#) (2010) realizaron una investigación en busca de evidencia que comprobara si era mejor invertir en fondos de pensión privados o por el contrario en ETF. El resultado mostró que de los 30 fondos colombianos estudiados, solo dos fueron capaces de superar el “benchmark”. Los autores sugieren que para un inversionista colombiano es mejor invertir en un ETF administrado pasivamente que en un fondo de pensión privada administrado activamente.

Según [Piedrahita](#) (2012) no se ha evidenciado creación de valor en los fondos colombianos estudiados, manifestado en la inexistencia de alfas positivos durante el periodo de análisis (2006-2011). Una limitación del estudio de [Piedrahita](#) (2012) es que solo evalúa cinco fondos; para nuestro estudio, por el contrario, se abarca 73 fondos de inversión colectiva.

[Laverde & Gómez](#) (2015) y [Astaiza](#) (2014) examinaron el desempeño de los FIC representativos de Colombia. Analizaron ocho y diez fondos, respectivamente. [Laverde & Gómez](#) (2015) extraen los rendimientos diarios de los fondos por un año, mientras que [Astaiza](#) (2014) los toma por casi dos años. Finalmente Laverde & Gómez concluyeron que los fondos presentaron un alfa cercano a cero y demostraron que tienen similares composiciones a las acciones que conforman el Colcap y por consiguiente su gestión es predominantemente pasiva ([Laverde & Gómez](#), 2015). En este trabajo se

ha decidido tomar rendimientos continuos semanales, ya que se dispone de más datos (y por lo tanto más grados de libertad a la hora de realizar inferencia estadística) que utilizando datos mensuales, pero de una manera más manejable que utilizar datos diarios, que pueden tener bastante ruido microestructural (Agudelo, 2014).

### 2.3. Aportes de esta investigación:

Para esta investigación se ha recolectado información de una muestra de 73 FIC enfocados en acciones y administrados por sociedades comisionistas, lo que permite obtener un panorama más amplio del desempeño obtenido por estos. También se han seleccionado tanto FIC con vigencia actual (hasta el 25 de septiembre de 2015) como otros que ya expiraron, para mitigar un posible sesgo de supervivencia (solo analizar FIC que han continuado vigentes).

## 3. Metodología y datos:

### 3.1 Datos y pasos para realizar el análisis cuantitativo:

Los datos proceden de dos fuentes principales: la Superintendencia Financiera de Colombia y Bloomberg ®. A continuación se realizó una regresión con Mínimos Cuadrados Ordinario (MCO) y Regresión por Cuantiles, utilizando datos de series de tiempo de rendimientos continuos semanales porcentuales de 73 fondos de inversión tomados de Bloomberg ®. Todos los fondos se regresaron frente al “benchmark” (para los FIC diversificados el “benchmark” es el índice Colcap). Por otro lado, algunos que invierten en una acción específica (fondos que no buscan diversificación) se regresaron frente a esa acción específica (por ejemplo: Avianca Taca, Ecopetrol, etc.). Con esto se busca evidenciar si el alfa de Jensen es estadísticamente diferente de cero con una prueba t de Student. La tasa de libre de riesgo utilizada es la TIB (Tasa Interbancaria) overnight continua semanal.

También se realizará un análisis de “market timing” para los 73 FIC, añadiendo un tercer coeficiente a la regresión al cual se llamará gamma, tanto por el modelo de efecto cuadrático como con el modelo de variable binaria interactiva. Con esto se busca hallar posible evidencia de esta estrategia en la administración de estos FIC por parte del comisionista.

### 3.2. Definición del modelo:

Para las series de tiempo de los portafolios (FIC y ETF) se estimará el siguiente modelo CAPM con Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO):

$$R_{it} - R_{ft} = \alpha_i + \beta_i (R_{mt} - R_{ft}) + u_{it} \quad [5]$$

Donde:

$R_{it}$  = Rendimiento continuo semanal del portafolio en el día .

$R_{ft}$  = Tasa libre de riesgo disponible en el día semanal continua (Tasa interbancaria Overnight, TIB).

$\alpha_i$  = Alfa del portafolio i.<sup>1</sup>

$\beta_i$  = Beta del portafolio i.

$R_{mt}$  = Rendimiento semanal continuo del proxy del mercado (Colcap) o acción específica a la que está dedicada el portafolio en el periodo t.

$u_{it}$  = Residuo estocástico del portafolio i en el periodo t.

1 Se espera que sea cercana a 0 si los mercados son eficientes según el CAPM.

Para cada portafolio se estimaran los parámetros  $\alpha_i$  y  $\beta_i$ . El nivel de significancia con el que se trabaja es 5%.

### 3.3. Definición del Alfa de Jensen:

El rendimiento en exceso o Alfa ( $\alpha$ ) es una medida de creación de valor para las acciones. Es la diferencia entre el rendimiento exigido por el mercado ( $k$ ) y el rendimiento promedio. El rendimiento exigido por el mercado  $k$  es calculado por medio del modelo CAPM definido por la ecuación:

$$k = R_f + \beta (\bar{R}_m - R_f) \quad [3]$$

Ahora bien, el alfa definido para el rendimiento promedio de cada portafolio  $i$  menos se precisa así:

$$\alpha = \bar{R}_i [R_f + \beta (\bar{R}_m - R_f)] \quad [4]$$

Donde:

$\alpha$  = Alfa de Jensen.

$\beta$  = Beta del portafolio.

$\bar{R}_i$  = Rendimiento promedio del portafolio.

$R_f$  = Tasa libre de riesgo.

$\bar{R}_m$  = Rendimiento promedio del mercado.

El alfa se interpreta según su signo. Si la estimación de  $\alpha_i$  es positiva (negativa) y estadísticamente significativa significa que el portafolio  $i$  ha obtenido, durante el periodo de la muestra, retornos promedio por encima (debajo) del rendimiento de mercado que le correspondería por su nivel de riesgo sistémico (medido por  $\beta_i$ ). Un  $\alpha_i$  estadísticamente no significativa, es decir no diferente de cero, sería lo esperado según la teoría de mercados eficientes (Brooks, 2014).

Es importante calcular el alfa de un portafolio con un “benchmark” representativo para el mismo, y dependiendo de la industria, nación, acción o segmento que se encuentra debe usarse un “benchmark” también adecuado (Elton & Gruber, 1995). Por ejemplo, portafolios de acciones en Colombia emplearán como “benchmark” el Colcap, pero cuando combina acciones de Colombia, Perú y Chile sería más apropiado el S&P MILA Andean 40. En el caso de portafolios dedicados a una sola acción (subdiversificados) se comparan frente a dicha acción.

### 3.4. Pruebas de hipótesis:

Después de correr la regresión en el programa econométrico Eviews 9 ® se realizarán pruebas de hipótesis para los parámetros estimados para cada portafolio  $i$ . Dichas pruebas de hipótesis se llevan a cabo con el estadístico  $t$  con una distribución  $t$  de Student  $n - k$  grados de libertad (donde  $n$  es el número de observaciones semanales de cada FIC y  $k$  es el número de parámetros estimados en la regresión incluyendo el intercepto o alfa).

$$\text{Estadístico } t = \frac{\alpha_{est} - \alpha}{SE(\alpha_{est})} \quad [6]$$

Donde:

$\alpha_{est}$  = Parámetro estimado en la regresión.

$\alpha$  = Valor teórico de la hipótesis nula (para esta investigación es cero).

$SE(\alpha_{est})$  = Error estándar estimado del parámetro.

Para alfa, la hipótesis nula es que este parámetro es igual a o acorde con la hipótesis de mercados eficientes y la hipótesis alternativa es que es diferente de o.

### 3.5. Regresión por cuantiles:

Un método no paramétrico<sup>2</sup> que es menos sensible a estos datos extremos en la muestra es la regresión por cuantiles<sup>3</sup>. Esta técnica estima los coeficientes del modelo mediante métodos numéricos iterativos (por ejemplo, con algoritmo simplex<sup>4</sup>), separando la muestra en un número  $q$  de cuantiles seleccionado por el investigador y estima para cada uno de estos cuantiles los coeficientes de intercepto y pendientes.

Este método es una alternativa óptima frente a otras opciones como probar formas funcionales no lineales en las variables del modelo, para captar alguna relación no lineal entre las variable regresando y las regresoras (como elevar al cuadrado o tomar logaritmos a algunas de las variables), dado que la regresión por cuantiles no implica suponer alguna forma funcional definida para el modelo ajustado; es decir, se da vía libre para formas funcionales más complejas (Brooks, 2014).

Debido a que los rendimientos de los fondos y de otros activos de renta variable no se distribuyen normal frecuentemente y pueden tener muchos datos extremos, se pretende con la regresión por cuantiles estimar la función de mediana condicional (cuantil 50%) del modelo aparte de la función de media condicional con MCO, para verificar si los resultados por ambos métodos son distintos. Esto se debe a que la función de mediana condicional del modelo puede ser muy distinta a la función de media condicional cuando existen muchos rendimientos atípicos. En este trabajo se presenta la regresión por cuantiles como una herramienta paralela para contrastar los resultados de MCO. La regresión por cuantiles es un método de estimación potencialmente menos sesgado que MCO, pero por lo general es menos eficiente al presentar mayor varianza de las estimaciones (Brooks, 2014).

### 3.6. Análisis de “market timing”:

Los gestores pueden conformar sus portafolios de inversión tanto con instrumentos de bajo riesgo (como instrumentos de renta fija de corto plazo emitidos por el gobierno o papeles del mercado de dinero) o en instrumentos financieros más riesgosos como acciones de empresas listadas en bolsa o índices como el Colcap (que se cree solo tiene riesgo sistémico asociado, gracias a la diversificación). Si los administradores de fondos de inversión colectiva tuvieran la capacidad de predecir los movimientos en los precios del mercado (aproximado por el índice Colcap) o el de las acciones a las que están dedicados los fondos de un forma más o menos precisa y sostenida a través del tiempo, ellos aumentarían las participaciones dentro de sus portafolios de estos activos riesgosos cuando tuvieran perspectivas alcistas sobre sus precios y las reducirían, comprando títulos de renta fija, justo antes de que los precios empezaran a bajar, en lo que se conoce como una estrategia de “market timing”. Al hacer esto, se podría observar que el beta (exposición al mercado o al “benchmark” específico) aumentaría cuando el exceso

---

2 Es un método de regresión donde no se hacen supuestos específicos sobre la forma funcional de la esperanza condicional del modelo (Greene, 2012).

3 El Modelo Clásico de Regresión Lineal (MCRL) o Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) proporciona un método sencillo para estimar los parámetros con cálculo diferencial. Si se cumplen los supuestos del Teorema de Gauss-Markov, estos estimadores son los mejores estimadores lineales insesgados (Gujarati, 2010). Sin embargo, de manera similar a cuando se estima la media de un conjunto de datos en lugar de la mediana, la función de media condicional estimada con MCO es sensible a los datos extremos en la muestra (Brooks, 2014).

4 Algoritmo para resolver problemas de programación lineal, originalmente ideado por el matemático estadounidense George Dantzig en 1947. Básicamente trata de hallar el máximo de una función lineal sobre un conjunto de variables, el cual satisface ciertas desigualdades lineales o restricciones (Dantzig, 1987).



de rendimiento del “benchmark” sobre la tasa libre de riesgo fuera positivo, y disminuiría en caso contrario. Para hallar evidencia de esta estrategia se utilizan dos metodologías:

a. Treynor y Mazuy (1966) proponen el siguiente modelo, con efecto cuadrático:

$$R_{it} - R_{ft} = \alpha_i + \beta_i (R_{mt} - R_{ft}) + \gamma_i (R_{mt} - R_{ft})^2 + u_{it} \quad [7]$$

Si el parámetro gamma ( $\gamma_i$ ) resulta ser positivo y estadísticamente significativo a un cierto nivel de confianza preestablecido (95% con distribución de probabilidad t de Student en este caso), el fondo presentaría evidencia de “market timing” positivo, es decir, la exposición al mercado o al “benchmark” (pendiente total) aumenta al aumentar el exceso de rendimiento de este sobre la tasa libre de riesgo. Por otro lado, si gamma es estadísticamente insignificante, se concluye que no hay evidencia de “market timing” (Bodie, 2014). Ahora bien si gamma es negativo y estadísticamente significativo, la conclusión podría ser que el administrador del fondo predice mal los movimientos del “benchmark” y la exposición en tendencias alcistas es menor que en tendencias bajistas, lo que sería ineficiente.

b. Un modelo alternativo es ofrecido por Henriksson y Merton (1981) con variable binaria interactiva:

$$R_{it} - R_{ft} = \alpha_i + \beta_i (R_{mt} - R_{ft}) + \gamma_i (R_{mt} - R_{ft}) * D + u_{it} \quad [8]$$

Donde  $D = 1$  si  $R_{mt} - R_{ft} > 0$ , de lo contrario  $D = 0$ .

Aquí gamma se interpreta de manera idéntica que en el caso anterior, pero se tiene una variable binaria que multiplica a gamma y al exceso del rendimiento del “benchmark” sobre la tasa libre de riesgo, tomando el valor de 1 si este último término es positivo y 0 en caso contrario.

### 3.7. Información general sobre los FIC tomados en la muestra:

A continuación se presenta la [tabla 4.1](#) con los 73 FIC estudiados en este trabajo. La primera columna nos muestra el número del FIC que corresponde a su posición en orden alfabético según el nombre del comisionista y del FIC. En la segunda columna el “benchmark”. Después se presenta el comisionista que administra el FIC (tercera columna), el nombre del FIC (cuarta columna), la fecha de inicio (quinta columna) y la fecha final (sexta columna), que corresponden a las fechas del primer y último precio diario observado para cada FIC. Finalmente, el número de rendimientos observados semanales en la séptima columna. Las observaciones diarias de precios de todos los fondos se extienden desde el 11 de julio de 2005 hasta el 27 de septiembre de 2015, de estas se extraen los rendimientos semanales, tomando los precios de cierre de cada viernes.

**Tabla 3.1 Información General sobre los FIC estudiados.**

Orden	Benchmark	Comisionista	Fondo de Inversión colectiva	Fecha de inicio	Fecha final	Observaciones semanales (n)
1	Colcap	ACCIONES DE COLOMBIA S.A.	5 ACCOACCION	17/09/2005	06/06/2009	193
2	Colcap	ACCIONES Y VALORES	60 ACCIVAL ACCIONES -	26/11/2013	01/03/2015	65
3	Colcap		61 ACCIVAL ACCIONES NACION -	26/11/2013	05/08/2015	93
4	Ecopetrol		65 ACCIVAL ACCIONES ECOPETROL	26/11/2013	05/08/2015	93
5	SP Mila		62 ACCIVAL ACCIONES MILA -	02/12/2013	05/08/2015	92

Orden	Benchmark	Comisionista	Fondo de Inversión colectiva	Fecha de inicio	Fecha final	Observaciones semanales (n)	
6	IGBC	ADCAP	14 CCA.COMPARTIMIENTO INDICE IGBC	01/11/2007	08/01/2015	374	
7	Colcap		58 CCA. COMPARTIMIENTO INDICE COLCAP	01/02/2011	05/08/2015	240	
8	Ecopetrol		80 INVERTIR SELECTIVO - ECOPETROL	16/05/2012	05/08/2015	173	
9	PREC		81 INVERTIR SELECTIVO - PACIFIC RUBIALES	16/05/2012	05/08/2015	173	
10	Bancolombia		82 INVERTIR SELECTIVO - BANCOLOMBIA	10/08/2012	05/08/2015	161	
11	Grupo Sura		83 INVERTIR SELECTIVO - GRUPO SURA	15/05/2012	05/08/2015	173	
12	Nutresa		85 INVERTIR SELECTIVO - GRUPO NUTRESA	16/05/2012	05/08/2015	173	
13	Avianca		87 INVERTIR SELECTIVO - AVIANCATACA	27/08/2012	20/08/2015	158	
14	Cemargos		91 INVERTIR SELECTIVO - CEMENTOS ARGOS	11/10/2012	20/08/2015	152	
15	Inverargos		98 INVERTIR SELECTIVO - INVERARGOS	25/01/2013	20/08/2015	137	
16	Ecopetrol		AFIN	50 ACCIONES - COMPARTIMIENTO ECOPETROL	15/05/2013	05/08/2015	121
17	Colcap			48 COMPARTIMIENTO COLOMBIA	22/12/2011	05/08/2015	194
18	Colcap		ALIANZA VALORES	4 CCA CON PP "ACCIONES"	12/02/2010	20/08/2015	264
19	Colcap		BTG PACTUAL	8 ACCIONES BYR - CLASE DE INVERSIÓN TIPO A	18/08/2010	29/03/2015	240
20	Colcap		CASA DE BOLSA	216 CCA PP MULTIPLUS - COMPARTIMIENTO ACCIONES PLUS	05/07/2011	20/08/2015	220
21	Colcap	221 CCE PREMIUM - COMPARTIMIENTO PREMIUM 90 ACCIONES		06/07/2011	08/06/2012	48	
22	Colcap	COMPAÑÍA DE PROFESIONALES DE BOLSA	790 COMPARTIMIENTO COLOMBIA - CCA VALOR ACCION	09/04/2012	23/08/2015	180	
23	Colcap	CORREDORES DAVIVIENDA	5 ACCION	11/07/2005	20/08/2015	532	
24	Colcap		328 ACCION COMPARTIMIENTO A	15/02/2010	23/08/2015	292	
25	Colcap		329 ACCION COMPARTIMIENTO B	15/02/2010	23/08/2015	292	
26	Colcap		392 CCA PP MULTIACCIÓN	12/09/2011	29/06/2015	197	
27	Ecopetrol		393 CCA PP MULTIACCIÓN - COMPARTIMIENTO ECOPETROL	13/09/2011	23/09/2015	210	
28	Avianca		404 CCA PP MULTIACCION - COMPARTIMIENTO AVIANCA TACA	13/09/2011	23/09/2015	210	
29	Colcap		407 CCA PP MULTIACCION - COMPARTIMIENTO SECTOR FINANCIERO	28/09/2011	23/09/2015	208	
30	Colcap	CREDICORP CAPITAL	420 COMP. SECTOR CONSTRUCCION E INFRAESTRUCTURA - FONDO ABIERTO CON PP MULTIACCION	11/04/2013	23/09/2015	128	
31	Colcap		19677 FONVAL ACCIONES	17/11/2005	28/02/2015	484	
32	Ecopetrol		20232 FONVAL ACCIONES ECOPETROL	06/08/2009	20/08/2015	320	
33	Colcap		21171 CCA FONVAL DINAMICO-COMP FONVAL DINAM ACCIONES	13/11/2013	27/09/2015	178	

Orden	Benchmark	Comisionista	Fondo de Inversión colectiva	Fecha de inicio	Fecha final	Observaciones semanales (n)	
34	Colcap	GLOBAL SECURITIES	51 FIC ABIERTO GLOBAL SECURITIES ACCIONES	24/01/2012	20/08/2015	191	
35	Ecopetrol		52 FIC ABIERTO GLOBAL SECURITIES ACCIONES ECOPEPETROL	25/01/2012	13/07/2015	180	
36	Colcap		50 GLOBAL SECURITIES ACCIONES	01/01/2012	22/02/2015	160	
37	Ecopetrol	HELM	82 CCE POR COMP HELM ACCIONES-CLASE B " HELM ECOPEPETROL"	18/11/2011	30/09/2014	149	
38	Cemargos		87 COMPARTIMENTO CLASE F "HELM CEMARGOS" -	06/05/2013	30/09/2014	72	
39	Colcap	SERFINCO	27 SERFINCO ACCIONES	15/07/2005	21/08/2015	532	
40	Ecopetrol		69 SERFINCO AIC - ECOPEPETROL	16/04/2009	21/08/2015	336	
41	Bancolombia		74 SERFINCO AIC BANCOLOMBIA	19/11/2009	21/08/2015	305	
42	Cemargos		80 COMPARTIMENTO DENOMINADO CEMARGOS	06/03/2010	21/08/2015	277	
43	Colcap		68 SERFINCO AIC - PROMEDIO	16/04/2009	01/09/2015	332	
44	Bancolombia		74 SERFINCO AIC BANCOLOMBIA	19/11/2009	02/09/2015	301	
45	Cemargos		80 COMPARTIMENTO DENOMINADO CEMARGOS	03/06/2010	02/09/2015	273	
46	Grupo Sura		81 COMPARTIMENTO DENOMINADO GRUPOSURA	24/05/2010	02/09/2015	274	
47	ISA		82 COMPARTIMENTO DENOMINADO ISA	17/06/2010	02/09/2015	271	
48	PREC		84 SERFINCO AIC COMPARTIMENTO PACIFIC RUBIALES	01/07/2010	02/09/2015	269	
49	Davivienda		87 SERFINCO AIC - DAVIVIENDA	04/10/2010	02/09/2015	255	
50	Nutresa		104 COMPARTIMENTO AIC NUTRESA	03/11/2011	03/09/2015	199	
51	Grupo Aval		105 COMPARTIMENTO AIC GRUPO AVAL	10/11/2011	02/09/2015	198	
52	Isagen		106 COMPARTIMENTO AIC ISAGEN	17/11/2011	03/09/2015	197	
53	BVC		109 SERFINCO AIC - BVC	28/02/2012	02/09/2015	182	
54	Inveargos		154 SERFINCO AIC - INVERARGOS	13/03/2013	03/09/2015	128	
55	Corficol		155 SERFINCO AIC - CORFICOL	13/03/2013	03/09/2015	128	
56	Colcap			391 ABIERTA CON PACTO DE PERMANENCIA CON COMPARTIMENTOS ULTRACCION	25/08/2009	26/08/2015	313
57	Colcap			392 ULTRACCION RECOMENDADO	28/08/2009	27/09/2015	317
58	Ecopetrol			393 ULTRACCION ECOPEPETROL	25/08/2009	20/08/2015	317
59	Grupo GEA (Colcap)	394 ULTRACCION GRUPO GEA		31/08/2009	20/08/2015	316	
60	Grupo Aval	449 ULTRACCION GRUPO AVAL		02/02/2012	20/08/2015	190	
61	ETB	450 ULTRACCION ETB		09/02/2012	20/08/2015	189	
62	EEB	451 ULTRACCION EEB		06/01/2012	20/08/2015	189	
63	PREC	452 ULTRACCION PREC		02/02/2012	31/07/2015	190	
64	Avianca Taca	453 ULTRACCION AVIANCA TACA		08/02/2012	31/07/2015	189	

Orden	Benchmark	Comisionista	Fondo de Inversión colectiva	Fecha de inicio	Fecha final	Observaciones semanales (n)
65	Ecopetrol	ULTRABURSATILES	454 ULTRACCION ECOPEPETROL II	30/01/2012	20/08/2015	190
66	ISA		455 ULTRACCION ISA	05/03/2012	20/08/2015	185
67	Isagen		456 ULTRACCION ISAGEN	09/03/2012	20/08/2015	185
68	Nutresa		457 ULTRACCION NUTRESA	29/02/2012	20/08/2015	186
69	Grupo Sura		458 ULTRACCION GRUPO SURA	29/02/2012	20/08/2015	186
70	Ecopetrol	VALORALTA S.A. COMISIONISTA DE BOLSA	5 MIDAS ACCIONES DE ECOPEPETROL	12/04/2009	12/08/2015	329
71	Colcap	VALORES BANCOLOMBIA	592 VALORES BANCOLOMBIA ACCIONES	05/12/2011	23/08/2015	198
72	Colcap		593 COMPARTIMENTO MERCADO COLOMBIANO -	05/12/2011	23/08/2015	198
73	Ecopetrol		618 COMPARTIMENTO CONCENTRADO ECOPEPETROL -	29/08/2012	09/12/2014	118

Calculando las estadísticas descriptivas de los rendimientos continuos de los 73 fondos estudiados, se observó que 60 (82.19%) tienen coeficientes de asimetría negativos y 13 (17.81%) positivos. Con lo que se corrobora que la mayoría de los rendimientos de estos fondos (netos de costos de administración y transacción) tienen sesgos negativos. También, todos son leptocúrticos (colas pesadas, mayor probabilidad de datos extremos que para una distribución de probabilidad normal) como es común en la mayoría de las series financieras.

#### 4. Resultados:

Las regresiones correspondientes a los rendimientos para cada FIC se realizaron en el programa econométrico Eviews 9<sup>®</sup>. Se utilizó el estimador de los errores estándar de Newey-West en el caso de las regresiones con MCO, ya que este corrige tanto para heterocedasticidad como autocorrelación, y es adecuado con muestras grandes (Gujarati, 2011). También se hace un análisis de “market timing” añadiendo un tercer parámetro (gamma) estimado por medio de dos métodos: el modelo con efecto cuadrático de Treynor y Mazuy, y el modelo con variable binaria interactiva de Henriksson y Merton (Bodie, 2014).

##### 4.1. Regresión por MCO de los FIC frente al activo de referencia (modelo CAPM):

En la [tabla 4.2](#) se muestran los resultados de la regresión de los rendimientos continuos (en exceso sobre la tasa libre de riesgo) de los FIC, sobre los rendimientos continuos (en exceso) de las acciones de sus respectivos “benchmark”. Se han obtenido los respectivos alfas y se ha hecho inferencia estadística mediante la distribución de probabilidad t de Student con n - 2 grados de libertad. El nivel de significancia elegido es 5%.

**Tabla 4.1. Regresión de los FIC por MCO (estimación de los alfas).**

Ho: alfa=0, (nivel de confianza al 95%, distribución t de Student con n-2 grados de libertad)

Orden	Benchmark	alfa	p valor	Decisión	Conclusión	alfa anual (%)	R cuadrado
1	Colcap	-0.15	0.14	No rechazo Ho	.	-7.73	0.5748
2	Colcap	-0.08	0.24	No rechazo Ho	.	-4.34	0.8346
3	Colcap	0.01	0.80	No rechazo Ho	.	0.66	0.9092
4	Ecopetrol	-0.15	0.10	No rechazo Ho	.	-7.66	0.8982

Ho: alfa=0, (nivel de confianza al 95%, distribución t de Student con n-2 grados de libertad)

Orden	Benchmark	alfa	p valor	Decisión	Conclusión	alfa anual (%)	R cuadrado
5	SP Mila	-0.05	0.43	No rechazo Ho	.	-2.50	0.8426
6	IGBC	-0.02	0.49	No rechazo Ho	.	-1.01	0.9427
7	Colcap	0.03	0.25	No rechazo Ho	.	1.67	0.9721
8	Ecopetrol	-0.06	0.41	No rechazo Ho	.	-3.03	0.9502
9	PREC	-0.15	0.15	No rechazo Ho	.	-7.82	0.9703
10	Bancolombia	-0.03	0.40	No rechazo Ho	.	-1.72	0.9635
11	Grupo Sura	-0.07	0.00	Rechazo Ho	Destruye valor	-3.49	0.9978
12	Nutresa	-0.06	0.00	Rechazo Ho	Destruye valor	-3.23	0.9988
13	Avianca Taca	-0.03	0.36	No rechazo Ho	.	-1.74	0.9687
14	Cemargos	-0.02	0.84	No rechazo Ho	.	-0.97	0.6240
15	Inverargos	-0.05	0.00	Rechazo Ho	Destruye valor	-2.35	0.9990
16	Ecopetrol	-0.13	0.12	No rechazo Ho	.	-7.01	0.9606
17	Colcap	0.05	0.34	No rechazo Ho	.	2.79	0.8111
18	Colcap	-0.05	0.23	No rechazo Ho	.	-2.47	0.8757
19	Colcap	0.01	0.89	No rechazo Ho	.	0.36	0.8619
20	Colcap	-0.01	0.81	No rechazo Ho	.	-0.40	0.8809
21	Colcap	0.07	0.46	No rechazo Ho	.	3.44	0.7200
22	Colcap	0.00	0.94	No rechazo Ho	.	0.09	0.9696
23	Colcap	-0.06	0.03	Rechazo Ho	Destruye valor	-3.02	0.9325
24	Colcap	-0.01	0.73	No rechazo Ho	.	-0.33	0.9728
25	Colcap	0.02	0.58	No rechazo Ho	.	1.11	0.9025
26	Colcap	0.00	0.92	No rechazo Ho	.	0.25	0.8025
27	Ecopetrol	-0.06	0.19	No rechazo Ho	.	-3.28	0.9320
28	Avianca Taca	-0.04	0.04	Rechazo Ho	Destruye valor	-2.10	0.9906
29	Colcap	0.08	0.27	No rechazo Ho	.	3.96	0.5793
30	Colcap	0.20	0.01	Rechazo Ho	Crea valor	10.32	0.7653
31	Colcap	-0.04	0.21	No rechazo Ho	.	-1.96	0.9167
32	Ecopetrol	-0.11	0.03	Rechazo Ho	Destruye valor	-5.55	0.9377
33	Colcap	0.17	0.01	Rechazo Ho	Crea valor	8.84	0.7537
34	Colcap	0.03	0.41	No rechazo Ho	.	1.75	0.8723
35	Ecopetrol	-0.09	0.19	No rechazo Ho	.	-4.93	0.9087
36	Colcap	-0.04	0.45	No rechazo Ho	.	-2.29	0.6617
37	Ecopetrol	-0.08	0.69	No rechazo Ho	.	-4.08	0.2605
38	Cemargos	0.14	0.31	No rechazo Ho	.	7.11	0.5064

Ho: alfa=0, (nivel de confianza al 95%, distribución t de Student con n-2 grados de libertad)

Orden	Benchmark	alfa	p valor	Decisión	Conclusión	alfa anual (%)	R cuadrado
39	Colcap	-0.02	0.63	No rechazo Ho	.	-0.87	0.9044
40	Ecopetrol	-0.06	0.12	No rechazo Ho	.	-3.38	0.9497
41	Bancolombia	-0.05	0.01	Rechazo Ho	Destruye valor	-2.51	0.9626
42	Cemargos	-0.02	0.69	No rechazo Ho	.	-1.07	0.7436
43	Colcap	-0.08	0.25	No rechazo Ho	.	-4.41	0.6603
44	Bancolombia	-0.05	0.01	Rechazo Ho	Destruye valor	-2.58	0.9626
45	Cemargos	-0.04	0.45	No rechazo Ho	.	-1.97	0.7685
46	Grupo Sura	-0.02	0.65	No rechazo Ho	.	-1.24	0.6356
47	ISA	-0.05	0.00	Rechazo Ho	Destruye valor	-2.55	0.9940
48	PREC	-0.11	0.00	Rechazo Ho	Destruye valor	-5.70	0.9973
49	Davivienda	-0.04	0.02	Rechazo Ho	Destruye valor	-2.17	0.9872
50	Nutresa	-0.04	0.00	Rechazo Ho	Destruye valor	-1.96	0.9978
51	Grupo Aval	-0.05	0.00	Rechazo Ho	Destruye valor	-2.71	0.9954
52	Isagen	-0.04	0.26	No rechazo Ho	.	-2.08	0.9634
53	BVC	-0.06	0.13	No rechazo Ho	.	-2.96	0.9603
54	Inveargos	-0.07	0.02	Rechazo Ho	Destruye valor	-3.45	0.9707
55	Corficol	-0.04	0.25	No rechazo Ho	.	-2.03	0.8638
56	Colcap	-0.02	0.72	No rechazo Ho	.	-0.98	0.7576
57	Colcap	-0.05	0.29	No rechazo Ho	.	-2.61	0.7482
58	Ecopetrol	-0.04	0.40	No rechazo Ho	.	-2.12	0.8840
59	Grupo GEA (Colcap)	0.04	0.47	No rechazo Ho	.	1.94	0.7798
60	Grupo Aval	-0.02	0.37	No rechazo Ho	.	-1.23	0.9664
61	ETB	-0.13	0.00	Rechazo Ho	Destruye valor	-6.89	0.9351
62	EEB	-0.04	0.31	No rechazo Ho	.	-2.30	0.9301
63	PREC	-0.12	0.06	No rechazo Ho	.	-6.51	0.9868
64	Avianca Taca	-0.04	0.03	Rechazo Ho	Destruye valor	-1.95	0.9947
65	Ecopetrol	-0.05	0.51	No rechazo Ho	.	-2.47	0.9340
66	ISA	-0.05	0.04	Rechazo Ho	Destruye valor	-2.81	0.9869
67	Isagen	-0.01	0.71	No rechazo Ho	.	-0.78	0.9269
68	Nutresa	-0.01	0.68	No rechazo Ho	.	-0.41	0.9842
69	Grupo Sura	0.07	0.49	No rechazo Ho	.	3.83	0.5177
70	Ecopetrol	-0.08	0.07	No rechazo Ho	.	-4.40	0.9447
71	Colcap	0.11	0.00	Rechazo Ho	Crea valor	5.71	0.9087
72	Colcap	0.11	0.00	Rechazo Ho	Crea valor	5.67	0.9094
73	Ecopetrol	-0.13	0.00	Rechazo Ho	Destruye valor	-7.01	0.9384

En la columna de decisión se rechaza o no la hipótesis nula de que el alfa es igual a 0, lo último se interpretaría como que el fondo en promedio no ha creado ni destruido valor al compararlo con su “benchmark”. En la columna de conclusión se muestra si crea o destruye valor. En la [tabla 4.3](#) se muestra que para 22 fondos se rechaza la hipótesis nula y para 51 no se rechaza la hipótesis nula. Es decir, 22 fondos crean o destruyen valor mientras que los otros 51 tienen alfas no significativos.

De los que tienen alfas significativos, 4 crean valor (5.5% del total de fondos analizados) y 18 destruyen valor (24.7% de los fondos analizados). Si un fondo destruye valor puede atribuirse a los costos de transacción y administración en los que incurre el inversor. Estos costos se traducen en deducciones diarias (incluyendo fines de semana, por lo general) que realiza el comisionista, y que al final terminan generando un rendimiento menor para el inversor del que hubiera obtenido en promedio si hubiera invertido directamente en el “benchmark” (ignorando, no obstante, los costos de transacción de invertir en el “benchmark” directamente en el mercado bursátil).

Como el alfa se obtuvo a partir de rendimientos continuos semanales porcentuales, para obtener el alfa anual continuo simplemente se multiplica el alfa semanal por 52.14, que es aproximadamente el número de semanas que hay en un año. En la [tabla 4.2](#) se presenta el alfa anual porcentual: por ejemplo, si este es -3, significa que en promedio el rendimiento anual neto del FIC es 300 puntos básicos menor al rendimiento promedio anual ajustado al riesgo que se obtendría según el modelo CAPM, comparando el FIC con su activo de referencia, lo que interpretaría como el costo promedio anual de administración y transacciones del FIC para el inversor.

Por otro lado, podemos observar que los R cuadrado son en su mayoría altos, indicando una bondad de ajuste lineal adecuada entre la variable dependiente y las independientes en el modelo CAPM. Sin embargo, los R cuadrado altos son comunes en las series de tiempo, lo que en ocasiones puede dar como resultado relaciones espurias ya que puede ser que las series de precios aumentan a través del tiempo, y por lo tanto sus rendimientos sean positivos ([Gujarati, 2011](#)). Por otro lado, hay algunos R cuadrado especialmente bajos: los de los FIC 14 y 37 que dicen invertir en Cementos Argos y Ecopetrol, pero tienen R cuadrados de 0.6240 y 0.2605, respectivamente.

**Tabla 4.2 Resumen regresión por MCO (modelo CAPM).**

Decisión	No. De FICs	Participación porcentual respecto al total de FICs (73)
Rechazo Ho	22	30.14%
No rechazo Ho	51	69.86%
Crea valor (Dado que se rechazó Ho)	4	5.48%
Destruye valor (Dado que se rechazó Ho)	18	24.66%

#### 4.2. Regresión por cuantiles de los FIC frente al activo de referencia (modelo CAPM):

En la [tabla 4.5](#) se muestra el resumen de los resultados de la regresión por cuantiles de los rendimientos continuos (en exceso sobre la tasa libre de riesgo) de los FIC, sobre los rendimientos continuos (en exceso) de las acciones de sus respectivos “benchmark”. Para ahorrar espacio, no se presentará una tabla completa como en el caso de la regresión con MCO.

Al realizar la regresión por cuantiles con cuantil = 50% se ha estimado la función de mediana condicional en contraposición a la función de media condicional que se obtiene con MCO. Con esto

se espera obtener resultados que son menos sensibles a los datos extremos en la muestra, que son comunes en finanzas. La regresión por cuantiles se utiliza como comparación frente a MCO (prueba de robustez), observando que tan diferente son ambos resultados dada la posible presencia de datos extremos que pueden afectar la estimación por MCO.

La tabla muestra que los resultados son bastante diferentes en este caso. Hay 30 FIC para los que no se rechaza la hipótesis nula, y por lo tanto no hay evidencia ni de creación ni destrucción de valor al 95% de confianza, en comparación con 51 FIC en el caso de MCO. Con la regresión por cuantiles, ahora hay 43 FIC con alfas significativas, de los que 42 destruyen valor y solo uno crea valor (el mismo fondo número 33) cuyo “benchmark” es el Colcap, pero que tiene un R cuadrado y un Seudo-R cuadrado relativamente modestos, 0.7537 y 0.4869, respectivamente.

Se puede concluir que en general las alfas estimadas con regresión con cuantiles son más negativas que las estimadas con MCO, y debido a que la regresión por cuantiles estima la función de mediana condicional y MCO la función de media condicional como ya se había mencionado, entonces al mitigar el efecto de rendimientos extremos en la muestra (tanto negativos como positivos) las alfas tienden a ser más negativas con la regresión con cuantiles (señal de que las distribuciones de los rendimientos de los FIC pueden tener sesgos negativos), los estadísticos t se tornan más negativos igualmente, y por lo tanto es más factible rechazar la hipótesis nula con la distribución t de Student y afirmar que el fondo destruye valor.

**Tabla 4.3 Resumen regresión por cuantiles (modelo CAPM).**

Decisión	No. De FICs	Participación porcentual respecto al total de FICs (73)
Rechazo Ho	43	58.90%
No rechazo Ho	30	41.10%
Crea valor (Dado que se rechazó Ho)	1	1.37%
Destruye valor (Dado que se rechazó Ho)	42	57.53%

#### 4.3 Regresión por MCO con efecto cuadrático para hallar evidencia de “market timing”:

A continuación se muestra los resultados de la estimación del parámetro gamma para los FIC de acuerdo con el modelo de efecto cuadrático de Treynor y Mazuy (ver [sección 3.5.a](#)). Para 63 FIC (86.30% del total), el gamma es estadísticamente no significativo, con lo que concluye que no hay evidencia estadística de “market timing” de acuerdo con este modelo. Para cuatro FIC (5.48% del total) hay evidencia de “market timing” positivo ya que tienen gammas positivos y estadísticamente significativos. Estas son los fondos 2 y 71 que tienen como “benchmark” el Colcap, y los fondos 35 y 38 que tienen como “benchmarks” a Ecopetrol y Cemargos, respectivamente. Los fondos 2 y 35 tienen alfas negativos, mientras que los fondos 38 y 71 tienen alfas positivos de acuerdo con la regresión que se realizó por MCO en la [sección 4.2](#). De esta manera, podemos inferir que al menos parte del alfa positivo de los fondos 38 y 71 se deriva de una implementación adecuada del “market timing”. Para 6 FIC (8.22% del total) el gamma es negativo y estadísticamente significativo, es decir, con evidencia de posible “market timing” ineficiente. Son los fondos 17, 29, 31, 49, 63 y 64.



**Tabla 4.4 Regresión para obtener gammas de los 73 FIC según el modelo de efecto cuadrático por MCO.**

Ho: gamma=0 (Nivel de confianza al 95%, distribución t de Student con n-3 grados de libertad)

Orden	Benchmark	gamma	valor p	Decisión	Conclusión	R cuadrado
1	Colcap	-0.0028	0.63	No rechazo Ho	.	0.5790
2	Colcap	0.0150	0.03	Rechazo Ho	M.T. positivo	0.8434
3	Colcap	0.0041	0.54	No rechazo Ho	.	0.9095
4	Ecopetrol	0.0024	0.68	No rechazo Ho	.	0.8987
5	SP Mila	-0.0048	0.70	No rechazo Ho	.	0.8433
6	IGBC	0.0001	0.93	No rechazo Ho	.	0.9427
7	Colcap	0.0112	0.37	No rechazo Ho	.	0.9738
8	Ecopetrol	-0.0011	0.49	No rechazo Ho	.	0.9503
9	PREC	-0.0009	0.25	No rechazo Ho	.	0.9720
10	Bancolombia	-0.0040	0.06	No rechazo Ho	.	0.9639
11	Grupo Sura	-0.0001	0.93	No rechazo Ho	.	0.9978
12	Nutresa	0.0000	0.95	No rechazo Ho	.	0.9988
13	Avianca Taca	0.0019	0.48	No rechazo Ho	.	0.9691
14	Cemargos	0.0077	0.25	No rechazo Ho	.	0.6277
15	Inverargos	-0.0006	0.14	No rechazo Ho	.	0.9990
16	Ecopetrol	-0.0003	0.84	No rechazo Ho	.	0.9606
17	Colcap	-0.0217	0.00	Rechazo Ho	M.T. negativo	0.8185
18	Colcap	0.0026	0.64	No rechazo Ho	.	0.8758
19	Colcap	-0.0153	0.06	No rechazo Ho	.	0.8656
20	Colcap	-0.0023	0.68	No rechazo Ho	.	0.8811
21	Colcap	0.0060	0.49	No rechazo Ho	.	0.7217
22	Colcap	-0.0036	0.30	No rechazo Ho	.	0.9698
23	Colcap	0.0007	0.80	No rechazo Ho	.	0.9326
24	Colcap	-0.0050	0.06	No rechazo Ho	.	0.9732
25	Colcap	-0.0046	0.36	No rechazo Ho	.	0.9029
26	Colcap	-0.0072	0.41	No rechazo Ho	.	0.8034
27	Ecopetrol	0.0079	0.15	No rechazo Ho	.	0.9369
28	Avianca Taca	0.0012	0.48	No rechazo Ho	.	0.9908
29	Colcap	-0.0250	0.00	Rechazo Ho	M.T. negativo	0.5922
30	Colcap	0.0162	0.17	No rechazo Ho	.	0.7688
31	Colcap	-0.0026	0.03	Rechazo Ho	M.T. negativo	0.9175
32	Ecopetrol	-0.0037	0.13	No rechazo Ho	.	0.9384
33	Colcap	0.0047	0.43	No rechazo Ho	.	0.7540
34	Colcap	0.0051	0.59	No rechazo Ho	.	0.8728
35	Ecopetrol	0.0101	0.00	Rechazo Ho	M.T. positivo	0.9161
36	Colcap	0.0068	0.38	No rechazo Ho	.	0.6624
37	Ecopetrol	-0.0139	0.35	No rechazo Ho	.	0.2627
38	Cemargos	0.0214	0.01	Rechazo Ho	M.T. positivo	0.5219
39	Colcap	0.0030	0.30	No rechazo Ho	.	0.9054
40	Ecopetrol	-0.0013	0.53	No rechazo Ho	.	0.9498
41	Bancolombia	-0.0020	0.36	No rechazo Ho	.	0.9627
42	Cemargos	0.0074	0.18	No rechazo Ho	.	0.7463
43	Colcap	-0.0097	0.31	No rechazo Ho	.	0.6612
44	Bancolombia	-0.0021	0.33	No rechazo Ho	.	0.9627
45	Cemargos	0.0068	0.22	No rechazo Ho	.	0.7708
46	Grupo Sura	0.0049	0.29	No rechazo Ho	.	0.6362
47	ISA	-0.0005	0.22	No rechazo Ho	.	0.9941
48	PREC	0.0005	0.16	No rechazo Ho	.	0.9977
49	Davienda	-0.0017	0.01	Rechazo Ho	M.T. negativo	0.9873
50	Nutresa	0.0006	0.44	No rechazo Ho	.	0.9978
51	Grupo Aval	-0.0010	0.12	No rechazo Ho	.	0.9955
52	Isagen	-0.0001	0.95	No rechazo Ho	.	0.9634
53	BVC	0.0006	0.78	No rechazo Ho	.	0.9603

Ho:  $\gamma=0$  (Nivel de confianza al 95%, distribución t de Student con n-3 grados de libertad)

Orden	Benchmark	gamma	valor p	Decisión	Conclusión	R cuadrado
54	Inveargos	-0.0008	0.73	No rechazo Ho	.	0.9708
55	Corficol	0.0066	0.52	No rechazo Ho	.	0.8640
56	Colcap	-0.0095	0.33	No rechazo Ho	.	0.7590
57	Colcap	-0.0111	0.12	No rechazo Ho	.	0.7506
58	Ecopetrol	0.0027	0.37	No rechazo Ho	.	0.8845
59	Grupo Gea (Colcap)	0.0027	0.71	No rechazo Ho	.	0.7799
60	Grupo Aval	-0.0015	0.50	No rechazo Ho	.	0.9665
61	ETB	-0.0063	0.20	No rechazo Ho	.	0.9366
62	EEB	-0.0006	0.75	No rechazo Ho	.	0.9301
63	PREC	-0.0010	0.00	Rechazo Ho	M.T. negativo	0.9891
64	Avianca Taca	-0.0021	0.02	Rechazo Ho	M.T. negativo	0.9951
65	Ecopetrol	0.0015	0.52	No rechazo Ho	.	0.9341
66	ISA	-0.0002	0.82	No rechazo Ho	.	0.9869
67	Isagen	0.0049	0.32	No rechazo Ho	.	0.9281
68	Nutresa	0.0035	0.29	No rechazo Ho	.	0.9846
69	Grupo Sura	0.0205	0.36	No rechazo Ho	.	0.5265
70	Ecopetrol	-0.0015	0.29	No rechazo Ho	.	0.9448
71	Colcap	0.0106	0.02	Rechazo Ho	M.T. positivo	0.9107
72	Colcap	0.0100	0.05	No rechazo Ho	.	0.9112
73	Ecopetrol	0.0070	0.42	No rechazo Ho	.	0.9414

**Tabla 4.5 Resumen estimación de gamma con efecto cuadrático.**

Decisión	No. De FICs	Participación porcentual respecto al total de FICs (73)
Rechazo Ho	10	13,70%
No rechazo Ho	63	86,30%
M.T. positivo (Dado que se rechazó Ho)	4	5,48%
M.T. negativo (Dado que se rechazó Ho)	6	8,22%

#### 4.4. Regresión por MCO con variable binaria interactiva para hallar evidencia de “market timing”:

Ahora se presenta el resumen de los resultados con el modelo de variable binaria interactiva de Henriksson y Merton (ver [sección 3.5.b](#)) para hallar evidencia de “market timing”. Debido a que este modelo es una prueba de robustez al anterior no se presentará la tabla de resultados completa sino solo el resumen. En este caso, para 62 FIC (84.93% del total) los gammas son estadísticamente no significativos. Para 5 FIC (6.85% del total) los gammas son positivos y significativos con lo cual se ha hallado evidencia de “market timing” positivo. Estos FIC son los número 27, 35, 38, 71 y 72, con “benchmarks” Ecopetrol, Ecopetrol, Cemargos, Colcap y Colcap, respectivamente. En comparación con el modelo anterior, el modelo de variable binaria interactiva parece confirmar el “market timing” positivo en los fondos 35, 38 y 71. Sin embargo, ahora los fondos 27 y 71 presentan evidencia, mientras que el número 2 ya no lo hace. Hay 6 fondos (8.22%) con evidencia de “market timing” negativo, donde los fondos 17, 29, 31 y 63 son confirmados por ambos modelos, y ahora los fondos 19 y 24 tienen esta característica según el modelo de variable binaria interactiva.

**Tabla 4.6 Resumen estimación de gamma con variable binaria interactiva.**

Decisión	No. De FICs	Participación porcentual respecto al total de FICs (73)
Rechazo Ho	11	15,07%
No rechazo Ho	62	84,93%
M.T. positivo (Dado que se rechazó Ho)	5	6,85%
M.T. negativo (Dado que se rechazó Ho)	6	8,22%

## 5. Recomendaciones:

Los FIC han tomado un papel fundamental en las finanzas personales de los ciudadanos colombianos, impulsados en definitiva por los decretos 2175 de 2007 y 2555 de 2010. Sin embargo, el mercado cada vez más complejo exige mejoras en la supervisión, control y presentación de información por parte de los gestores de fondos, que en definitiva mejorará la eficiencia del mercado al generar transparencia y confianza para los inversionistas.

A lo largo del proceso de investigación hemos evidenciado una carencia respecto a la disponibilidad y facilidad de adquirir los datos pertinentes para un inversionista de estos instrumentos. Los datos que presenta la página de la Superintendencia Financiera no son fácilmente descargables y se convierte en un proceso tedioso la extracción de dichos datos tras copiar y pegar cientos de páginas de información. Por otro lado, percibimos la ausencia indicadores como la calificación de riesgo que tenga el fondo o su claridad en la política de inversión. A este respecto, [Ramírez](#) (2012, p.36) afirma que: “[...] esta futura reforma normativa debería buscar también una armonización del mercado colombiano de fondos de inversión colectiva y los mercados internacionales, es decir, que se estandarice el lenguaje y la clasificación de los fondos de inversión”.

Por los motivos anteriores, comprendiendo la importancia de monitorear la gestión de los FIC y la baja creación de valor por algunos de estos en Colombia, sugerimos la creación de una entidad privada que se encargue de monitorear y presentar la información en tiempo real, similar a la firma investigadora Morningstar, Inc., la cual es reconocida por crear soluciones de inversión personalizadas de modo que los inversionistas tienen los instrumentos y datos necesarios para llevar a cabo sus operaciones.

### 5.1 Propuesta para mejorar acceso a información sobre fondos de inversión colectiva para el inversionista.

El inversor en FIC se ve obligado a confiar en que el gestor realice un adecuado manejo del mismo. Sin embargo, observando el desempeño histórico se puede tener una idea de cuál es el fondo que está generando más valor. La respuesta para ello en Estados Unidos ha sido el desarrollo de negocios de información como el ofrecido por Morningstar Inc., que permite llevarle seguimiento al desempeño de estos fondos, y compararlos según varias métricas. En aras de la brevedad, a continuación se resume el análisis realizado que justifica la propuesta de esta entidad.

**Tabla 5.1 Esquema resumen de la propuesta de una entidad que proporcione información.**

Resumen de la propuesta de Entidad que publique información sobre FIC	
Problema al cual se dirige la propuesta	Carencia de información que permita comparar el desempeño de FIC.
Hipótesis del surgimiento del problema	<ul style="list-style-type: none"> <li>Falta de educación financiera a los inversionistas locales que finalmente los disuade de exigir información que no comprenden o no ven necesaria.</li> <li>Problema de coordinación, por el cual se debe asignar a una entidad (existente o nueva) la labor de presentar los resultados de los fondos, y venderlos a particulares o al gobierno.</li> </ul>
Propuesta	Entidad privada que presente información de los fondos de inversión colectiva en una página web que permita interactuar, comparar, analizar indicadores y más.
Por qué es importante	<p>Es fundamental que los fondos presenten información que facilite los análisis y lectura de los inversionistas, reducir el tiempo que toma calcular indicadores como la razón de Sharpe, de Treynor y el Alfa de Jensen y permitir comparaciones entre fondos y "benchmarks"; además de poder interactuar con la información presentada ya sea vía online o descargándola.</p> <p>En suma, con esto se promovería la competencia transparente y la exigencia por parte de los inversionistas de un desempeño óptimo a sus fondos para finalmente obtener rendimientos con alfas positivos.</p>
¿Cómo hacerlo más transparente para la gente?	<ul style="list-style-type: none"> <li>Presentar rendimientos comparados con los del mercado y entre los mismos fondos.</li> <li>Exhibir indicadores como la razón de Sharpe, de Treynor y Alfa de Jensen.</li> <li>Compartir los rendimientos y volatilidad histórica, pudiendo interactuar con dichos datos.</li> </ul>
Beneficios para las partes	<p><b>Ciente:</b> Obtiene con mayor facilidad y rapidez información relevante de los FIC. Mayor competencia entre administradores conlleva a mejor desempeño y menores costos de administración.</p> <p><b>Administradora de FIC (Comisionista, Fiduciaria o SAI).</b> Mayor claridad y transparencia a la información que se traduce en aumento a la confianza dentro del mercado de capitales. Mayor demanda por las FIC, proveniente de clientes de cuentas de ahorro, CDT y otros.</p> <p><b>Regulador:</b> Mayor efectividad en su labor de regulación e información, al delegar esta función de reporte de rendimientos de la FIC, pero monitoreando esta institución. Se promueve mayor competencia entre administradores.</p> <p><b>Entidad que provea la información:</b> Obtendrá remuneración por medio de cuentas Premium, por presentar información. Alternativamente, sus servicios podrían ser patrocinados por el gobierno.</p>
Otros beneficios	<p>Promovería la investigación e interés por parte de estudiantes e investigadores.</p> <p>Favorecería la eficiencia del mercado de capitales.</p>

De otro lado, consistente con los programas de educación financiera del gobierno nacional, será un paso importante en la accesibilidad y profundización del mercado financiero que existan servicios de información sobre FIC, ya sean públicos o privados. Dado que las tasas de ahorro ofrecidas por los bancos comerciales son particularmente bajas en Colombia, los inversores podrían tener excelentes oportunidades en los FIC o los ETF. Sin embargo, esto precisa además de un entendimiento suficiente de cómo operan estos fondos y que la información específica sea provista al inversor de manera clara y precisa.

Morningstar Inc. ofrece una amplia gama de información personalizada para sus clientes, indicadores de rentabilidad como razones de Treynor y Sharpe o el alfa de Jensen, con explicaciones adjuntas que facilitan su interpretación a inversores sin un conocimiento financiero profundo. Los inversores deben pagar un precio por este servicio privado, pero les da la oportunidad de obtener información detallada sobre muchas inversiones en las puedan incurrir y a la larga les ahorraría muchos gastos en asesorías

con intermediarios financieros, teniendo acceso a un solo servicio que les provee de información útil sobre muchos instrumentos financieros. De esta manera, y como conclusión, proponemos la creación de una entidad privada, similar al modelo de negocio de MorningStar Inc., que incentive la eficiencia y transparencia del mercado. Al ofrecer información transparente, publicando datos e indicadores de cada una de ellas, se incentiva la competencia entre los administradores para gestionar de manera eficiente los recursos confiados en los FIC.

## 6. Conclusiones:

Después de realizar el análisis cuantitativo, se pueden extraer estas conclusiones generales:

- Los alfas son en la mayoría de los casos estadísticamente no significativas al utilizar MCO. Igualmente la probabilidad de que un FIC logre superar en rendimiento al activo de referencia o “benchmark” es baja en este caso (como es esperarse según la teoría de los mercados eficientes).
- Al realizar la regresión por cuantiles se observa que la distribución de probabilidad leptocúrtica y sesgada negativamente de la mayoría de los fondos, producen estimaciones de los alfas medianos más negativas y donde es más probable rechazar la hipótesis nula, concluyendo que se destruye valor más frecuentemente frente al “benchmark”. Esto es de esperarse ya que los fondos cobran comisiones que representan diferencias notables con el rendimiento libre de comisiones del “benchmark”.
- Se obtuvieron R cuadrados altos para la mayoría de las regresiones, sugiriendo una buena bondad de ajuste lineal.
- La evidencia de “market timing” positivo es escasa igualmente, lo que es de esperarse dada la dificultad considerable que representaría para un administrador de un fondo lograr predecir cambios de tendencia en el “benchmark” con tal precisión.
- Se constató que la información disponible para los inversores de estos fondos es dispersa y, por lo tanto, puede generar problemas para que los inversores tomen las mejores decisiones dada la asimetría en información que puede existir con respecto a los administradores de estos fondos. Los inversores necesitan de medidas claras de evaluación de desempeño, que puede ser proveída por una compañía especializada.

## Referencias

- Agudelo, D., (2014). *Inversiones en renta variable*. Medellín, Colombia: Fondo Editorial Universidad EAFIT.
- Astaiza Gómez, I., (2014). *Evaluación del desempeño condicional de carteras colectivas con inversión en acciones locales administradas por sociedades colombianas entre enero de 2011 y agosto de 2013*. Universidad EAFIT.
- Berggrun, L. & Jaramillo, F. (2010). *Evaluación, selección de activos y conformación de portafolios aplicados a los fondos de pensiones en Colombia*. Estudios Gerenciales, (117, Z., Kane A. & Marcus, A., (2014). *Investments*. 10ma ed. Nueva York: McGraw-Hill Education.
- Bodie, Kane & Marcus. (Ed. 10). (2014). *Investments*. Nueva York: McGraw-Hill Education.
- Brooks, C., (2014). *Introductory Econometrics for Finance*. 3ra ed. Reino Unido: Cambridge University Press.

- Cayón Fallón, E., Santo Rojas, T. R. D. & Roncancio Peña, C. (2010). *Evidence of active management of private voluntary pension funds in Colombia: a performance analysis using proxy ETFs*. ESTUDIOS GERENCIALES & ESTUDIOS GERENCIALES, 26(115), 13-38.
- Davino, C., Furno, M. & Vistocco, D., (2014). 'A visual introduction to quantile regression'. *Quantile Regression: Theory and Applications*. 1ra ed. Reino Unido: John Wiley & Sons, Ltd, p. 1-21.
- Elton, Edwin J., Martin J. Gruber, Sanjiv Das, and Matthew Hlavka, (1993). *Efficiency with costly information: A reinterpretation of evidence from managed portfolios*, *The Review of Financial Studies* 6, 1, 1-22.
- Elton y Gruber. (Ed.). (1995). *Modern Portfolio Theory and Investment Analysis*. Estados Unidos: John Wiley & Sons, Inc.
- Greene, W., (2012). 'Nonlinear, Semiparametric, and Nonparametric Regression Models'. *Econometric Analysis*. 7ma ed. Estados Unidos: Pearson Education Limited, p. 222-259.
- Gujarati, D., (2010). *Econometría*. 5ta ed. México: McGraw Hill/Irwin, Inc.
- Gujarati, D., (2011). *Econometrics by Example*. 1ra ed. Reino Unido: Palgrave Macmillan.
- Henriksson, R. D., & Merton, R. C. (1981). On market timing and investment performance. II. Statistical procedures for evaluating forecasting skills. *Journal of business*, 513-533.
- Jack L., Treynor & Kay Mazuy. (julio-agosto, 1966). Can Mutual Funds Outguess the Market? *Harvard Business Review*, 43.
- Jensen, M. C. (1968). The Performance of Mutual Funds in the Period 1945-1964, *Journal of Finance* 23, 389-416.
- Laverde, J. A., & Gómez, J. R. (2015). *Evaluación del desempeño de Carteras Colectivas representativas en Colombia bajo modelos cuantitativos*. Universidad EAFIT.
- Malkiel, B. G. (1995). *Returns from Investing in Equity Mutual Funds 1971 to 1991*. *Journal of Finance*, 50(2), 549-572
- Piedrahita, A. F. (2012). *Carteras colectivas en Colombia y herramientas de la medición para la generación de valor*. Universidad Sergio Arboleda. Obtenido de: [https://www.icesi.edu.co/revistas/index.php/estudios\\_gerenciales/article/view/378/html](https://www.icesi.edu.co/revistas/index.php/estudios_gerenciales/article/view/378/html)
- Ramírez, G. L., (2012). *La inversión colectiva en Colombia: Caracterización y análisis*. *Revista Soluciones de Postgrado EIA*. Obtenido de: <http://repository.eia.edu.co/revistas/index.php/SDP/article/view/362>

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

