

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

ISSN 1657-4206  
e-ISSN 2462-8107

**Vol. 22 - No. 46**  
Enero - junio de 2018  
PP. 1 - 114  
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 a Latin America 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:

EconLit

SciELO Citation Index - WoS

Scielo\_Colombia

ERIHPlus

Economía y Negocios- EBSCOhost

Fuente Académica Premier – EBSCO-host

Business Source Corporate Plus - EBSCOhost

ABI/INFORM Complete – Proquest

ABI/INFORM Global – Proquest

DoTEc

RePEc

Dialnet

Clase - UNAM

DOAJ

ProQuest Social Science Database

Business Insights: Global

Redalyc

Redib

V|Lex

**Editor-in-Chief**

Theodore R. Breton, Universidad EAFIT, Colombia

**Assistant Editor**

Diego A. Agudelo Rueda, Universidad EAFIT, Colombia

**Managing Editor**

Oscar Caicedo-Alarcon, Universidad EAFIT, Colombia

**Board of Editors**

Klaus F. Zimmermann, Harvard University,

United States

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

Ramazan Gençay, Simon Fraser University, Canada

Jorge Martínez-Vázquez, Georgia State University, United States

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

Enrique López-Bazo, University of Barcelona, Spain

Sergio Firpo, Insper Institute of Education and Research, Brazil

**Associate Editors**

Sergio S. Urzúa, University of Maryland, United States

Daniel Bergstresser, Brandeis University, United States

Félix Rioja, Georgia State University, United States

Gustavo Canavire Bacarreza, Banco Interamericano de Desarrollo, United States

Hugo Ñopo, GRADE Group for the Analysis of Development, 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

Carlos Medina, Banco de la República, Colombia

Jorge Guillén Uyen, Universidad ESAN, Peru

**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

Public infrastructure and its importance for economic growth: the case of Oaxaca (Mexico) <i>Infraestructura pública y su importancia para el crecimiento económico: El caso de Oaxaca (México)</i> Luis Enrique Rojas Ramírez y Alejandro Molina Vargas .....	5
Sobre la volatilidad de la curva de rendimientos del mercado colombiano de deuda pública <i>On the volatility of the yield curve of the Colombian public debt market</i> José Miguel Sánchez Garrido y Alfredo Trespalcios Carrasquilla.....	29
Género e inclusión financiera en Colombia <i>Gender and financial inclusion in Colombia</i> Daniel Elifonso Cardona Ruiz, María Camila Hoyos Alzate y Fabiola Saavedra-Caballero.....	61
La inclusión financiera en Sincelejo (Colombia). Un modelo econométrico probit <i>Financial inclusion in Sincelejo (Colombia). A Probit econometric model</i> Alfredo R. Anaya Narváez y Yaneth Patricia Romero Álvarez .....	92

---

PUBLIC INFRASTRUCTURE AND ITS  
IMPORTANCE FOR ECONOMIC GROWTH:  
THE CASE OF OAXACA (MEXICO)

Infraestructura pública  
y su importancia para el  
crecimiento económico: El  
caso de Oaxaca (México)

Luis Enrique Rojas Ramírez  
Alejandro Molina Vargas

---

## Research Article

# PUBLIC INFRASTRUCTURE AND ITS IMPORTANCE FOR ECONOMIC GROWTH: THE CASE OF OAXACA (MEXICO)

## Infraestructura pública y su importancia para el crecimiento económico: El caso de Oaxaca (México)

Luis Enrique Rojas Ramírez<sup>a</sup>, Alejandro Molina Vargas<sup>b</sup>

**Palabras clave:** Datos panel, infraestructura, crecimiento económico regional.

**Keywords:** Panel data, infrastructure, regional economic growth.

**JEL Classification:** C23, H54, R11

**Received:** 04/04/2018

**Accepted:** 21/05/2018

**Published:** 01/06/2018

### Abstract

The objective of this paper is to estimate the impact of public infrastructure on economic growth in the eight regions of Oaxaca for the period 2003-2013. Given that regional statistics are lacking, the methodology proposed by [Gerber \(2003\)](#) is used to calculate the economic growth of the regions. And to measure the impact of infrastructure on growth, based on [Hoechle \(2007\)](#) a fixed-effects model with standard errors of [Driscoll and Kraay](#) (DKSE) is applied. The results indicate that investment in infrastructure has been insufficient and misallocated; however, the social infrastructure shows the greatest impact on growth. Finally, the results suggest that the most dynamic regions require greater investment in economic infrastructure, while the backward regions need social infrastructure.

### Resumen

El objetivo del presente trabajo es estimar el impacto de la infraestructura pública sobre el crecimiento económico en las ocho regiones de Oaxaca para el periodo 2003-2013. Dado que se carecen de estadísticas, se emplea la metodología propuesta por [Gerber \(2003\)](#) para calcular el crecimiento económico de las regiones. Y para medir el impacto de la infraestructura en el crecimiento, con base en [Hoechle \(2007\)](#) se aplica un modelo de efectos fijos con errores estándar de [Driscoll y Kraay](#) (DKSE). Los resultados indican que la inversión en infraestructura ha sido insuficiente y mal asignada; la infraestructura social es la que muestra mayor impacto en el crecimiento; por último, los resultados sugieren que las regiones más dinámicas requieren de una mayor inversión en infraestructura económica, mientras que las regiones atrasadas necesitan de infraestructura social.

a. Facultad Latinoamericana de Ciencias Sociales, México, luis.rojas@estudiante-flacso.mx. Orcid: 0000-0003-2079-7363.

b. Universidad Autónoma Metropolitana, México. alejandromolin@hotmail.com. Orcid: 0000-0001-9319-4913.

## INTRODUCTION

The southeast region of Mexico is characterized by significant social backwardness and high levels of poverty and illiteracy ([Dávila, Kessel & Levy, 2002](#)), accompanied by a low level of economic growth. Given the economic and social backwardness that exists in this region, [Esquivel, López & Vélez \(2003\)](#) argue that investment policies focused on human capital and infrastructure are priorities.

Public infrastructure, being a productive investment, is fundamental to stimulate the economic dynamics of a region because it is the base on which diverse activities are supported, thus promoting economic growth. Increased availability and a higher quality of infrastructure lead to higher factor productivity and lower production costs ([Aschauer, 1990](#)). In contrast, their absence is a major obstacle to the effective implementation of development policies and, with this, the achievement of levels of sustainable growth ([World Bank, 1994](#)).

The objective of this paper is to estimate the impact of public infrastructure (social and economic) on the economic growth of the eight regions of Oaxaca, Mexico for the period 2003-2013. Consistent with the characteristics and rugged topography of Oaxaca, the work suggests what types of infrastructure are appropriate for each of the regions.

This remainder of this article is structured as follows: [Section I](#) is a review of the literature. [Section II](#) presents the methodology proposed by [Gerber \(2003\)](#) to calculate regional growth rates. [Section III](#) estimates the impact of infrastructure on growth based on the approach used by [Hoechle \(2007\)](#), augmented with a fixed effects model. [Section IV](#) presents the conclusions.

### 1. PUBLIC INFRASTRUCTURE: A REVIEW OF LITERATURE

For [Aschauer \(1990\)](#) the government fulfills two functions: it collects taxes and it provides public goods (services). The public goods are divided into consumer-oriented goods (parks, museums, etc.) and goods dedicated to production (for example, the construction and maintenance of roads). The latter, also considered productive goods, have a double function: they can function as intermediate inputs or as final inputs. In the literature ([Aschauer, 1989](#); [Aschauer, 1990](#); [Munnell, 1990a](#); [Fuentes, 2003](#); [Noriega & Fontenla, 2007](#); [Hernández, 2009, 2010](#)), there is a consensus that public infrastructure is a factor that explains long-run economic growth.

#### 1.1. Types of infrastructure

There is no widely-accepted definition of public infrastructure. For [Hirschman \(1958\)](#) it includes those basic services without which there could be no primary, secondary and tertiary productive activities. In its broadest sense it includes all public services, from education and public health to transport, communications and the supply of energy and water. It is a set of public assets that generates an environment where social interaction and economic processes take place ([Piedras, 2003](#)). According to [Diamond \(1990\)](#), infrastructure has three basic characteristics: (a) it is a collective input; (b) it includes investments in both physical capital and human capital; and (c) it is integrative; the components are integrated through telecommunications networks, transport, and transactions.

Because of its characteristics and functions, public infrastructure is a good that is not normally supplied by the market or that only supplies it inefficiently, so that its provision is fundamentally determined by political decisions ([Biehl, 1988](#)). [Fuentes \(2003\)](#) mentions that infrastructure can be classified into three categories: material (or physical), institutional, and personal. The first element is understood as the stock of public capital (roads, water dams, schools, etc.) produced and administered

by the State to be used by companies and households, which contributes to the production process. The institutional infrastructure is the set of norms, institutions and procedures designed by the State that determine the framework within which economic agents interact with each other. Finally, personal infrastructure includes the size and structure of the active population and its productive capacities.

The varying context, characteristics, and even the availability of information in a geographical area have led different authors to define and categorize the infrastructure according to their objectives. In this analysis we follow Hansen (1965)<sup>1</sup> and Aschauer (1989), who separate physical infrastructure into social and economic elements. The social category is aimed at improving the welfare of individuals, in the areas of education, health, and culture and indirectly increases productivity. The economic category is directly oriented to productive activities or to the movement of economic goods, which includes roads and telecommunications.

### 1.2. Theoretical model

A model that analyzes the impact of public infrastructure on economic growth is presented by Aschauer (1990). The production model is of the Cobb-Douglas type:

$$Y=F(K,G,L;A)=AK^a G^b L^{1-a-b} \quad (1)$$

where Y refers to the level of output within the jurisdiction, K is private capital, G represents government spending on productive infrastructure, L is the labor force, and A is the index of technological progress. It is assumed that this production function presents constant returns to scale.

By transforming (1) in terms of per capita and linearizing the equation, we obtain

$$\frac{y}{l} = \left[ \frac{A + a \left(\frac{k}{y}\right) + b \left(\frac{g}{y}\right)}{1 - a - b} \right] \quad (2)$$

where the lowercase letters denote the logarithms of the variables. We assume that capital is a mobile factor and that it flows between the jurisdictional limits; such that, at least in the long term, the marginal product of private capital is equal among jurisdictions. Therefore, the marginal product of capital and the elasticity of the product with respect to capital are given by

$$a = \left(\frac{K}{Y}\right) F_K \quad (3)$$

Equation (3) indicates that the differences in the elasticity will be reflected in the differences in the capital-output ratios. Likewise, the marginal product of the productive infrastructure and the elasticity of the product with respect to these services are given by

$$b = \left(\frac{G}{Y}\right) F_G \quad (4)$$

We assume that the public agent chooses a level of public goods consistent with the marginal productivity of the infrastructure in the particular geographical area. Consequently, the differences

---

<sup>1</sup> Hansen found that the impact of the infrastructure varies according to the type of physical infrastructure that is carried out and the geographic area that receives it.

in the levels of services provided by the government are reflected in differences in the production function in the respective geographical regions.

Substituting the elasticity of equations (3) and (4) in the production function in (2) we have:

$$\frac{y}{l} = \left[ \frac{A + F_k \left(\frac{K}{Y}\right) \left(\frac{k}{y}\right) + F_G \left(\frac{G}{Y}\right) \left(\frac{g}{y}\right)}{1 - F_k \left(\frac{K}{Y}\right) - F_G \left(\frac{G}{Y}\right)} \right] \quad (5)$$

Equation (5) is the one used to estimate the impact of infrastructure on economic growth. However, this equation assumes that infrastructure only works for one industry. When it is considered that the infrastructure is used by more than one user (that is, it is a non-rival good), the production function (1) is rewritten as

$$Y = F(K, G, L; A) = AK^a G^b L^{1-a-b(1-c)} \quad (6)$$

In this case, if  $c = 0$ , the production function will be characterized by having constant returns to scale in all productive inputs. If  $c = 1$ , it will be characterized by having constant returns in private inputs, with the implication of increasing returns in the private and public inputs. Therefore, in this case, the function to estimate is

$$\frac{y}{l} = \left[ \frac{A + F_k \left(\frac{K}{Y}\right) \left(\frac{k}{y}\right) + F_G \left(\frac{G}{Y}\right) \left(\frac{g}{y}\right) + cl}{1 - F_k \left(\frac{K}{Y}\right) - F_G \left(\frac{G}{Y}\right)} \right] \quad (7)$$

### 1.3. Empirical literature

The economic effects generated by physical infrastructure in the literature differ in quantitative terms. This is due to the fact that different authors use different data and methodologies (monetary units, physical units, production function, cost function, etc.), together with the fact that they define infrastructure differently. However, most of them agree that public infrastructure has a positive effect on employment, the productivity of the private sector, the total productivity of factors and, therefore, on economic growth. For example, [García \(2007\)](#) reviews the literature and concludes that there is evidence of a positive relationship between investment in transportation infrastructure and economic growth. In addition, public infrastructure generates positive externalities ([Duque, Velásquez & Agudelo, 2011](#)).

[Aschauer \(1989\)](#) performs a case study of the United States for the period 1949-1985, which shows that the impact of productive public capital on private production and on the total productivity of the factors is significant; in precise terms a 1% increase in public infrastructure generates an increase in the gross domestic product (GDP) per capita of 0.24%. Likewise, in a disaggregated analysis he shows that the economic infrastructure has a close relationship with productivity, with an elasticity of 0.24. In a similar analysis [Munnell \(1990a\)](#) mentions that the increase in GDP is 0.35%, and further that the infrastructure determines the location of companies. In other research [Aschauer \(1990\)](#) and [Munnell](#)



(1990b) argue that the decline in productivity suffered by the United States in the 1970s was due to a fall in the rate of investment in public capital. The effect of infrastructure on GDP decreases as the level of geographic disaggregation increases. At the aggregate level the impact is 0.3% (Aschauer, 1998); at the state level, the effect on growth varies between 0.15% (Munnell, 1990a) and 0.20% (Costa, Ellson & Martin, 1987); and at a local level, Duffy-Deno & Eberts (1991) find an effect of 0.08%.

The difference in infrastructure endowments causes regional disparities in GDP per capita, thus widening the amount of divergence (Peña, 2008). Argimón, Gonzalez, Martin & Roldan (1994) and Delgado & Álvarez (2000) point out that investment in public capital in infrastructure improves (complements) and has a positive impact on the productivity of the Spanish private sector. For De la Fuente (2008) infrastructure is a mechanism of redistribution, which has led to the convergence of Spanish regions and generated accessibility for lagging regions. In Colombia, Mendoza and Yanes (2014) find that in medium and large regions, the dynamics of public investment explain their economic growth.

Chinese provinces differ in terms of reforms, transparency, geographical location, and, above all, in the provision of infrastructure. These elements have caused the differences in regional productivity (Démurger, 2001). Rama (1993), in a study applied to underdeveloped countries (including Mexico), finds a “crowding out” effect of public investment over private investment. In contrast, Cardoso (1993) and Ramírez (1994) argue that, in the aforementioned relationship, the “crowding in” effect predominates; that is, public investment complements private investment. In a study made to a group of countries, it is pointed out that the elasticity of GDP per capita with respect to infrastructure is not clear (Calderón, Moral-Benito & Servén, 2015).

In Mexico for the period after 1982, authors such as Lächler & Aschauer (1998) link, in part, the deceleration of economic growth with a decrease in public investment. Hernández (2011) points out that the adverse effects of public intervention, which gave rise to the debt crisis of the 1980s, caused a contraction of the share of the public sector in the economy, that is, the Mexican State abandoned its function of promoter of development (Torres & Rojas, 2015). Since the 1980s, Mexico has exhibited a fall in productivity (Piedras, 2003) and, therefore, a slow rate of growth. One of the factors involved is a drop in the rate of public investment, particularly in infrastructure (Ros, 2008).

Mexico is a country of great contrast between the states of the north and south that is manifested through the disparities in per capita income, education, and social welfare. A factor that explains the income inequality between different geographical areas is infrastructure endowment (Argimón et al., 1994); which as a result of inappropriate regional public policies were not focused on the needs of each region (Fuentes, 2003).

For Aschauer (1998) the structural reforms that were applied in Mexico as part of the fiscal austerity program reduced the level of growth of public capital. Lächler & Aschauer (1998) suggest that the government should restructure public spending, assigning greater emphasis to public investment. Noriega & Fontenla (2007) affirm that investment in infrastructure is complementary to private investment and that in the long term increases in infrastructure in the categories of electricity supply and roads have positive effects on GDP per capita.

The effects of public investment at the state level in Mexico have been studied by several authors (Fuentes, 2003; Fuentes & Mendoza, 2003; Costa-i-Font & Rodríguez, 2005), who point out that although the different national development plans have aimed to reduce economic inequality between

regions, differences have continued due to the disparities in the provision of infrastructure. That is, infrastructure has focused on a few entities (especially in manufacturing), which has given certain regions more dynamism (Tamayo, 2001). For the State of Mexico, Vergara, Mejía & Martínez (2010) indicate that only the social infrastructure conditions the growth rate among the municipalities. On the other hand, Barajas & Gutiérrez (2012) show that the economic infrastructure is important for border municipalities given their close economic relationship with the United States, showing an elasticity of physical and economic infrastructure with respect to the per capita product of 0.38%. In summary, physical infrastructure reduces inequality and raises the standard of living, while at the same time performing distribution functions (Calderón & Servén, 2004; World Bank, 1994).

## 2. TREATMENT OF DATA

To estimate the impact of infrastructure on the economic growth of the regions of Oaxaca<sup>2</sup> it is necessary to have disaggregated data, both on infrastructure and economic output. In the case of output information is only available at the state level, provided by the Mexican National Institute of Statistics and Geography (INEGI).

### 2.1. Estimation of regional GDP per capita

To estimate GDP per capita in the regions of Oaxaca, we follow the methodology proposed by Gerber (2003). The author assumes that there is the same level of productivity within a given sector and between the regions of a given state. The regional product is measured through the participation of each sector in the state GDP and the employment share of each region in state employment.<sup>3</sup> From these participations we obtain a parameter ( $\lambda$ ) that indicates the role of the region in the state economy

$$\lambda = \sum_i ((Y_{si} / Y_s) (e_{ri} / e_{si})) \quad 0 < \lambda < 1 \quad (8)$$

where  $Y_{si}$  represents state income in sector  $i$ ,  $Y_s$  is state income,  $e_{ri}$  indicates regional employment in sector  $i$ ,  $e_{si}$  is state employment in region  $i$ . The regional GDP ( $Y_r$ ) is obtained by multiplying the product of equation (8) by the state GDP

$$Y_r = \lambda Y_s \quad (9)$$

To calculate the employed population for the 2003-2013 periods, approximations of state and regional employment were made by interpolating the 2004, 2009 and 2014 Economic Censuses to obtain equation (9) on an annualized basis. The estimation was made following the methodology used by Mendoza (2006):

$$P_{k,t+1} = \left[ (P_{k,t} \cdot e^{\alpha}) \left[ \frac{\ln \left( \frac{P_{k,t+1}}{P_{k,t}} \right)}{\alpha} \right] \right] \quad (10)$$

where  $P$  is the employed population,  $\alpha$  is the year, and  $t$  refers to the base year.

2 The political division is the one made by Irazoque & Barbosa (1962) for the Oaxaca Plan 1964-1968. The regions are: Cañada, Costa, Istmo, Mixteca, Sierra Norte, Sierra Sur, Papaloapan and Valles Centrales.

3 19 of the 20 sectors of economic activity are taken into account in the classification of the North American Industrial Classification System (SCIAN, 2013), since for "Legislative, governmental, justice and international and extraterritorial organizations activities" The Economic Censuses do not present information of the occupied population.

Economic growth per capita in the state of Oaxaca is heterogeneous (Table 1). The regions have been growing irregularly and exhibit enormous differences in levels of well-being. Only two regions (the Istmo and the Valles Centrales) have acceptable standards of living, above the value specified by the state. The Cañada, Sierra Norte, Sierra Sur and Costa regions show the lowest levels, so they can be considered the most lagging regions.<sup>4</sup> These regions have had average annual growth per capita levels between 8 and 11 percent; this is explained by the decrease in the population in these regions.

The changes in the regions of the Istmo and Valles Centrales (those with the lowest average growth in the last decade) can be explained by the fact that in these regions the growth rate of the economic output does not compensate for the rate of population growth. However, despite the above, it can be observed that for the last year of study (2013), economic inequality, in terms of GDP per capita, had been reduced compared to 2003. In 2003 the value of the GDP per capita of the region of the Valles Centrales was more than eight times the value in the Cañada region. However, for 2013 inequality was reduced to only 3.5 times. According to the estimations, the Istmo and Valles Centrales regions, as a whole, have a share of approximately 70 percent of the state per capita GDP. These two regions have more than 60% of the occupied population of the entity. In terms of their economic structure, these regions show similar behavior to the state (Table 2).

**Table 1. Oaxaca: Estimation of regional GDP per capita 2003-2013 (2008 pesos)**

	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013
Cañada	9.638	10.678	11.492	12.143	12.851	13.436	14.104	15.418	16.991	18.814	20.457
Costa	27.803	29.594	30.691	31.464	32.205	31.959	31.868	33.133	33.387	34.242	34.629
Istmo	59.709	59.981	59.294	58.969	58.511	57.110	55.563	55.632	55.678	56.114	57.067
Mixteca	29.312	31.448	32.934	33.393	34.089	34.349	34.960	37.090	39.484	41.645	41.668
Sierra Sur	12.504	14.049	15.611	16.913	18.594	20.387	20.192	21.475	23.510	26.283	27.547
Sierra Norte	12.861	13.936	14.659	14.929	15.300	15.824	17.205	20.352	24.880	31.038	35.528
Papaloapan	34.081	35.253	35.783	36.328	36.826	36.691	34.592	33.427	32.357	31.368	30.343
Valles Centrales	81.894	82.757	81.953	80.774	79.968	79.320	75.951	74.314	74.941	74.728	73.258

Source: Own estimates based on data from XII General Population and Housing Census (2000) and Population and Housing Census (2010); Count of Population and Dwellings, 2005; Economic Censuses 2004, 2009, 2014; System of National Accounts of Mexico; and Conapo, Projections of the population of Mexico 2010-2050.

<sup>4</sup> The value of the per capita income of these represents half or even a quarter of what corresponds to the regions as the best situation.

**Table 2. Oaxaca: share (%) of the population occupied by region and economic sector (2003-2013)**

	2003			2008			2013		
	Primary*	Secondary	Tertiary	Primary*	Secondary	Tertiary	Primary*	Secondary	Tertiary
Estatat	3,05%	21,11%	75,84%	1,60%	14,84%	83,57%	1,22%	24,04%	74,75%
Cañada	1,55%	26,84%	71,61%	1,46%	16,76%	81,78%	0,77%	23,62%	75,61%
Costa	5,31%	10,15%	84,54%	3,90%	6,42%	89,68%	3,29%	16,64%	80,06%
Istmo	8,76%	24,31%	66,93%	3,69%	17,48%	78,83%	3,83%	39,69%	56,49%
Mixteca	0,23%	16,27%	83,50%	0,28%	13,83%	85,89%	0,06%	18,48%	81,47%
Sierra Norte	0,37%	27,70%	71,93%	0,94%	20,02%	79,03%	0,17%	13,40%	86,43%
Sierra Sur	0,00%	27,78%	72,22%	0,48%	17,19%	82,33%	0,06%	7,59%	92,35%
Papaloapan	6,69%	25,14%	68,17%	4,04%	15,58%	80,37%	4,60%	31,28%	64,12%
Valles Centrales	0,00%	21,17%	78,83%	0,03%	15,30%	84,67%	0,02%	36,73%	63,25%

Note:\* The sector managed as primary in the Economic Censuses only includes fishing and aquaculture activities, leaving aside the activities of agriculture, livestock and forestry.

Source: Own elaboration based on Economic Censuses 2004, 2009 and 2014.

## 2.2. Infrastructure index

Infrastructure can be quantified in monetary or physical units ([Delgado & Álvarez, 2001](#); [Fuentes, 2003](#); [Becerril, Álvarez, Del Moral & Vergara, 2009](#)). The use of monetary units presents a disadvantage; it does not present a direct relationship between investment costs and service capacity ([Biehl, 1988](#); [Cancelo & Uriz, 1994](#)). For example, the rugged terrain of a state such as Oaxaca may skew the costs of infrastructure construction, which would imply an overestimate of infrastructure endowments.

In the case of physical units, the infrastructure can be measured with partial or synthetic indicators. The first refers to the type of unit of measure for each category or subcategory of infrastructure (for example, roads are measured in kilometers); meanwhile, for the latter complex indices are produced that show the capacity of the equipment. However, since there are different units of measurement for the infrastructure (in kilometers, in units, etc.), it is necessary to establish a method of aggregation ([Delgado & Álvarez, 2001](#); [Fuentes & Mendoza, 2003](#)). For synthetic indices the main advantage is that, in addition to avoiding problems of overestimation, it provides a large amount of useful information for detailed evaluations ([Becerril et al., 2009](#)). The indicators used in this work are shown in [Table 3](#). Following [Fuentes \(2003\)](#), the physical indicator as a whole is called the Global Infrastructure Index (IGI). It is composed of two categories: economic productive infrastructure (IPE) and productive social infrastructure (IPS).

**Table 3. Description of indicators**

Category	Subcategory	Elements
Economic Productive Infrastructure (IPE)	Energy infrastructure (lene)	This indicator is composed of variables such as: water supply sources (FAA), household water intakes (TAD), distribution substations (SDD) and drainage and sewerage systems (SDA).
	Transportation infrastructure (Itrans)	This indicator is composed of variables such as: paved roads (kilometers) (RCP), covered roads (km) (RCS), cargo trucks (CC), airports (AE) and commercial flights <sup>a</sup> (VC).
	Communications infrastructure (Icom)	This indicator is composed of variables such as: post offices (OPS) and telegraph offices (OTS).
Social Productive Infrastructure (IPS)	Health infrastructure (Isal)	This indicator is composed of variables such as: medical units (UM) and health houses (CS)
	Education infrastructure (ledu)	This indicator is composed of variables such as: elementary school (EE), primary school (EP), secondary school (ES), middle professional school (EPM) and university school (EMS).

Source: Own elaboration based on Fuentes (2003) and Barajas & Gutiérrez (2012), with information from the Statistical Yearbooks of Oaxaca (several years) and the Mexican National Institute of Statistics and Geography (INEGI).

In parentheses the nomenclature used in the database.

a The latter are used as a measure of the capacity of roads and airports.

For the elaboration of infrastructure indices, each of the variables is normalized. If this is not done, the larger the region (geographic or population dimension), the greater the infrastructure endowment in absolute terms, which will exaggerate the differences between the regions. This transformation of the variables is necessary to homogenize the regions (Delgado & Álvarez, 2001; Cancelo & Uriz, 1994).

The adjustment for the size of the region is performed by using the total population of each region as a reference measure of its geographic area:

$$a_{i,k} = (W_{i,k} / S_k) \quad a_{i,k} = (W_{i,k} / P_k) \quad (11)$$

where  $a_{i,k}$  is the infrastructure equipment for variable  $i$  in region  $k$ ,  $W_{i,k}$  represents the original magnitudes for each variable  $i$  in region  $k$ ,  $S_k$  is the geographical area (km) of the region  $k$  and  $P_k$  corresponds to the total population of the region  $k$ .

Given that the units in which these variables are expressed are not comparable, the subsequent procedure normalizes the variables and makes the values one-dimensional and comparable (Cancelo & Uriz, 1994; Delgado & Álvarez, 2001):

$$S_{i,k} = (a_{i,k} / a_{MAX}) \cdot 100 \quad (12)$$

where  $a_{i,k}$  refers to infrastructure equipment for variable  $i$  in region  $k$ ,  $a_{MAX}$  represents the measure of region with the maximum value, and  $S_{i,k}$  is a standardized indicator for variable  $i$  in the region  $k$ .

The next step is to apply a data aggregation procedure that synthesizes the information. One of the methods used is that of Beihl (1988), who mentions that for the aggregation of the variables in each subcategory, arithmetic means must be used, because with this procedure the lower endowments of some types of equipment can be compensated with higher endowments of others due to the substitutability effect (Delgado & Álvarez, 2001). The aggregation of synthetic indicators Biehl (MB) (Cancelo & Uriz, 1994) is constructed, for each category, by means of an arithmetic mean of the following form:

$$I_{j,k} = (1/n) \cdot \sum S_{i,k} \tag{13}$$

where  $I_{j,k}$  is the indicator of category  $j$  in region  $k$  and  $S_{i,k}$  represents the normalized indicator for variable  $i$  in region  $k$ .

The categories are added with a geometric mean since they are irreplaceable (Biehl, 1988). The formulation is the following:

$$IG_k = \sqrt[n]{\prod_i I_{j,k}} \tag{14}$$

where  $IG_k$  is the global indicator of infrastructure in the region  $k$ . This index allows to eliminate possible effects of magnitude, for example, of length when measuring the transport infrastructure.

In order to contrast the situation of Oaxaca with respect to other states, we developed an indicator of physical infrastructure for each of the states of Mexico (Table 4). Among Mexican states Oaxaca's relative position depends on the index examined. When using the population-weighted indices, that is, indices per capita, Oaxaca is in a favorable situation with respect to the rest of the states in terms of infrastructure endowment (global infrastructure index). The element that explains this result is the low rate of population growth that the state has experienced in the last decade.

However, when the geographic area (km<sup>2</sup>) of each state is used to homogenize the data, the situation in Oaxaca is different from that indicated in the previous paragraph. In other words, when considering the infrastructure variables in terms of endowment per km<sup>2</sup>, both in the IGI and in the respective categories (IPS and IPE), Oaxaca has values below the national average because the Oaxaca localities are territorially dispersed, which means that coverage is minimal (table 4).

**Table 4. Oaxaca: provision of public infrastructure 2003 and 2013**

2003								
	Isal	ledu	IPS	lene	Itrans	Icom	IPE	IGI
Per capita	89	57,97	71,83	26,75	34,6	51,79	36,33	51,08
National average	36,79	43,7	39,39	36,12	32,79	36,97	33,79	35,68
By Km <sup>2</sup>	26,47	12,34	18,07	5,68	20,56	20,59	13,4	15,56
National average	20,4	20,4	20	14,8	29,23	26,9	21,4	20,2
2013								
Per capita	97,66	62,25	77,97	51,78	30,56	89,2	52,06	63,71
National average	42	44,8	42,7	39	30,5	36,8	34,4	37,8
By Km <sup>2</sup>	31,19	11,31	18,78	15,82	14,6	40,95	21,15	19,93
National average	24,2	19,3	21	18,9	24,95	26,9	22,7	21,6

Source: Own elaboration.

At the regional level, applying the aforementioned methodology, we obtained the infrastructure indices for each category (social and economic) and global on a per capita basis. It is important to clarify that with this index when a region has a high index value (close to 100), it does not mean it has reached the optimal level of investment, rather that it is in a better position of infrastructure endowment with respect to other regions.

**Table 5. Oaxaca: Global Infrastructure Index per capita: 2003-2013**

Region	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013
Cañada	40,18	40,53	40,17	39,81	40,65	39,62	41,65	41,46	41,5	40,27	41,96
Costa	49,68	50,58	51,38	50,87	51,08	49,09	51,45	50,44	49,42	50,26	50,59
Istmo	41,67	41,91	40,98	41,61	38,61	37,86	38,27	37,85	37,08	37,11	37,29
Mixteca	58,69	60,46	59,88	60,35	58,24	56,21	57,53	56,31	56,12	52,44	54,76
Papaloapan	78,93	80,22	82,08	78,85	81,76	82,29	82,89	82,03	80,93	82,25	81,37
Sierra Norte	48,75	50,8	51,29	52,43	50,66	44,03	51,42	50,81	46,26	46,68	46,7
Sierra Sur	21,27	21,52	21,28	20,1	21	20,46	20,81	20,83	20,02	19,86	20,44
Valles Centrales	36,05	35,09	35,52	34,6	31,22	30,77	31,24	30,69	31,26	29,62	29,29

Source: Own elaboration based on INEGI, the Statistical Yearbooks of Oaxaca (several years).

The indicator of global infrastructure for each of the regions is presented in [table 5](#). It can be observed that the evolution of the infrastructure endowment in this decade of study has not been as favorable for the Istmo and the Valles Centrales regions where the index declined by approximately 11 and 19 percent, respectively. One of the causes of the reduction in the index of public infrastructure was the high rate of population growth. These regions stand out from the others due to their attractive economic dynamics (the second more than the first), which encouraged population growth. Other regions such as the Mixteca, the Sierra Norte and the Sierra Sur also show a decrease, although to a lesser extent than the two mentioned above.

**Table 6. Oaxaca: Social Productive Infrastructure Index per capita: 2003-2013**

Region	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013
Cañada	49,13	47,02	46,58	46,72	47,44	44,3	48,26	49,53	50,18	50,85	51,07
Costa	44,9	44,4	43,66	44,32	43,52	40,08	44,67	44,36	44,36	43,57	43,25
Istmo	33,5	33,6	32,31	33,37	32,94	31,08	32,63	33,37	33,68	33,27	33,27
Mixteca	55,72	55,57	54,04	55,7	54,33	50,11	52,61	52,36	52,29	48,18	52,5
Papaloapan	89,44	89,44	89,44	89,44	89,44	89,44	89,44	89,44	89,44	89,44	89,44
Sierra Norte	50,78	50,38	49,68	51,54	50,81	46	52,8	52,59	52,7	52,48	52,28
Sierra Sur	18,55	18,07	17,88	17,65	17,83	16,36	16,97	16,95	16,86	16,62	16,69
Valles Centrales	27,04	26,04	25,61	24,88	23,86	22,8	24,71	24,7	24,79	22,75	22,67

Source: Own elaboration based on INEGI, the Statistical Yearbooks of Oaxaca (several years).

Table 6 shows the index of productive social infrastructure. With the exception of the region Papaloapan, which has maintained a constant endowment (the best-positioned), and Cañada and Sierra Norte, which had a slight increase, most regions have shown a downward trend. Regarding the productive economic infrastructure ([table 7](#)), the situation is not so different from the previous patterns. The Cañada, Costa, Papaloapan and Sierra Sur regions have shown a positive evolution. In the rest of the regions, the decrease is more pronounced in this index than in the global index and in the social indicator. The decrease in the indicators, which have been shown by the regions with a greater share of the state product, Valles Centrales and Istmo, is a sign that in these areas greater investment in public infrastructure is needed to facilitate the mobility of inputs and goods and an increase in factor productivity.

**Table 7. Oaxaca: Economic Productive Infrastructure Index per capita: 2003-2013**

Region	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013
Cañada	32,86	46,8	34,64	33,92	34,83	35,44	35,95	34,71	34,32	31,89	34,47
Costa	54,96	24,4	60,47	58,38	59,96	60,12	59,26	57,35	55,06	57,97	59,18
Istmo	51,83	48,08	51,98	51,88	45,25	46,13	44,89	42,92	40,82	41,38	41,79
Mixteca	61,82	34,93	66,34	65,38	62,45	63,07	62,92	60,55	60,23	57,08	57,12
Papaloapan	69,65	57,62	75,33	69,51	74,74	75,71	76,82	75,24	73,22	75,63	74,03
Sierra Norte	46,8	52,27	52,95	53,34	50,51	42,14	50,07	49,09	40,61	41,52	41,71
Sierra Sur	24,4	65,78	25,33	22,88	24,73	25,58	25,51	25,6	23,77	23,74	25,03
Valles Centrales	48,08	71,95	49,27	48,12	40,84	41,54	39,49	38,13	39,43	38,56	37,85

Source: Own elaboration based on INEGI, the Statistical Yearbooks of Oaxaca (several years).

Using the geographic dimension (square kilometer) as an element that eliminates the size effect, a change is observed with respect to the per capita indices. In this case, the Valles Centrales region becomes the region with the best infrastructure.

**Table 8. Oaxaca: Global Infrastructure Index per km<sup>2</sup>: 2003-2013**

Region	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013
Cañada	59,34	59,54	58,75	58,69	62,52	62,66	62,91	64,63	60,12	55,81	59,45
Costa	59,4	61,34	61,3	61,34	64,15	64,5	65,35	65,63	63,34	66,23	66,87
Istmo	30,72	31,03	30,52	31,11	29,74	29,77	29,17	29,73	28,9	29,18	29,35
Mixteca	49,68	50,69	50,17	50,4	51,14	51,28	51,24	52,17	49,16	45,95	48,27
Papaloapan	48,46	47,81	48,43	47,91	51,24	53,82	52,9	54,9	52,19	52,19	51,61
Sierra Norte	28,36	30,07	30,1	30,68	31,63	29,91	32,27	32,99	30,13	30,38	30,35
Sierra Sur	35,7	35,28	34,98	33,53	35,62	35,43	35,71	37,11	34,57	33,94	35,32
Valles Centrales	83,43	83,96	84,21	83,88	84,39	84,89	83,33	83,52	84,35	84,56	84,22

Source: Own elaboration based on INEGI, the Statistical Yearbooks of Oaxaca (several years).

In the IGI, the regions of the Istmo, Mixteca and Sierra Sur showed a decline over time, although not significant (Table 8). In the case of social infrastructure, the evolution of this indicator is positive, with the exception of Sierra Sur, which declined (Table 9). This indicates that the infrastructure in health and education has increased in each of the regions. The economic infrastructure follows a behavior similar to the global indicator, being, in the same way, Valles Centrales the best-positioned region (Table 10). This region contains the capital of the State and is where there is a greater economic dynamic. However, it shows a downward trend together with regions such as Cañada, Istmo and Mixteca.



**Table 9. Oaxaca: Social Productive Infrastructure Index per km<sup>2</sup>: 2003-2013**

Region	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013
Cañada	84,24	84,5	84,03	84,34	84,27	84,71	85,13	85,9	86,19	86,92	86,9
Costa	65,43	67,71	67,37	68,6	68,75	69,65	69,77	69,47	70,18	70,71	70,69
Istmo	28,3	29,44	28,98	30	29,97	29,83	28,97	29,51	29,78	30,5	30,62
Mixteca	53,31	55,1	54,21	55,37	55,3	54,76	53,8	53,5	53,49	49,67	55,28
Papaloapan	63,03	65,67	65,63	66,47	66,27	72,37	67,67	67,53	67,91	68,48	68,81
Sierra Norte	35,61	36,85	36,74	37,97	38,49	38,4	39,23	39,24	39,58	40,49	40,54
Sierra Sur	36,71	37,52	37,53	37,27	37,52	36,22	36,06	35,79	35,64	35,36	35,7
Valles Centrales	78,09	79,3	79,62	79,57	80,55	80,92	78,81	79,01	79,75	80,63	81,2

Source: Own elaboration based on INEGI, the Statistical Yearbooks of Oaxaca (several years).

**Table 10. Oaxaca: Economic Productive Infrastructure Index per km<sup>2</sup>: 2003-2013**

Region	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013
Cañada	41,81	22,59	41,08	40,85	46,39	46,34	46,5	48,63	41,94	35,84	40,67
Costa	53,93	34,71	55,77	54,85	59,86	59,74	61,2	62,01	57,17	62,04	63,26
Istmo	33,36	89,14	32,14	32,27	29,52	29,72	29,39	29,96	28,04	27,93	28,14
Mixteca	46,3	41,95	46,43	45,87	47,28	48,03	48,8	50,88	45,19	42,51	42,15
Papaloapan	37,26	55,57	35,74	34,53	39,61	40,02	41,35	44,63	40,11	39,77	38,72
Sierra Norte	22,59	32,71	24,66	24,8	25,99	23,3	26,55	27,73	22,94	22,8	22,72
Sierra Sur	34,71	46,64	32,61	30,17	33,81	34,66	35,36	38,47	33,53	32,58	34,95
Valles Centrales	89,14	34,81	89,05	88,41	88,41	89,05	88,11	88,28	89,21	88,67	87,35

Source: Own elaboration based on INEGI, the Statistical Yearbooks of Oaxaca (several years).

### 2.3. Rest of the productive factors

The other factors that are considered part of the model are: capital and labor. Capital is measured as gross fixed capital formation (FBKF), extracted from the Economic Censuses. Labor is measured as the total population occupied from the same source. To obtain an intercensal series, both variables are interpolated with the formula (10). These factors are used as controls to estimate the model. Given that the variable FBKF is expressed in current prices, it is deflated to constant 2008 prices to be compatible with the base year of the regional GDP.

## 3. THE EMPIRICAL MODEL

In the previous section we discussed the data and the variables that will be used in the panel data model. In this model the same transversal units (regions) are studied over time; that is, the analysis includes the dimension of space and time (Gujarati & Porter, 2009). For each of the given regions there are eleven observations of time for the aforementioned variables.

### 3.1. Methodology

Following Gujarati & Porter (2009) the data constitute a balanced panel, in which each subject (region) contains the same number of observations. It is a long panel because the number of periods (T) is greater than the number of subjects of the cross section (n). The following empirical model is estimated<sup>5</sup>

.....  
5 The matrix of correlations of the variables used is presented in the annex.

$$LPIBPC_{it} = \alpha + \beta_1 LFBKF_{it} + \beta_2 LPO_{it} + \beta_3 IPE_{it} + \beta_4 IPS_{it} + \beta_5 IGI_{it} + \varepsilon_{it} \quad (15)$$

$$i = 1, 2, \dots, n \quad t = 1, 2, \dots, T$$

where<sup>6</sup> the subscript  $i$  refers to the regions of the state of Oaxaca, the subscript  $t$  to the annual period.  $LPIBPC$  is the logarithm of GDP per capita as a measure of economic growth,  $LFBKF$  is the logarithm of FBKF as representation of capital,  $LPO$  is the logarithm of the employed population,  $IPE$  represents the Economic Productive Infrastructure Index,  $IPS$  is the Social Productive Infrastructure Index,  $IGI$  refers to the Global Infrastructure Index, and  $\varepsilon_{it}$  is the error term, where it is assumed to be independent and identically distributed with zero mean and absorbs all those unobservable characteristics of each  $i$  that can take different values in each  $t$ . It is expected that:  $\beta_1, \beta_2, \beta_3, \beta_4, \beta_5 > 0$ . The reason for this is that it is expected that the control variables (labor and capital factors) have a positive impact on the dependent variable (economic growth). It is also expected that, given the economic lag characteristics of Oaxaca, the effect of the physical social infrastructure,  $\beta_4$ , will be greater than the effect of the physical economic infrastructure,  $\beta_3$ , on regional economic growth as a whole.

Physical infrastructure correlates positively with regional economic growth because it complements the aforementioned factors, labor and capital, both in the production process and in the movement of final goods. In particular, the economic infrastructure facilitates the mobility of inputs (transportation infrastructure), including labor and capital, and functions as an additional input (energy infrastructure and communications) that increases factor productivity and exerts a positive influence on economic growth. On the other hand, the social infrastructure has a closer relationship with the labor factor because the workforce needs to be healthy to be able to carry out the various productive activities.

For the analysis four regressions were performed using as a dependent variable the logarithm of regional GDP per capita ( $LPIBPC$ ), and different combinations of independent variables (the variables that did not change were  $LFBKF$  and  $LPO$ , since they were used as control units). In the first column (model [1]) the global infrastructure indicator ( $IGI$ ) is used; in model [2] the economic infrastructure ( $IPE$ ); then, model [3] the social infrastructure ( $IPS$ ); and, finally, model [4]  $IPE$  and  $IPS$ .

The pooled, random effects (EA) and fixed effects (EF) models were estimated with the intention of comparing them as contrasting hypotheses, in order to decide which best fits the data.<sup>7</sup> For the decision we used the Breusch and Pagan test (B-P) for the regressions [1], [2], [3] and [4].<sup>8</sup> According to the B-P test, which compares the pooled model with that of EA, the null hypothesis ( $H_0$ ) is rejected and, consequently, the EA are relevant. To decide if the model is better explained by the EF method or the EA method, the Hausman test is applied, rejecting the ( $H_0$ ). It is concluded that the EF technique is the most accurate for the analysis (non-zero correlation). Also, applying the EF model, the control variables ( $LPO, LFBKF$ ) were statistically significant in the case of indices per  $km^2$ . With the per capita indices in model [3], both variables were statistically significant. In relation to the infrastructure, only the  $IPS$  variable of models [3] and [4] resulted with the expected sign (+) and statistically significant at 5%.<sup>9</sup> However, applying the Wooldridge, Pesaran and Wald tests to models [1], [2], [3] and [4] showed the existence of problems of autocorrelation, transverse dependence, and heteroscedasticity.

6 Logarithms were used in the indicated variables to make them compatible with the infrastructure indexes.

7 Due to space issues, the results of the preliminary models are not presented.

8 The models were estimated both for indicators of geographic dimension ( $km^2$ ) and of population dimension (*per capita*).

9 Although the variables  $IGI$  and  $IPE$  are statistically significant, they do not present the expected sign.

For the problems presented in the preliminary estimates, [Hoechle \(2007\)](#) explains that a simple way to correct such problems is by applying the fixed-effects method with robust standard errors; however, he emphasizes that the use of this technique when there is a cross-sectional dependence leads to having coefficients biased by cultural or psychological behavior patterns. Consequently, [Hoechle \(2007\)](#) suggests that the most appropriate method, in view of the problems mentioned, is the fixed-effects method with standard errors of [Driscoll and Kraay \(DKSE\)](#). [Driscoll & Kraay \(1998\)](#) proposed a nonparametric covariance matrix that produces robust standard errors for spatial and temporal dependence. Therefore, models [1], [2], [3] and [4] were re-estimated with this new technique. The results are shown in [table 11](#), where the infrastructure indices per km<sup>2</sup> were used and in [table 12](#), the per capita infrastructure indices were used.

**Table 11. Linear models: estimates with indicators by geographic dimension (KM<sup>2</sup>)**

LPIBPC	[1]		[2]		[3]		[4]	
	EF	DKSE	EF	DKSE	EF	DKSE	EF	DKSE
Constante	6.097975***	6.097975***	5.989921***	5.989921***	5.00534***	5.005344***	5.222183***	5.222183***
	(0.337665)	[0.236696]	(0.286363)	[0.247306]	(0.422350)	[351772]	(0.404370)	[0.224815]
LFBKF	0.048508*	0.048508**	0.057311**	0.057311**	0.063567**	0.063567***	0.074013**	0.074013**
	(0.028628)	[0.013695]	(0.028152)	[0.014479]	(0.029357)	[0.015268]	(0.027904)	[0.015371]
LPO	0.399531***	0.399531***	0.388107***	0.388107***	0.347844***	0.347844**	0.343508***	0.343508***
	(0.028389)	[0.046086]	(0.026945)	[0.040055]	(0.032956)	[0.057620]	(0.031143)	[0.045718]
IGI	-0.011218*	-0.011218*						
	(0.005378)	[0.005838]						
IPE			-0.009740**	-0.009740**			-0.011117**	-0.011117**
			(0.003533)	[0.004104]			(0.003448)	[0.003517]
IPS					0.015577**	0.015577**	0.019239**	0.019239***
					(0.007746)	[0.004610]	(0.279869)	[0.004307]
No. Obs.	88	88	88	88	88	88	88	88
R2	0.8431	0.8431	0.8491	0.8491	0.8425	0.8425	0.8615	0.8615
Hausman	7.54*		10.48**		7.16*		14.27**	
Wooldridge	143.375***		166.508***		243.996***		158.726***	
Pesaran's	5.006***		4.351***		7.752***		4.780***	
Wald	35.46***		44.05***		68.44***		37.41***	

EF: Data model panel with fixed effects.

DKSE: Fixed effects model with standard errors Driscoll-Kraay.

Note: \*, \*\* and \*\*\* implies significance of 10%, 5% and 1%, respectively. Standard error in parentheses. Driscoll-Kraay standard error in square brackets.

Source: Own elaboration.

**Table 12. Linear models: estimates with indicators per inhabitant**

LPIBPC	[5]		[6]		[7]	
	EF	DKSE	EF	DKSE	EF	DKSE
Constante	4.964328***	4.964328***	4.697888***	4.697888***	4.570057***	4.570057***
	(0.381488)	[0.367716]	(0.325860)	[0.374309]	(0.359309)	[0.417294]
LFBKF	0.023125	0.023125	0.018012***	0.018012	0.009841	0.009841
	(0.030295)	[0.018864]	(0.027213)	[0.015568]	(0.028901)	[0.022545]
LPO	0.420883***	0.420836***	0.406182***	0.406182***	0.417821***	0.417821***
	(0.030695)	[0.046361]	(0.025609)	[0.044945]	(0.029068)	[0.042919]
IGI_PC	0.013852**	0.013852				
	(0.005474)	[0.007713]				
IPE_PC					0.002435	0.002435
					(0.002859)	[0.004246]
IPS_PC			0.024987***	0.024987**	0.024609***	0.024609***
			(0.005594)	[0.005262]	(0.005621)	[0.00478]
Obs.	88	88	88	88	88	88
R2	0.8470	0.8470	0.8684	0.8684	0.8696	0.8696
Hausman	10.47**		17.69***		39.68***	
Wooldridge	173.92***		209.938***		174.194***	
Pesaran	8.988***		7.694***		8.220***	
Wald	85.00***		15.13*		30.68***	

EF: Data model panel with fixed effects.

DKSE: Fixed effects model with standard errors Driscoll-Kraay.

Note: \*, \*\* and \*\*\* implies significance of 10%, 5% and 1%, respectively. Standard error in parentheses. Driscoll-Kraay standard error in square brackets.

Source: Own elaboration.

### 3.2. Results

Given that DKSE is the most appropriate technique for models with problems of heteroscedasticity, autocorrelation and cross-sectional dependence, we put aside the models using the EF method and analyze the regressions with DKSE.

In table 11 with indicators of physical infrastructure per km<sup>2</sup>, model [1] includes the IGI indicator as a physical infrastructure variable, accompanied by the control variables LFBKF and LPO. In this model, it can be observed that the labor factor, the capital and the infrastructure variable are statistically significant at 5 and 10%, respectively. In a concrete way, labor is the most important factor; it has a greater effect on economic growth. A 1% increase in LPO increases economic growth by 0.39% in the regions of Oaxaca. In the case of capital (LFBKF), an increase of 1% positively affects growth by 0.048%. On the other hand, the effect of the infrastructure as a whole (IGI) is not as expected (+). The results indicate that an increase of 1 unit in IGI will negatively affect growth by 1.12%.

To see what happens with the infrastructure in a disaggregated form (by category), let's analyze the other models. Model [2], which uses the IPE index as an infrastructure variable, indicates that the variables used are significant at 5% (LFBKF and IPE) and at 10% (LPO). Keeping the rest of the factors constant, a 1% increase in the labor factor impacts 0.388% on growth. The relationship between capital and economic growth is positive; that is, a 1% increase in capital will increase GDP per capita by 0.057%. On the other hand, with regard to infrastructure, the effect of the model [1] is still

maintained; that is, a negative relationship. In this case, if the productive economic infrastructure increases by one unit, per capita GDP decreases by 0.974%.

The negative signs for the global infrastructure (IGI) and for the economic infrastructure (IPE) in models [1] and [2] may be the result, on the one hand, that you are considering indicators by geographic dimension ( $\text{km}^2$ ). That is to say, the state of Oaxaca and its respective regions are very territorially dispersed, which makes it difficult to cover the economic infrastructure (which includes communication routes, drainage, sewerage, electric power, among others). In addition, the concentration, both economic and population, generated in certain municipalities in regions such as Valles Centrales and Istmo makes the economic infrastructure insufficient to respond to the needs of economic agents. In other words, the infrastructure that exists is being used in excess (they face a situation of congestion). On the other hand, the result of the IGI can also be the effect of the negative sign in IPE.<sup>10</sup>

According to the models [3] and [4], those with the best adjustment, an increase of 1% in labor (LPO) has an impact in 0.34% on the economic growth of the regions of the state of Oaxaca (LPIBPC). Likewise, a change of 1% in capital (LFBKF) will generate a variation of 0.063-0.074% in the regional GDP per capita. In the case of physical infrastructure (social infrastructure) an increase of one unit will have an effect of between 1.55 and 1.92% in GDP per capita. It should be noted that LPO and IPE are statistically significant at 5% and LFBKF is statistically significant at 1% in the model [3]. In model [4] LFBKF and IPS are statistically significant at 5%, while LPO and IPS are significant at 1%.

The results with per capita indicators are shown in [table 12](#). The model [5] presents results similar to model [1] for the labor factor, both in the effect on economic growth (0.42%) and in the significance (5%). However, the global infrastructure (IGI\_PC), which now has the expected sign (+), and the capital are statistically non-significant variables. In model [6], the social infrastructure (IPS\_PC) is significant, at 5%, and positive. Of the control variables, only the labor factor is significant and indicates that a variation in 1% of the work will have a positive effect on GDP per capita in 0.41%. As for the IPS, a positive change in one unit has a 2.49% impact on economic growth. In addition, in model [7], capital remains statistically non-significant, as do models [5] and [6]. According to the results of the model [7], the IPS\_PC variable is statistically significant at 1%; not the IPE, which in comparison with the model [4] is now positive but not significant. On the other hand, it is shown that an increase of 1% in the labor factor, since it is significant, impacts 0.417% in the regional product per capita; while a positive variation of one unit in the social infrastructure per inhabitant (IPS\_PC) will generate a regional economic growth rate of 2.46%.

The results found agree with the empirical literature. First, it shows that at a more disaggregated geographical level, the effect of infrastructure on economic growth is less. Second, according to [Hansen \(1965\)](#), in the case of lagging geographic areas, the social infrastructure has the greatest participation. [Fuentes \(2003\)](#) produces synthetic indicators for all federal entities in Mexico and finds that in Oaxaca the social physical infrastructure is the one that has a better position with respect to the economic infrastructure.

The State Plan of Sustainable Development 2004-2010 indicates that the low development achieved was not homogeneous, neither between the regions nor in all the sectors of the economy, as a result of the unequal coverage, quality and location of the productive and social infrastructure. Therefore, strategies were established to promote development projects (among them, those aimed at infras-

10 Remember that the IGI is the result of a geometric mean between IPE and IPS.

structure). With the results obtained, it is shown that the objectives in the state plan, those focused on infrastructure as a growth engine, have not been achieved.

### 3.3. Type of infrastructure for each region

Using the technique of fixed effects by least squares with dichotomous variables (LSDV) we obtained the infrastructure coefficients for each region (Table 13).<sup>11</sup> In IPE, the Valles Centrales, Istmo and Mixteca regions have level 1.70, 1.45 and 0.95, respectively, of difference in reference to the Cañada region. In other words, they are the regions that are a bit better in economic infrastructure than the rest of the regions. For the IPS, the Istmo, Sierra Sur and Sierra Norte regions show a level of 5.80, 4.74 and 3.98, respectively, of difference in reference to the Cañada region.

Intermediate regions such as Valles Centrales, Istmo, and to a lesser extent Mixteca, must allocate a greater proportion of public spending to economic infrastructure. The other regions (Cañada, Costa, Papaloapan, Sierra Norte and Sierra Sur) can be classified as lagging, so they require investment in social infrastructure (health and education) to lay the foundations for a more qualified population and create the conditions for them to increase their economic activity in the long term. This does not mean that in the intermediate regions IPS should not be invested and that in the backward regions IPE should not be generated, but in the lagging regions more IPS is invested than is needed.

**Table 13. Fixed effects by least squares with dichotomous variables (LSDV)**

	IGI	IPE	IPS
Costa	0.791588***	0.842442***	2.134189***
	(0.093454)	(0.164007)	(0.221568)
Istmo	2.071047***	1.450232***	5.801512***
	(0.391701)	(0.141029)	(0.721087)
Mixteca	1.170075***	0.950907***	3.405345***
	(0.155361)	(0.091232)	(0.409276)
Papaloapan	0.538768***	0.348327***	1.752757***
	(0.144701)	(0.093396)	(0.242234)
Sierra Norte	0.935533*	0.334864*	3.986257***
	(0.383182)	(0.185006)	(0.607583)
Sierra Sur	1.44142***	0.926483***	4.74295***
	(0.327421)	(0.116673)	(0.633032)
Valles Centrales	1.26019***	1.707479***	2.177889***
	(0.308819)	(0.413898)	(0.099692)
R2	0.886	0.8929	0.927
F	85.51***	82.33***	125.46

Note: \*, \*\* and \*\*\* implies significance of 10%, 5% and 1%, respectively.

Source: Own elaboration.

<sup>11</sup> The Cañada region is not shown given that, with the LSDV technique, it works as a reference point for the other regions.

## CONCLUSIONS

Oaxaca's economic activity is concentrated in two of its eight regions, Valles Centrales and Istmo. Over the 2003 – 2013 period the differences in the standard of living, in terms of GDP per capita, have been reduced between regions, going from 8 to 3.5 times the difference between the best and worst positioned regions. In terms of infrastructure as measured by the indices, there have been no significant increases in the years of study. On the contrary, in some cases the indices decrease, especially if the infrastructure indices per inhabitant are considered.

In the research it was possible to verify statistically the impact of physical infrastructure, both social and economic, on the GDP per capita growth of the regions of the state of Oaxaca for the period 2003–2013. The results show that a change in a one unit of the physical social infrastructure positively impacts 1.19% (in the case of infrastructure per km<sup>2</sup>) or 2.46% (infrastructure per inhabitant) in the regional economic growth.

In the same line, it is proposed that the most dynamic regions (Valles Centrales and Istmo) invest a greater proportion of public spending on economic infrastructure. In contrast, the backward regions must invest in social infrastructure. On the other hand, the negative effect of physical economic infrastructure by geographic dimension on economic growth can be explained by three reasons. First, the state has a deficiency in the provision of economic infrastructure; in other words, the demand for infrastructure of this type exceeds the supply and generates a congestion effect. This occurs in the municipalities with the greatest economic dynamics located in the Valles Centrales and Istmo regions. The second reason is the remarkable geographical dispersion (Oaxaca is the state with the largest number of municipalities, 570, to give an example). This factor means that there is low (or no) infrastructure coverage. Finally, the very rugged topography of the state raises the investment costs and, therefore, little infrastructure is created.

The lack of appropriate regional public policies has meant that the investment made in infrastructure does not generate the expected economic impacts given that the investment policies are prepared based on general conditions and not the particular ones. That is, they do not take local conditions and problems into account. Therefore, it is proposed that regional plans be generated that emphasize the needs of each region.

## REFERENCES

- Argimón, I., Gonzalez-Paramo, I., Martin, M. & Roldan, I. (1994). Productividad e infraestructuras en la economía española. *Moneda y Crédito*, 198, 207-252.
- Aschauer, D. (1989). Is Public Expenditure Productive? *Journal of Monetary Economics*, 23(2), 177-200. doi: <10.1016/0304-3932(89)90047-0>
- (1990). Why is infrastructure important? *Proceedings of a Conference*. Federal Reserve Bank of Boston. Available at <<https://www.bostonfed.org/economic/conf/conf34/conf34b.pdf>>
- (1998). The Role of Public Infrastructure Capital in Mexican Economic Growth. *Economía Mexicana, Nueva Época*, 7(1), 47-78.
- Barajas, H. & Gutiérrez L. (2012). La importancia de la infraestructura física en el crecimiento económico de los municipios de la frontera norte. *Estudios Fronterizos*, 13(25), 57-88.
- Becerril, O., Álvarez, I., Del Moral, L. & Vergara R. (2009). Indicador de infraestructuras productivas por entidad federativa en México, 1970-2003. *Gestión y Política Pública*, 18(2), 379-438.
- Biehl, D. (1988). Infraestructuras y desarrollo regional. *Papeles de Economía Española*, 35, 293-310.
- Calderón, C. & Servén, L. (2004). *The effects of infrastructure development on growth and income distribution*, Policy Research Working Paper, no. 3400. Washington, D.C.: World Bank. Available at <<http://hdl.handle.net/10986/14136>>
- , Moral-Benito, E. & Servén, L. (2015). Is infrastructure capital productive? A dynamic heterogeneous approach. *Journal of Applied Econometrics*, 30(2), 177- 198. doi: <10.1002/jae.2373>
- Cardoso, E. (1993). Macroeconomic Environment and Capital Formation in Latin America. In L. Servén & A. Solimano (Eds), *Striving for Growth After Adjustment: The Role of Capital Formation*. Washington, D.C.: World Bank.
- Costa, J., Ellson, R. & Martin, R. (1987). Public Capital, Regional Output and Development: some empirical evidence. *Journal of Regional Science*, 27(3), 419-437.
- Costa-i-Font, J. & Rodríguez-Oreggia, E. (2005). Is the Impact of Public Investment Neutral Across the Regional Income Distribution? Evidence from Mexico, *Economic Geography*. 81(3), 305-322.
- Dávila, E., Kessel, G. & Levy, S. (2002). El sur también existe: un ensayo sobre desarrollo regional de México. *Economía mexicana. Nueva Época*, 11(2), 205-260.
- De la Fuente, A. (2008). *Inversión en infraestructuras, crecimiento y convergencia regional*. Instituto de Análisis Económico. CSIC, Available at <<http://www.fedea.net/documentos/pubs/ee/2008/20-2008.pdf>>
- Delgado, M. & Álvarez, I. (2001). Metodología para la elaboración de índices de equipamiento de infraestructuras productivas. *Momento Económico*, (117), 20-34.
- (2000). Public productive infrastructure and economic growth. *40th Congress of the European Regional Science Association*, Available at <<http://hdl.handle.net/10419/114746>>
- Démurger, S. (2001). Infrastructure development and economic growth: an explanation for regional disparities in China?. *Journal of Comparative Economics*, 29(1), 95-117.
- Diamond, D. (1990). Infrastructure and economic development. *Anales de estudios económicos y empresariales*, 5, 25-31. Available at <<http://www2.eco.uva.es/aeeee/>>
- Diewert, W. (1986). The Measurement of the Economic Benefits of Infrastructure Services. In *Lecture Notes in Economics and Mathematical Systems*, no. 278, Berlin: Springer-Verlag.
- Driscoll, J. & Kraay, A. (1998). Consistent covariance matrix estimation with spatially dependent panel data. *Review of Economics and Statistics*, 80(4), 549-560.
- Duffy-Deno, K. & Eberts, R. (1991). Public infrastructure and regional economic development: a simultaneous equations approach. *Journal of Urban Economics*, 30(3), 329-343.



- Duque, J.C., Velásquez, H. & Agudelo, J. (2011). Infraestructura pública y precios de vivienda: una aplicación de regresión geoméricamente ponderada en el contextos de precios hedónicos. *Ecos de Economía*, 15(33), 95-122. Available at <http://publicaciones.eafit.edu.co/index.php/ecos-economia/article/view/480/453>
- Esquivel, G., López, L. & Vélez, R. (2003). Crecimiento económico, desarrollo humano y desigualdad regional en México 1950-2000. *Estudios sobre Desarrollo Humano*, PNUD México. No. 2003-3.
- Feltenstein, A. & Ha, J. (1995). The Role of Infrastructure in Mexican Economic Reform, *The World Bank Economic Review*, 9(2), 287-304.
- Fuente, N. & Mendoza, J. (2003). Infraestructura pública y convergencia regional en México, 1980-1998. *Comercio Exterior*, 53(2), 178-187.
- Fuente, N. (2003). Crecimiento económico y desigualdades regionales en México: el impacto de la infraestructura. *Región y Sociedad*, 15(27), 81-106.
- García, J.J. (2007). ¿Existe una relación entre inversión e infraestructura de transporte y crecimiento económico?. *Ecos de Economía*, (25), 62-78. Available at <http://publicaciones.eafit.edu.co/index.php/ecos-economia/article/view/1939>
- Gerber, J. (2003). ¿Hay convergencia de ingresos en la frontera entre México y Estados Unidos? *Comercio Exterior*, 53(12), 1098-1105.
- Gujarati, D. & Porter, D. (2009). *Econometría*, 5th Ed: México, McGraw-Hill.
- Hansen, N. (1965). Unbalanced Growth and Regional Development. *Western Economic Journal*, 4(1), 3-14.
- Hernández, J. (2009). La composición del gasto público y el crecimiento económico. *Análisis Económico*, 24(55), 77-102.
- (2010). Inversión pública y crecimiento económico: hacía una nueva perspectiva de la función del gobierno. *Economía: teoría y práctica*, (33), 59-95.
- (2011). La relación gasto público-crecimiento económico en México, 1980-2009. *Paradigma Económico*, 3(2), 5-32.
- Hirschman, A. (1958). *The Strategy of Economic Development*. New Haven: Yale University Press.
- Hoehle, D. (2007). Robust Standard Errors for Panel Regressions with Cross-Sectional Dependence. *The Stata Journal*, 7(3), 281-312.
- Irazoque, E. & Barbosa, H. (1962). *Regiones fisiográficas de Oaxaca*, Unpublished manuscript. In Biblioteca Pública Central de Oaxaca, México.
- Lächler, U. & Aschauer, D. (1998). *Public Investment and Economic Growth in Mexico*, Policy Research Working Paper, no 1964, The World Bank. Available at <http://documents.worldbank.org/curated/en/632191468774628985/pdf/multi0page.pdf>
- Mendoza, J. (2006). Ingresos, integración económica y empleo en las ciudades fronterizas de México y Estados Unidos. *Economía Mexicana*, Nueva Época, 15(1), 31-66.
- Mendoza, H. & Yanes, C. (2014). Impacto del gasto público en la dinámica económica regional. *Revista Finanzas y Política Económica*, 6(1), 23-41.
- Munnell, A. (1990a). How does public infrastructure affect regional economic performance? *New England Economic Review*. Available at <http://www.bostonfed.org/economic/neer/neer1990/neer590b.pdf>
- (1990b). Why has productivity growth declined? Productivity and public investment? *New England Economic Review*. Available at <http://www.bos.frb.org/economic/neer/neer1990/neer190a.pdf>
- Noriega, A. & Fontenla, M. (2007). La infraestructura y el crecimiento económico en México. *El Trimestre Económico*, 74(296), 885-900.
- Peña, A. (2008). Las disparidades económicas regionales en España: Las infraestructuras como factor de convergencia en el periodo 1980-2000. *Revista de Estudios Regionales*, (82), 105-132.

- Piedras, E. (2003). *Infraestructura capital and economic growth: the long term mexican experience*, Working paper, no. 125, Centro de Investigación y Docencia Económica. Available at <<http://aleph.academica.mx/jspui/handle/56789/3508>>
- Rama, M. (1993). Empirical Investment Equations for Developing Countries. In L. Servén & A. Solimano (Eds.), *Striving for Growth After Adjustment: The Role of Capital Formation*. The World Bank. Available at <<http://documents.worldbank.org/curated/en/303511468739161482/pdf/multi0page.pdf>>
- Ramírez, M. (1994). Public and Private Investment in Mexico, 1950-90: An Empirical Analysis. *Southern Economic Journal*, 61(1), 1-17.
- Ros, I. (2008). La desaceleración del crecimiento económico en México desde 1982. *El Trimestre Económico*, 75(299), 537-560.
- Tamayo, R. (2001). *Inversión pública en infraestructura, acceso de mercado y dispersión territorial del crecimiento industrial en México*. Working paper, no. 101, Centro de Investigación y Docencia Económica, Available at <<http://aleph.academica.mx/jspui/bitstream/56789/3572/1/DOCT2064583.PDF>>
- Torres, F. & Rojas, A. (2015). Política Económica y Política Social en México: desequilibrio y saldos. *Revista Problemas del Desarrollo*, 46(182), 41-65.
- Vergara, R., Mejía, J. & Martínez, A. (2010). Crecimiento económico y convergencia regional en el Estado de México. *Paradigma Económico*, 2(1), 53-88.
- World Bank. (1994). *Informe sobre Desarrollo Mundial 1994: Infraestructura y desarrollo*. Washington, D.C.: World Bank.

## Annexed

### Correlation matrix

	pib_pc1	k1	l1	lpe	lps	lgj	ips_pc	ipe_pc	igj_pc
pib_pc1	1.000								
k1	0.793	1.000							
l1	0.930	0.682	1.000						
lpe	0.623	0.532	0.713	1.000					
lps	-0.028	-0.041	0.128	0.677	1.000				
lgj	0.365	0.301	0.495	0.938	0.890	1.000			
ips_pc	-0.568	-0.627	-0.518	-0.261	0.255	-0.035	1.000		
ipe_pc	-0.160	-0.306	-0.175	0.048	0.155	0.114	0.794	1.000	
igj_pc	-0.431	-0.532	-0.405	-0.153	0.212	0.015	0.965	0.925	1.000

Source: Own elaboration.

---

SOBRE LA VOLATILIDAD DE LA CURVA  
DE RENDIMIENTOS DEL MERCADO  
COLOMBIANO DE DEUDA PÚBLICA

On the volatility of the yield  
curve of the Colombian  
public debt market

José Miguel Sánchez Garrido  
Alfredo Trespalacios Carrasquilla

---

Research Article

## SOBRE LA VOLATILIDAD DE LA CURVA DE RENDIMIENTOS DEL MERCADO COLOMBIANO DE DEUDA PÚBLICA

### On the volatility of the yield curve of the Colombian public debt market

José Miguel Sánchez Garrido<sup>a</sup> y Alfredo Trespalcios Carrasquilla<sup>b</sup>

**Palabras clave:** estructura temporal de las tasas de interés, volatilidad, vectores autorregresivos, componentes principales, causalidad.

**Keywords:** temporary structure of interest rates, volatility, autoregressive vectors, principal components, causality.

**JEL Classification:** E43, E44.

**Received:** 12/04/2018

**Accepted:** 21/05/2018

**Published:** 01/06/2018

#### Resumen

En este trabajo se estima la volatilidad de la estructura temporal de las tasas de interés (ETTI) del mercado colombiano de deuda pública y se explica su relación con los fundamentales macroeconómicos. A partir del modelo paramétrico propuesto por [Nelson y Siegel \(1987\)](#), se estima la ETTI con el fin de capturar el componente de volatilidad condicional, con modelos de heterocedasticidad condicional autorregresiva (ARCH, por sus siglas en inglés *Autoregressive Conditional Heteroskedasticity*). A continuación, se evalúa su relación con variables macroeconómicas como el producto interno bruto ( $y$ ), el nivel general de precios ( $\pi$ ), la tasa de interés de política monetaria ( $i$ ) y el riesgo país ( $r$ ), a través de las funciones impulso-respuesta de los modelos de vectores autorregresivos estructurales (SVAR, por sus siglas en inglés *Structural Vector Autoregressive*) y de las pruebas de causalidad de Granger. Los resultados muestran que la volatilidad de la ETTI del mercado colombiano de deuda pública tiene efectos asimétricos y que hay relaciones causales en ambos sentidos con algunas de las variables macroeconómicas; sin embargo, cuando se presentan choques entre ellas, solo existen respuestas significativas unidireccionales desde la macroeconomía hacia la volatilidad de la ETTI, y no en el sentido contrario.

#### Abstract

This paper estimates the volatility of the Temporary Structure of Interest Rates (ETTI) of the Colombian public debt market and explains its relationship with macroeconomics fundamentals. Starting from the parametric model proposed by [Nelson and Siegel \(1987\)](#), the ETTI is estimated in order to capture the

a. Universidad de Antioquia, Medellín, Colombia; Bancolombia, Medellín, Colombia. [jomisag@hotmail.com](mailto:jomisag@hotmail.com)

b. Instituto Tecnológico Metropolitano. Medellín, Colombia. [alfredo.trespalcios@gmail.com](mailto:alfredo.trespalcios@gmail.com)

conditional volatility component with the Autoregressive Conditional Heteroskedasticity models (ARCH). Subsequently the relationship with the macroeconomic variables such as the gross domestic product ( $y$ ), the general price level ( $\pi$ ), the monetary policy interest rate ( $i$ ) and the risk country ( $r$ ) is evaluated through impulse-response function of the Structural Vector Autoregressive models (SVAR) and the Granger causality tests. The results show that the volatility of the ETTI of the Colombian public debt market has asymmetric effects and there are causal relationships in both directions with some of the macroeconomic variables. However, when there are shocks among them, there are only significant unidirectional responses from macroeconomics to ETTI volatility and not in the opposite direction.

## 1. Introducción

La estructura temporal de las tasas de interés (ETTI), también conocida como curva de rendimientos, se define como la relación existente entre el rendimiento de títulos públicos con características crediticias similares y sus períodos al vencimiento. La ETTI ha sido modelada y estimada a través de técnicas paramétricas y no paramétricas, utilizando modelos de equilibrio, como [Vasicek \(1977\)](#); [Brennan y Schwartz \(1979\)](#); [Cox, Ingersoll y Ross \(1985\)](#); y [Fong y Vasicek \(1991\)](#); al igual que modelos libres de arbitraje, como [Ho y Lee \(1986\)](#); y [Hull y White \(1990\)](#). Debido a que la ETTI suele revelar información relacionada con las expectativas del mercado sobre el comportamiento futuro de la economía, se ha convertido en una herramienta para la toma de decisiones de las autoridades monetarias y en un instrumento para los agentes de mercados financieros, que utilizan su volatilidad para establecer modelos que apoyan la administración del riesgo en la valoración de activos financieros y el diseño de estrategias de inversión y cobertura.

La volatilidad de la ETTI ha cobrado mayor importancia durante las últimas décadas, tras el desarrollo de los derivados financieros, dado que esta suele establecerse como un *input* para la implementación de modelos como los desarrollados por [Black, Derman y Toy \(1990\)](#), y [Hull y White \(1987\)](#), los cuales han sido populares entre los profesionales en finanzas, para fines de valoración de activos derivados de renta fija ([Díaz, Jareño & Navarro, 2009](#)). Por lo anterior, para los agentes de mercados financieros es una necesidad conocer y entender tanto la volatilidad de las tasas de interés y las variaciones en el rendimiento de los activos financieros, como las causas y las relaciones que este tipo de fenómenos tiene con variables macroeconómicas, con el fin de incorporarlo en el análisis de modelos que permitan reducir el riesgo de mercado en la toma de decisiones financieras en mercados que operan bajo incertidumbre.

Entre los estudios de la estructura de volatilidad de las tasas de interés, se encuentran los desarrollados por [Alexander y Chibumba \(1997\)](#); [Alexander \(2000; 2001a; 2001b\)](#); [Heidari y Wu \(2003\)](#); [Ferrer, González y Soto \(2008\)](#); [Novales y Benito \(2007\)](#); [Díaz, Jareño y Navarro \(2010\)](#); y [Jareño y Tolentino \(2012\)](#); en los cuales se aplican los lineamientos de la metodología de [Litterman y Scheinkman \(1991\)](#) para descomponer la ETTI y representarla a través de tres componentes principales que se interpretan como nivel, pendiente y curvatura.

Por su parte, entre los trabajos que se han llevado a cabo en Colombia están los desarrollados por [Botero y Ramírez \(2007\)](#), quienes estiman la volatilidad de la tasa de interés a corto plazo a través de modelos de Nivel (CKLS), modelos de heterocedasticidad condicionada autorregresiva (GARCH) y modelos Mixtos (BHK); y [Cuadros \(2015\)](#), quien, a pesar de no incluir el análisis de volatilidad, descompone la ETTI para el mercado de Estados Unidos y Colombia utilizando un modelo de cuatro

factores, que corresponden al factor de pronóstico de los retornos y los tres componentes principales expuestos por [Litterman y Scheinkman \(1991\)](#).

Los estudios académicos que buscan encontrar el grado de dependencia entre el mercado de deuda pública y las variables macroeconómicas, por su parte, están más orientados a estudiar la relación entre los fundamentales y la ETTI, que en estudiar los fundamentales y la volatilidad. Algunos autores, como [Evans y Marshall \(1998\)](#); [Bernanke y Blinder \(1992\)](#); [Estrella y Hardouvelis \(1991\)](#); [Hardouvelis \(1994\)](#); y [McCallum \(2005\)](#); estudian la relación que tiene la política monetaria en las tasas de interés de mercado. Entre tanto, otros como [Ang y Piazzesi \(2003\)](#); [Evans y Marshall \(2001\)](#); [Diebold, Rudebusch y Aruoba \(2006\)](#); llevan a cabo una descomposición de la ETTI a través de la representación de los factores nivel, pendiente y curvatura, y emplean una gama más amplia de variables macroeconómicas, donde encuentran la relación entre la ETTI y los choques en las variables macroeconómicas, a través de modelos de vectores autorregresivos (VAR) o sus variantes, usando las funciones de impulso-respuesta y la descomposición de varianza.

En Colombia, autores como [Bautista, Riascos y Suárez \(2007\)](#); [Mayorga \(2007\)](#); y [Melo y Castro \(2010\)](#) estiman la ETTI a través del modelo propuesto por [Diebold et al. \(2006\)](#), que no impone restricciones de no arbitraje, y establecen su relación con variables macroeconómicas como la tasa interbancaria, el índice de bonos de mercados emergentes de Colombia (EMBI), el índice de precios al consumidor (IPC), la brecha del producto interno bruto, las expectativas inflacionarias y el índice de producción industrial, empleando para ello un modelo VAR y siguiendo con la metodología de [Ang y Piazzesi \(2003\)](#), y [Evans y Marshall \(2001\)](#). Por su parte, [Melo y Becerra \(2006\)](#) estudian no solo la relación en niveles entre tasa de política monetaria y las tasas de interés de mercado, representadas por la tasa interbancaria y los certificados de depósito a 90 días (DTF), sino que incluyen en sus análisis la relación entre sus volatilidades por medio de los modelos VARX-GARCH; sin embargo, estos autores dentro de sus estudios no incorporan el análisis de la volatilidad de la ETTI.

A diferencia de los anteriores trabajos, la presente investigación tiene como propósito estimar la volatilidad de la estructura temporal de las tasas de interés del mercado colombiano de deuda pública, donde se identifiquen cuáles son los componentes principales que la representan y la relación de estos con variables de tipo macroeconómico. El período de análisis es 2003-2016. Dado que ha sido un tema poco explorado, se pretende aportar, para el mercado colombiano, evidencia empírica que permita a los agentes de mercados financieros no solo comprender el comportamiento de la volatilidad de la ETTI, sino entender los orígenes de las variaciones de los activos financieros asociados a fenómenos macroeconómicos; así pues, esta investigación puede servir de apoyo para la administración del riesgo y la toma de decisiones de inversión.

Adicionalmente, en este estudio se pretende realizar un aporte desde el punto de vista metodológico, al combinar diferentes estrategias que han sido aplicadas separadamente en diversas investigaciones previas: para el estudio de la volatilidad de la ETTI se usan los planteamientos de las investigaciones de [Alexander y Chibumba \(1997\)](#); [Alexander \(2000; 2001a; 2001b\)](#); [Ferrer, González y Soto \(2008\)](#); [Novales y Benito \(2007\)](#); [Díaz, Jareño y Navarro \(2010\)](#); y [Jareño y Tolentino \(2012\)](#); y para el estudio de la relación entre la volatilidad de la ETTI y la macroeconomía, se aplica la estrategia desarrollada en las investigaciones de [Ang y Piazzesi \(2003\)](#), y [Evans y Marshall \(2001\)](#).

Esta investigación se desarrolla en tres etapas: en la primera, se estiman las tasas de interés que representen la ETTI por medio de la metodología paramétrica de libre arbitraje desarrollada por [Nelson](#)

y Siegel (1987), teniendo en cuenta que este modelo es considerado no solo como uno de los más populares usados por bancos centrales y publicaciones académicas, sino que en Colombia<sup>1</sup>, después de varios estudios realizados, fue autorizado por el Ministerio de Hacienda y Crédito Público, y por la Superintendencia de Valores (hoy Superintendencia Financiera de Colombia) como el método para calcular la ETTI del mercado de deuda pública colombiano (Chacón, 2004).

En la segunda etapa se estima la volatilidad de las tasas de interés, utilizando los modelos autorregresivos de varianza condicional heterocedástica, dado que, en este sentido, la literatura previa ha llegado al consenso de que este tipo de especificación permite modelar adecuadamente la volatilidad de las series financieras. Finalmente, en la tercera etapa, luego de identificar los componentes principales que representan la estructura de volatilidad de las tasas de interés, se evalúa la relación entre estos y las variables macroeconómicas, a través de los modelos de series de tiempo multivariadas, particularmente los modelos de vectores autorregresivos estructurales (SVAR) y las pruebas de causalidad de Granger.

El resto de este artículo se organiza de la siguiente manera: en la sección dos se aborda la literatura previa relacionada con el objeto de esta investigación; en la sección tres se establecen los resultados esperados; en la sección cuatro se define la metodología y se explica el modelo paramétrico de Nelson y Siegel (1987), que estima la ETTI, los modelos de heterocedasticidad condicionada autorregresiva y sus variantes, y los modelos SVAR; en la sección cinco se presentan los resultados empíricos; y, finalmente, se presentan las conclusiones y la lista de las fuentes consultadas.

## 2. Estado del arte

### 2.1 Volatilidad de la ETTI.

Los trabajos empíricos previos a esta investigación han estado más orientados a explicar el comportamiento del valor medio de las tasas de interés que la volatilidad de las mismas. Inicialmente, fueron desarrollados por Litterman y Scheinkman (1991) para el mercado de deuda de Estados Unidos, encontrando que existen tres factores principales que tienen la capacidad de explicar los movimientos de las tasas de interés y el precio histórico de los bonos, los cuales se interpretaron como nivel, pendiente y curvatura. Asimismo, el trabajo estuvo enfocado en explicar cómo el nivel general de las tasas de interés afecta los precios de los bonos a través de la duración.

Los trabajos posteriores han determinado, de manera general, que la dinámica de la ETTI puede ser explicada por tres factores principales. Bliss (1997) mostró que los movimientos de la ETTI del mercado de Estados Unidos, explicados a través de la descomposición de tres factores principales, ha sido consistente desde 1970 y no ha cambiado significativamente; además, discute las implicaciones de los resultados en los modelos de cobertura de tasas de interés y demuestra que las coberturas basadas en los factores de descomposición son superiores a las basadas en métodos tradicionales. De igual manera, Soto (2004) estimó la ETTI para el mercado de deuda pública español y se enfocó no solo en explicar los factores principales que la representan, sino en probar la estabilidad de estos, encontrando que, si bien las tasas de interés pueden caracterizarse por tres factores principales, estos no se mantienen constantes. Finalmente, entre otros trabajos de investigación sobre el comportamiento

---

<sup>1</sup> Intervinieron la Bolsa de Valores de Colombia, el Banco de la República, la Superintendencia de Valores y la Bancaria (hoy Superintendencia Financiera de Colombia), y el Ministerio de Hacienda y Crédito Público.



de la ETTI, se encuentran los de [Pérignon y Villa \(2006\)](#); [Matzner-løber y Villa \(2004\)](#); [Elton, Gruber y Michaely \(1990\)](#); y [Wu \(2003\)](#).

[Cuadros \(2015\)](#), por su parte, propuso la descomposición de la ETTI para los mercados de Estados Unidos y Colombia, utilizando un modelo de cuatro factores, que corresponden al factor de pronóstico de los retornos y los tres componentes principales expuestos por [Litterman y Scheinkman \(1991\)](#), con el fin de identificar los efectos que la ETTI del mercado de Estados Unidos pueda tener sobre la estructura a plazos de la economía colombiana.

Si bien las anteriores investigaciones se enfocaron en estudiar la dinámica de las tasas de interés, no incluyeron un análisis específico para la estructura de la volatilidad. En este sentido, los trabajos que tienen una mayor aproximación al objeto de la presente investigación son los desarrollados inicialmente por [Alexander y Chibumba \(1997\)](#), y [Alexander \(2000; 2001a; 2001b\)](#), quienes propusieron un método llamado Ortogonal-GARCH, para generar matrices de covarianzas basadas en factores principales obtenidos a partir para la ETTI del mercado de deuda de Estados Unidos.

La metodología consiste en aplicar los lineamientos de [Litterman y Scheinkman \(1991\)](#), para caracterizar o descomponer la ETTI a través de una muestra representativa de tasas de interés con diferente tiempo al vencimiento y en estimar su volatilidad empleando modelos de heterocedasticidad condicionada autorregresiva (ARCH) y de medias móviles ponderadas exponenciales (EWMA). Posteriormente, para reducir su dimensión y de paso solucionar los problemas de información abundante y redundante, se transforman las variables en un conjunto de nuevas variables que son combinaciones lineales de las originales, representando, de esta manera, la volatilidad de las tasas de interés en un pequeño número de factores –componentes principales– que se interpretan como nivel, pendiente y curvatura.

Heidari y Wu (2003) no solo se enfocaron en estudiar la estructura de las tasas de interés aplicando la técnica de los componentes principales y tomando como referencia la Libor y los swaps principales, sino que incorporaron, dentro de su análisis, la volatilidad implícita de los swaps.

[Novales y Benito \(2007\)](#) estimaron la ETTI a través del modelo de [Nelson y Siegel \(1987\)](#), y mostraron que la volatilidad puede ser explicada también por un número pequeño de factores, pero enfocaron su análisis en dos períodos de estudios, considerando la creación de la Unión Monetaria Europea, en 1999, y el cambio en el manejo de la política monetaria que tuvo lugar a partir de ese entonces.

[Ferrer et al. \(2008\)](#) estimaron la volatilidad de la ETTI para el mercado de deuda pública español adoptando la metodología Ortogonal-GARCH empleada por [Alexander y Chibumba \(1997\)](#), y por [Alexander \(2000; 2001a; 2001b\)](#). Estos investigadores sugirieron una estimación de las tasas de interés con tiempo al vencimiento específico, que sirven como mejor aproximación para representar los factores principales de la estructura de volatilidad.

[Díaz et al. \(2010\)](#), por su parte, estimaron la ETTI utilizando no solo dos modelos, el de [Nelson y Siegel \(1987\)](#), y el de [Vasicek y Fong \(1982\)](#), sino que hicieron sus estimaciones adoptando dos supuestos en cuanto al comportamiento de los errores: OLS (asumiendo que hay homocedasticidad) y GLS (asumiendo que hay heterocedasticidad), y modelos de varianza condicional heterocedástica. La investigación encontró que existen significativas diferencias en la volatilidad de la ETTI dependiendo del modelo y del supuesto en la estimación de los errores. A su vez, [Jareño y Tolentino \(2012\)](#) aplica-

ron esta metodología al mercado de Estados Unidos, pero modificando el método de estimación para la ETTI. En esta ocasión, emplearon el modelo de [Svensson \(1994\)](#) y las estimaciones obtenidas de Bloomberg, así como las bases de datos del Banco Central (Federal Reserve Board y Department of the Treasury). Otros trabajos en los que se estudió la volatilidad de la ETTI son los de [Pérignon y Villa \(2006\)](#); [Longstaff y Schwartz \(1992\)](#); [Lekkos \(2000\)](#); [Chirinos y Bolívar \(2012\)](#); y [Strickland \(1993\)](#).

Para el caso colombiano, [Botero y Ramírez \(2007\)](#) estimaron la volatilidad de la tasa de interés a corto plazo, representada por la tasa de interés interbancaria, a través de modelos de nivel (CKLS), modelos de heterocedasticidad condicionada autorregresiva (GARCH) y modelos mixtos (BHK) que combinan características de las dos especificaciones anteriores. Los autores encontraron que el modelo EGARCH es la mejor especificación para estimar la volatilidad de la tasa de interés interbancaria y que la respuesta de la volatilidad cuando se presentan innovaciones positivas es un 22,3% superior respecto a las innovaciones negativas de la misma magnitud.

## 2.2 Relación entre macroeconomía y la ETTI.

Existen numerosas investigaciones previas que estudiaron la relación entre la ETTI y sus determinantes macroeconómicos; sin embargo, estas no se enfocaron en analizar los determinantes macroeconómicos de la volatilidad de la ETTI. La estrategia empírica utilizada para identificar los choques exógenos en la ETTI ha sido la metodología de vectores autorregresivos estándar y vectores autorregresivos estructurales, desarrollada inicialmente por [Sims \(1986\)](#). Se cuentan, entre ellas, investigaciones como las de [Evans y Marshall \(1998\)](#); [Bernanke y Blinder \(1992\)](#); [McCallum \(2005\)](#); [Haldane y Read \(1999; 2000\)](#); y [Arango, González, León y Melo \(2006\)](#), en las que se evaluó la relación entre la política monetaria y la ETTI, sustentadas en el argumento de que es el mejor factor que determina sus movimientos.

[Evans y Marshall \(1998\)](#) encontraron que los choques asociados a una política monetaria contractiva en los Estados Unidos producen un aumento transitorio en las tasas de interés de corto plazo que decrece con la madurez, un menor efecto en los rendimientos de la parte media de la ETTI y casi ningún efecto en las variaciones de las tasas de interés de largo plazo (menos del 15%). El principal efecto está en la variación de la pendiente de la ETTI. Las respuestas de la ETTI se pueden explicar más desde las condiciones de liquidez que por el efecto de las expectativas de inflación.

También están aquellas investigaciones en las que se evaluó un conjunto de variables macroeconómicas más amplias sobre la ETTI. [Evans y Marshall \(2001\)](#) utilizaron, para Estados Unidos, la producción industrial, el índice de precios al consumidor, el índice de precios al productor y la tasa de interés de los fondos federales, obteniendo resultados que fueron contrastados con la investigación de [Ang y Piazzesi \(2003\)](#). Los autores encontraron que los impulsos macroeconómicos producen la mayor parte de la variabilidad de las tasas de interés de todos los períodos de madurez y que los choques en el consumo, coherentemente inducen cambios grandes, persistentes y estadísticamente significativos en el nivel de la ETTI. Por el contrario, los choques tecnológicos inducen patrones más débiles y menos sólidos de respuestas en las tasas de interés, ya que mueven las tasas reales y la inflación esperada en direcciones opuestas. Además, no hay evidencia de que los choques de política fiscal induzcan a significativas respuestas en las tasas de interés.

[Ang y Piazzesi \(2003\)](#) describieron la dinámica de la ETTI y las variables macroeconómicas utilizando modelos de no arbitraje. Las variables macroeconómicas seleccionadas las dividieron en dos subgrupos: el primero, compuesto por el índice de precios al consumidor, el índice de precios al productor, los precios de *commodities* y el desempleo; y el segundo, por la tasa de empleo, el índice

de producción industrial y el índice help. Posteriormente, aplicaron componentes principales para extraer un factor en cada subgrupo (inflación y actividad económica), encontrando que los factores macroeconómicos explican hasta un 85% del pronóstico de la varianza de larga, media y corta madurez de la ETTI, aunque su explicación decrece para rendimientos de mayor madurez. En la parte larga de la ETTI, el 60% de la varianza pronosticada es atribuible a factores macro en un horizonte de pronóstico de un mes, mientras que, en horizontes de pronóstico muy largos, más del 60% de la varianza es atribuible a factores inobservables.

[Diebold et al. \(2006\)](#) estudiaron la dinámica entre variables macroeconómicas y la curva de rendimientos, por medio de un modelo no estructural sin restricciones de no arbitraje diferente al propuesto por [Diebold y Li \(2006\)](#), aplicando el Filtro de Kalman para la estimación simultánea de los parámetros de la curva a través del método de máxima verosimilitud, y luego estimaron un SVAR tomando los componentes principales de las tasas de interés, la utilización de la capacidad instalada, la tasa de reserva federal y la inflación anual.

[De Goeij y Marquering \(2006\)](#) estimaron el impacto que tienen los anuncios macroeconómicos sobre la volatilidad del mercado de bonos de los Estados Unidos, encontrando que las volatilidades aumentan en los días de anuncio, pero las altas volatilidades causadas por las noticias inesperadas no persisten al día siguiente. Los autores también analizaron si la volatilidad de los bonos responde asimétricamente a choques negativos y positivos, y encontraron que existe poca evidencia de efectos asimétricos en la volatilidad del rendimiento de los bonos.

[Joslin y Konchitchki \(2017\)](#) estudiaron la relación entre el mercado de renta fija, la macroeconomía y el sector corporativo (a través del desempeño de los ingresos corporativos y la volatilidad de las tasas de interés), para la economía de los Estados Unidos. La investigación encontró que la volatilidad de la ETTI es una herramienta importante para predecir el rendimiento de los bonos a través de las opciones de tasas de interés y que la varianza residual, definida como la porción de la varianza que no está correlacionada con el nivel, pendiente y curvatura de la ETTI, está altamente determinada por el exceso de retorno esperado de los bonos con vencimiento a largo plazo.

Para el caso colombiano, [Bautista et al. \(2007\)](#), [Mayorga \(2007\)](#), y [Melo y Castro \(2010\)](#), empleando la metodología de estimación de la ETTI no estructural sin restricciones de no arbitraje propuesta por [Diebold y Li \(2006\)](#) –versión dinámica de la metodología de [Nelson y Siegel \(1987\)](#)–, obtuvieron evidencia empírica que relaciona la ETTI del mercado de deuda pública con las variables macroeconómicas. [Melo y Castro \(2010\)](#) encontraron una fuerte relación entre las tasas de largo plazo y las expectativas inflacionarias, y que existe una dependencia más fuerte de la ETTI respecto a las variables macroeconómicas, que en el sentido inverso.

[Melo y Becerra \(2006\)](#) estudiaron la relación entre la tasa de política monetaria, la tasa de los certificados de depósito a 90 días (DTF) y la tasa interbancaria para el mercado colombiano, así como la relación entre sus volatilidades a través de los modelos VARX-GARCH multivariados. Los autores encontraron que la tasa de interés interbancaria es la variable con mayor grado de respuesta ante choques en la tasa de intervención; además, la respuesta se hace aún mayor cuando se considera una ventana de tiempo más reciente. Asimismo, con el fin de indagar sobre las respuestas en las volatilidades, los autores seleccionaron, dentro de la muestra, eventos particulares relacionados con cambios en la tasa política monetaria, el período de inestabilidad en el rendimiento de los títulos de tesorería y el de mayor volatilidad de los certificados de depósitos; encontrando que los choques en

la tasa de política monetaria generaron una respuesta mayor en la volatilidad de tasa interbancaria, pero de menor persistencia, en comparación a la respuesta de la volatilidad de la DTF; sin embargo, no existen patrones de respuesta claramente diferenciables respecto a los choques presentados en dichos eventos.

### 3. Macroeconomía y volatilidad de la ETTI

Para estudiar la relación entre la macroeconomía y la volatilidad de la ETTI, esta investigación considera como variables principales la actividad real, las tasas de interés, el nivel de precios y el riesgo país, siguiendo los planteamientos de las investigaciones desarrolladas por [Evans y Marshall \(2001\)](#), [Ang y Piazzesi \(2003\)](#), [Diebold et al. \(2006\)](#), entre otras, en las cuales se contempló un grupo de variables macroeconómicas adicionales a la política monetaria. Como variables de la volatilidad de la ETTI, se espera que estén caracterizadas por los tres componentes principales que podrían ser interpretados como nivel, pendiente y curvatura. La relación esperada para el sistema de ecuaciones de vectores autorregresivos, cuya metodología se explicará en la siguiente sección, es:

$$\begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ a_{yy} & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & a_{li} & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & a_{ri} & a_{ri} & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & a_{ni} & a_{ni} & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & \pm a_{pi} & \pm a_{pi} & 0 & \pm a_{pn} & 1 & 0 \\ 0 & \pm a_{ci} & \pm a_{ci} & 0 & -a_{cn} & \pm a_{cp} & 1 \end{bmatrix} A(L) \begin{bmatrix} y \\ \pi \\ i \\ r \\ n \\ p \\ c \end{bmatrix} = \varepsilon_t$$

donde:

$y = \text{PIB}$

$\pi = \text{Inflación}$

$i = \text{Tasa de interés de política monetaria}$

$r = \text{Riesgo país}$

$n = \text{Nivel de la volatilidad de la ETTI}$

$p = \text{Pendiente de la volatilidad de la ETTI}$

$c = \text{Curvatura de la volatilidad de la ETTI}$

$A_0 = \text{Matriz de restricciones}$

En la primera ecuación del sistema (resultado de multiplicar la primera fila de la matriz  $A_0$  por el vector de la parte derecha), se espera que el producto no esté determinando por ninguna de las variables del sistema y que no genere efectos significativos en los componentes principales que representan la volatilidad de la ETTI; hipótesis que se sustenta en la literatura económica, la cual ha llegado al consenso de que si bien la política monetaria podría tener efectos sobre la actividad real, estos resultados serían no permanentes y no tendría efecto alguno en el largo plazo, como sí podrían tenerlo otras variables no incorporadas en esta investigación, como la política fiscal, el capital físico, el capital humano y el progreso tecnológico. Además, como se mencionó antes, [Evans y Marshall \(2001\)](#) encontraron que los choques tecnológicos y de política fiscal no producen respuestas significativas en las tasas de interés del mercado de Estados Unidos (como consecuencia, no generarían volatilidad en la ETTI).

En la segunda ecuación, se supone que la inflación depende únicamente de las fluctuaciones o choques de demanda, por lo que se espera que un choque en el producto genere presiones inflacionarias que llevarían al emisor a incrementar la tasa de política monetaria; hipótesis que se encuentra representada en la tercera ecuación.

Según lo anterior, se espera que el nivel de volatilidad de la ETTI, planteado en la cuarta ecuación, esté determinado por un aumento en el nivel general de precios y por el aumento en la tasa de interés de política monetaria, bajo el supuesto de que la autoridad monetaria puede influir en las tasas de interés de mercado de corto plazo a través de los canales de transmisión, además de sustentar esta hipótesis en los resultados obtenidos en investigaciones como las de [Evans y Marshall \(1998; 2001\)](#), y [Ang y Piazzesi \(2003\)](#). Como consecuencia, se espera que se generen efectos ambiguos en la pendiente y la curvatura de la volatilidad de la ETTI, de acuerdo con la ecuación seis y siete, respectivamente, dado que el cambio en estos parámetros estaría determinado no solo por la volatilidad de los rendimientos de corto plazo, sino también por el largo plazo; sin embargo, si se presenta un incremento en el nivel de volatilidad, se espera que la pendiente y la curvatura disminuyan.

Finalmente, se espera que la curvatura esté determinada por las variables macroeconómicas que dieron origen a los cambios en el nivel y la pendiente de la volatilidad de la ETTI; es decir, el nivel general de precios y la tasa de interés de política monetaria, como por las variaciones en dichos componentes principales.

## 4. Modelación y base de datos

### 4.1 Modelación.

#### 4.1.1 Estructura temporal de las tasas de interés y el modelo de Nelson y Siegel (1987).

El modelo parte de una ecuación diferencial de segundo orden, y supone que el mercado se encuentra en equilibrio y que no existen oportunidades de arbitraje para generar ganancias entre dos alternativas de inversión.

El modelo puede expresarse de la siguiente forma:

$$f_t = \beta_0 + \beta_1 \exp\left(-\frac{t}{\tau}\right) + \beta_2 \left(\frac{t}{\tau}\right) \exp\left(-\frac{t}{\tau}\right) \quad [1]$$

donde:

$f_t$  representa la tasa futura o *forward* al vencimiento en  $t$ ;  $t$  es el tiempo al vencimiento.

Si el  $\lim_{t \rightarrow \infty} f_t = \beta_0$ , el parámetro  $\beta_0$  está asociado al comportamiento de  $f_t$  en el largo plazo, por lo que se debe cumplir que  $\beta_0 > 0$ . Asimismo, este parámetro determina el nivel de la curva, lo que quiere decir que, si el tipo de interés de largo plazo varía, el nivel de la curva también lo hace.

Si el  $\lim_{t \rightarrow 0} f_t = (\beta_0 + \beta_1)$ , quiere decir que  $(\beta_0 + \beta_1)$  se relaciona con el comportamiento de  $f_t$  en el corto plazo. Si  $c = (\beta_0 + \beta_1)$ , entonces  $\beta_1 = c - \beta_0$ , y puede interpretarse como la brecha (*spread*) entre el tipo de interés de corto y largo plazo, y ante variaciones entre estos dos tipos se generan cambios en la pendiente de la curva.

Teniendo en cuenta que al encontrar el tipo de interés de corto y largo plazo los términos  $\beta_2$  y  $\tau$  se anulan, estos solo aparecen afectando el tramo medio o los rendimientos de vencimientos intermedios, en donde  $0 < t < \infty$ ; por lo tanto,  $\beta_2$  no se interpreta como tasas de interés de mediano plazo, sino que en conjunto  $\beta_2$  y  $\tau$  influyen en que la curvatura se ubique entre los límites  $\beta_0$  y  $(\beta_0 + \beta_1)$ .

De acuerdo con lo anterior, los parámetros  $\beta_0, \beta_1, \beta_2$  son los parámetros de la ETTI que determinan, respectivamente, el nivel, la pendiente y la curvatura, mientras que  $\tau$  es considerado como el parámetro que determina la velocidad de convergencia.

Para analizar la volatilidad de las tasas de interés se utilizan los modelos GARCH/EGARCH, ampliamente aceptados y aplicados especialmente en series de tiempo de tipo financiero en las que se cumple que la varianza no condicionada (después de realizar las transformaciones adecuadas) puede ser constante, pero la condicionada es heterocedástica.

#### 4.1.2 Modelo de heterocedasticidad condicional autorregresiva generalizada (GARCH).

[Bollerslev \(1986\)](#) propuso una nueva formulación de los modelos de heterocedasticidad condicional autorregresiva (ARCH) desarrollados por [Engle \(1982\)](#), con el fin de evitar las restricciones<sup>2</sup> y la pérdida de precisión en la estimación de series financieras con un número elevado de retardos, los cuales, generalmente, están correlacionados. La reparametrización denominada heterocedasticidad condicional autorregresiva generalizada (GARCH por sus siglas en inglés *Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity*) depende de un número reducido de parámetros, además del cuadrado de los errores retardados (como en el modelo ARCH) de la varianza condicional retardada.

$$\begin{aligned} r_t &= \mu + \varepsilon_t \\ \varepsilon_t &\approx N(0, \sigma_t^2) \\ \varepsilon_t &= a_t \sigma_t \\ \sigma_t^2 &= \delta_0 + a_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \dots + a_p \varepsilon_{t-p}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 + \dots + \beta_p \varepsilon_{t-p}^2 \\ \sigma_t^2 &= \delta_0 + \sum_{i=1}^q a_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p \beta_j \sigma_{t-j}^2 \end{aligned} \quad [2]$$

donde:

$\delta_0$  = Valor medio de la varianza

$a_i$  = Efecto de la observación del proceso en  $t-1$ , sobre la varianza en  $t$

$\beta_j$  = Efecto de la varianza del proceso en  $t-1$ , sobre la varianza en  $t$

A pesar de que el modelo logra solucionar el problema de los retardos, no resuelve las limitaciones de los supuestos en los que debe cumplir con la restricción de los parámetros  $\delta_0 > 0$  y  $a_i, \beta_i \geq 0; i = 1, 2, \dots, q, j = 1, 2, \dots, p$ .

2 Entre ellas, se tiene que la varianza debe ser positiva y, para garantizarlo, todos los regresores, incluido el intercepto, deben ser positivos; es decir, que  $\delta_0 > 0$  y  $a_i \geq 0; i = 1, 2, \dots, p$ . Para cumplirse la condición de estacionariedad en media, la suma de todos los parámetros debe ser menor que la unidad:  $a_t \sim iidN(0,1)$ . Para lograr ajustar el modelo, generalmente se requiere de un número elevado de retardos.

#### 4.1.3 Modelo exponencial GARCH (EGARCH).

Debido a que los modelos ARCH/GARCH establecen restricciones difíciles de lograr, como la no negatividad de los parámetros, además de la inadecuada estimación del efecto apalancamiento, [Nelson \(1991\)](#) determinó una nueva parametrización que contempla, de manera diferenciada, los efectos de noticias positivas y negativas en los rendimientos; es decir, que la respuesta de la volatilidad no suele ser simétrica en la práctica, como lo plantean los modelos ARCH/GARCH, sino que, por el contrario, resulta ser de mayor magnitud ante disminuciones en los precios que ante subidas en estos. Los modelos GARCH exponenciales, o EGARCH, consideran los efectos asimétricos de la volatilidad de los rendimientos y no presentan restricción de no negatividad de los parámetros. La especificación del modelo, de forma general, se puede expresar así:

$$\begin{aligned} r_t &= \mu + \varepsilon_t \\ \varepsilon_t &\approx N(0, \sigma_t^2) \\ \varepsilon_t &= \alpha_t \sigma_t \\ \ln \sigma_t^2 &= \delta_0 + \sum_{j=1}^q a_j \ln \sigma_{t-j}^2 + \sum_{i=1}^p B_i g(\alpha_{t-i}) \end{aligned} \quad [3]$$

donde:

$\delta_0$  = Valor medio de la varianza

$g(\alpha_t) = \theta \alpha_t + \gamma [|\alpha_t| - E|\alpha_t|]$ ; Función de respuesta asimétrica

$E[g(\alpha_t)] = 0$

$$\alpha_t = \sqrt{\frac{\varepsilon_{t-k}}{\sigma_{t-k}^2}}; \text{ error estandarizado. } E|\alpha_t| = E\left|\frac{\varepsilon_{t-k}}{\sigma_{t-k}^2}\right| = \sqrt{\frac{2}{\pi}}$$

Finalmente, el modelo puede escribirse así:

$$\ln \sigma_t^2 = \delta_0 + \sum_{j=1}^q a_j \ln \sigma_{t-j}^2 + \sum_{i=1}^p \beta_i \left[ \theta \frac{\varepsilon_{t-k}}{\sigma_{t-k}^2} + \gamma_i \left[ \left| \frac{\varepsilon_{t-k}}{\sigma_{t-k}^2} \right| - \sqrt{\frac{2}{\pi}} \right] \right] \quad [4]$$

Para representar el efecto magnitud, en el término  $\gamma [|\alpha_t| - E|\alpha_t|]$  se asume que  $\theta = 0$  y que  $\gamma = 0$ . La innovación en  $\ln \sigma_{t+i}^2$  es, entonces: positiva, cuando la magnitud de  $\alpha_t$  es mayor que su valor esperado; y negativa, cuando la magnitud de  $\alpha_t$  es menor que su valor esperado. Si se asume que  $\theta < 0$  y que  $\gamma = 0$ , se tiene que la innovación en la varianza condicional es: positiva, cuando la innovación en los retornos es negativa; y negativa, cuando la innovación en los retornos es positiva ([Fernández 2009](#)).

#### 4.1.4 Funciones impulso-respuesta: Modelo de vectores autorregresivos estructurales (SVAR).

El modelo de vectores autorregresivos estructurales (SVAR) fue propuesto, inicialmente, por [Sims \(1986\)](#) como una variante de la versión estándar del modelo de vectores autorregresivos (VAR), el cual está conformado por un sistema de ecuaciones simultáneas de variables endógenas. Entre las ventajas de usar un SVAR en lugar de un VAR, está el hecho de que en estos modelos se pueden imponer restricciones económicas de tipo teórico o empírico, ya sean contemporáneas o de largo plazo.

Un VAR(p) está dado por la siguiente especificación:

$$Y_t = A_1 Y_{t-1} + A_2 Y_{t-2} + \dots + A_p Y_{t-p} + \varepsilon_t \quad [5]$$

donde  $Y_t$  son vectores  $k \times 1$  de variables endógenas del sistema,  $Y_{t-1}$  son los vectores de las mismas variables endógenas de forma rezagada en  $i$ ,  $A_i$  con las matrices  $k \times k$  de coeficientes y  $\varepsilon_t$  es un vector  $k \times 1$  homoscedástico y no autocorrelacionado.

Reparametrizando la ecuación 5 y expresándola en términos del operador de rezagos, se tiene que:

$$Y_t - A_1 Y_{t-1} - A_2 Y_{t-2} + \dots + A_p Y_p = \varepsilon_t$$

$$A(L) Y_t = \varepsilon_t$$

En los modelos SVAR, por su parte, se tienen tres especificaciones (modelo A, B y AB), donde se definen restricciones de corto y largo plazo, dependiendo de los propósitos del investigador.

El modelo SVAR se especifica de la siguiente manera:

$$A_0 Y_t = A_1 Y_{t-1} + A_2 Y_{t-2} + \dots + A_p Y_p + \varepsilon_t \quad [6]$$

$$A_0 A(L) Y_t = \varepsilon_t$$

$$\varepsilon_t = A_0 u_t \sim iidN(0, \Sigma_\varepsilon)$$

donde  $A_0$  denota la matriz de restricciones estructurales de las relaciones contemporáneas entre las variables del sistema.

La forma reducida de la ecuación 6 puede escribirse así:

$$y_t = \Phi_1 y_{t-1} + \Phi_2 y_{t-2} + \dots + \Phi_p y_p + e_t$$

donde  $\Phi = A_0^{-1} A_i$ , para  $i=1, \dots, p$  y  $e_t = A_0^{-1} \varepsilon_t$ .  $y_t$  es  $n \times 1$  y existen  $pn^2$  elementos en  $(\Phi_1, \Phi_2, \dots, \Phi_p)$  y  $n(n+1)/2$  elementos en la matriz de covarianzas de las perturbaciones, la cual viene dada por  $\Sigma_e = A_0^{-1} \Sigma_\varepsilon (A_0^{-1})'$ . Además,  $\varepsilon_t \sim iidN(0, \Sigma_\varepsilon)$ .

#### 4.2 Base de datos.

Para representar la ETTI y estimar su volatilidad se eligen los nodos de uno, tres, seis y diez meses; y uno, tres, cinco, seis, siete, ocho, nueve y diez años. Las tasas de interés fueron calculadas a partir de los parámetros de la ETTI que son estimados diariamente por la Bolsa de Valores de Colombia para la referencia de los TES clase B (los de mayor volumen de negociación), siguiendo la metodología de [Nelson y Siegel \(1987\)](#). La muestra comprende 4769 observaciones diarias, desde diciembre de 2003 hasta diciembre de 2016.

Para estimar el modelo de vectores autorregresivos estructurales (SVAR), la base de datos está integrada por los componentes principales<sup>3</sup> de la volatilidad de la ETTI y por las variables macroeconómicas que representan la actividad real, las tasas de interés, el nivel de precios y el riesgo país. La muestra comprende 157 observaciones mensuales, desde diciembre de 2003 hasta diciembre de 2016.

3 La técnica de los componentes principales fue introducida por Pearson (1901) y, posteriormente, desarrollada por Hotelling (1933).



## 5. Resultados empíricos

### 5.1 Volatilidad de la ETTI.

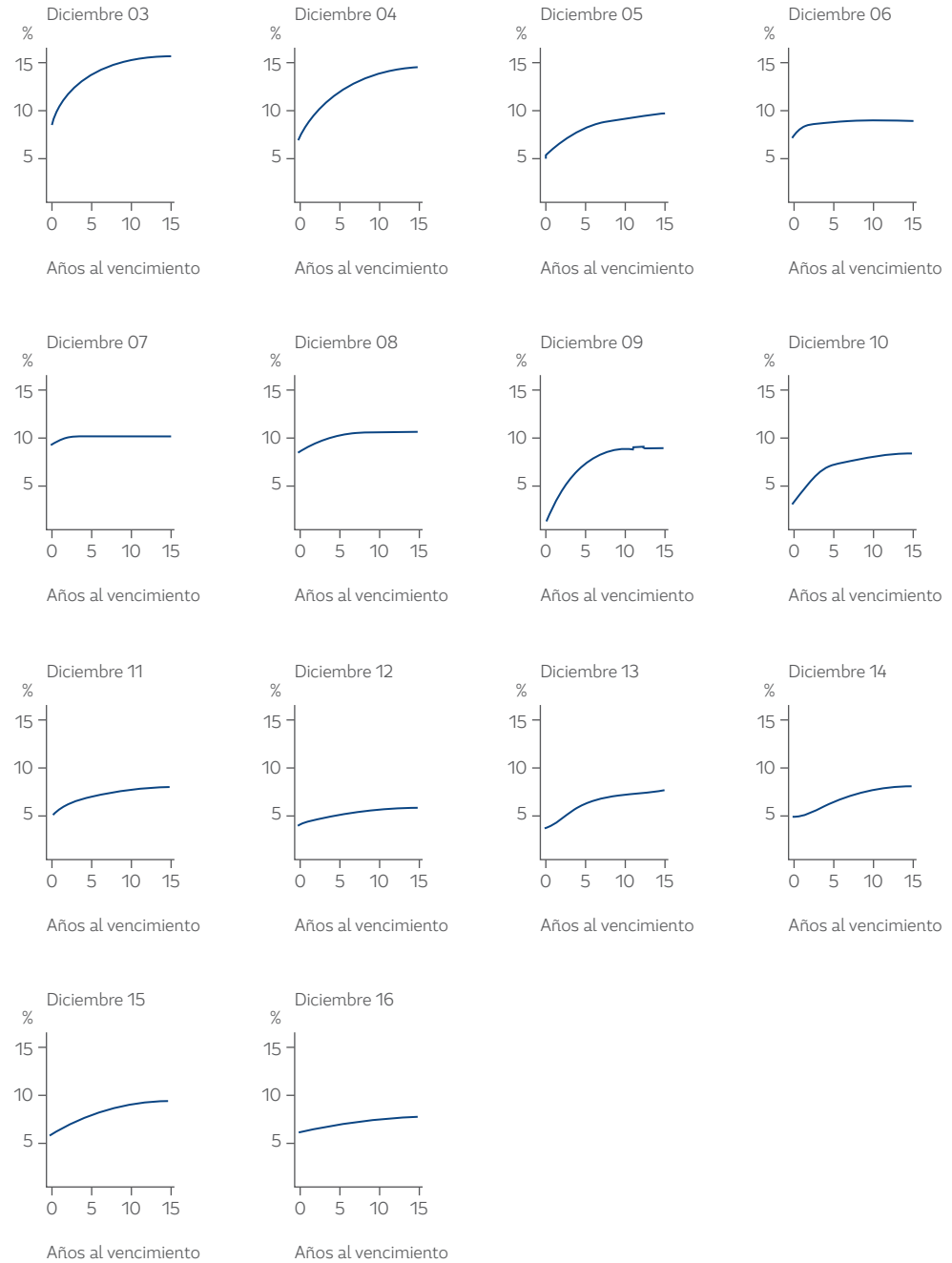
En la Figura 1 se ilustra una variedad de formas de la estructura temporal de tasas de interés del mercado colombiano de deuda pública, usando la metodología de [Nelson y Siegel \(1987\)](#), en el último día hábil del mes de diciembre para cada uno de los años que forman parte de la muestra.

La disminución del *spread* entre los rendimientos de corto y largo plazo, entre 2005 y 2008, generó un aplanamiento de la curva, como consecuencia de un incremento en las tasas de interés de corto plazo, lo que, según la teoría pura de las expectativas,<sup>4</sup> refleja la transición a una política monetaria menos expansiva, debido a un aumento en el nivel general de precios que se situó por fuera del rango meta. El incremento de la pendiente en 2009 podría interpretarse como un aumento en las expectativas de inflación y un menor compromiso de la autoridad monetaria para mantener la inflación estable; sin embargo, el cambio de perfil de política monetaria pudo estar incentivado por la crisis financiera internacional y el menor crecimiento económico. Para 2006, la ETTI, nuevamente, mostró una forma más plana, pero esta vez debido a la disminución en las tasas de interés de largo plazo, lo cual podría dar una señal de que el mercado estaría esperando tasas de interés futuras de corto plazo más bajas, probablemente ante la coyuntura de la menor dinámica de crecimiento económico, situación que, efectivamente, se materializó con una serie de recortes a la tasa de intervención que inició en diciembre de 2016 y continuó a lo largo de 2017.

---

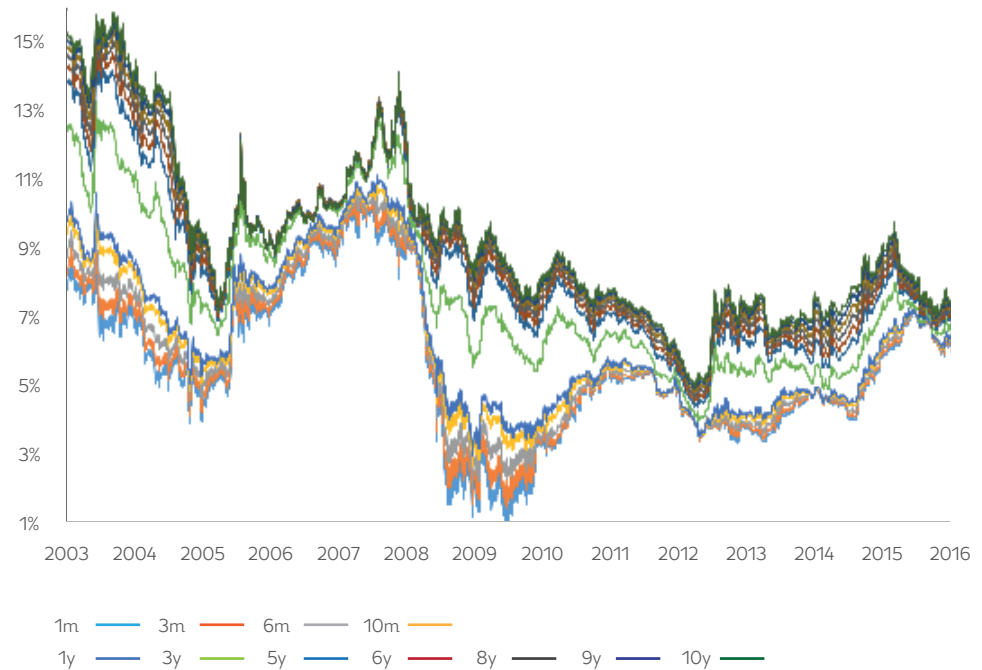
4 La teoría pura de las expectativas establece que la forma depende de las expectativas futuras de las tasas de interés. La teoría de la preferencia por la liquidez supone que los agentes prefieren situarse en cierto tramo de la curva, dependiendo de la prima de liquidez ofrecida. La teoría del hábitat preferido sostiene que las primas de riesgo no dependen del plazo, sino del equilibrio entre oferta y demanda y, en consecuencia, los agentes ajustan sus posiciones dependiendo del rendimiento adicional ofrecido. La teoría de la segmentación de mercados establece que los mercados de largo y corto plazo están segmentados por las restricciones para cambiar de posición en determinado plazo.

**Figura 1. Estructura temporal de tasas de interés al cierre de año. Elaboración propia.**



En la Figura 2 se ilustra el sistema, para doce períodos de madurez, de tasas de interés que representan la estructura temporal de tasas de interés estimadas con una frecuencia diaria, desde 2003 hasta 2016, y usadas como *inputs* para estimar los modelos de volatilidad condicionada y la posterior aplicación del método de componentes principales.

**Figura 2. Tasas de interés según período de madurez. Elaboración propia.**



Se puede observar, en la figura anterior, que mientras las tasas de interés de corto plazo (hasta un año) reflejan de manera más acentuada la dinámica de las tasas de interés de la política monetaria y los ciclos económicos, las tasas de interés de largo plazo muestran un ciclo menos marcado.

En la Tabla 1 se encuentra ilustrado el resumen estadístico para cada uno de los rendimientos en primeras diferencias, dado que, según las pruebas de raíz unitaria, las series no presentan un comportamiento estacionario. Los resultados muestran que las tasas de interés, en todos los casos, tienen como característica principal la presencia de colas pesadas, dado que la curtosis es bastante alta y superior a tres, lo que sugiere la existencia de datos atípicos y ausencia de normalidad. Asimismo, según del estadístico skewness, las series no presentan un comportamiento simétrico, puesto que los resultados son lejanos de cero, mostrando que las tasas de interés no presentan una distribución normal y, por el contrario, muestran un sesgo a la derecha.

**Tabla 1. Resumen estadístico**

	Media	Mediana	Máximo	Mínimo	Desv. St.	1er Qu.	3er Qu.	Skewness	Curtosis
1m	0,00000	0,00000	0,01097	-0,01005	0,00142	-0,00023	0,00020	0,09820	11,12052
3m	0,00000	0,00000	0,01008	-0,00747	0,00122	-0,00023	0,00020	0,14067	10,91770
6m	-0,00001	0,00000	0,00882	-0,00558	0,00100	-0,00020	0,00019	0,19630	11,24471
10m	-0,00001	0,00000	0,00737	-0,00519	0,00082	-0,00019	0,00017	0,28634	12,34858
1y	-0,00001	0,00000	0,00740	-0,00470	0,00076	-0,00018	0,00015	0,34390	12,90065
3y	-0,00001	0,00000	0,00723	-0,00865	0,00069	-0,00022	0,00011	0,47588	18,65929
5y	-0,00001	0,00000	0,00879	-0,00941	0,00076	-0,00025	0,00013	0,63194	19,47516
6y	-0,00002	0,00000	0,00961	-0,00929	0,00078	-0,00025	0,00013	0,70688	19,52097
7y	-0,00002	0,00000	0,01010	-0,00905	0,00079	-0,00025	0,00014	0,73266	19,32973
8y	-0,00002	0,00000	0,01027	-0,00877	0,00080	-0,00025	0,00014	0,68721	18,86530
9y	-0,00002	0,00000	0,01017	-0,00852	0,00081	-0,00024	0,00015	0,56612	18,20394
10y	-0,00002	0,00000	0,00983	-0,00833	0,00083	-0,00026	0,00015	0,38783	17,54462

Nota: Elaboración propia.

Para la estimación de la volatilidad de la ETTI de los diferentes períodos de madurez, se eligieron los modelos EGARCH (especificado según la ecuación 4) en 11 de los 12 casos, dado que los resultados de los diferentes test de simetría sugirieron la presencia de asimetría y teniendo en cuenta que estos son modelos dinámicos más flexibles para la estimación de la ecuación de varianza en comparación con una especificación asimétrica alternativa de un modelo de tipo Threshold ARCH, TARCH (Díaz et al., 2009).

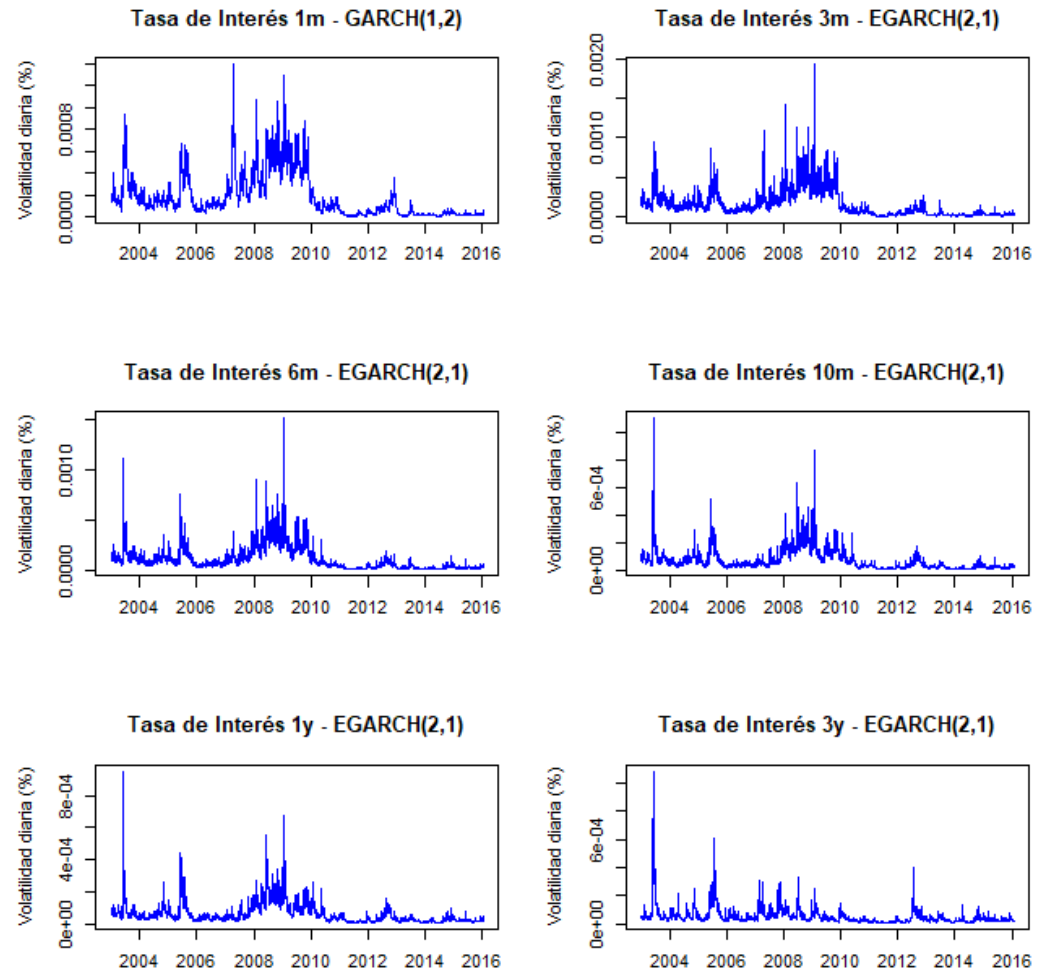
Los modelos ARIMA, estimados para detectar la presencia de efectos ARCH, se eligieron entre diferentes alternativas, de acuerdo con el criterio de información de Akaike (AIC). Los resultados de los modelos para cada uno de los períodos de madurez se encuentran especificados en la Tabla 2, y la estimación de la volatilidad condicionada se encuentra ilustrada en las Figuras 3a y 3b. Se puede observar que existen agrupamientos y una fuerte volatilidad en las tasas de interés de corto plazo (hasta un año de madurez), particularmente en los períodos de 1m, 3m, 6m, 10m y 1y, como consecuencia de la crisis financiera.

**Tabla 2. Modelos de heterocedasticidad condicionada**

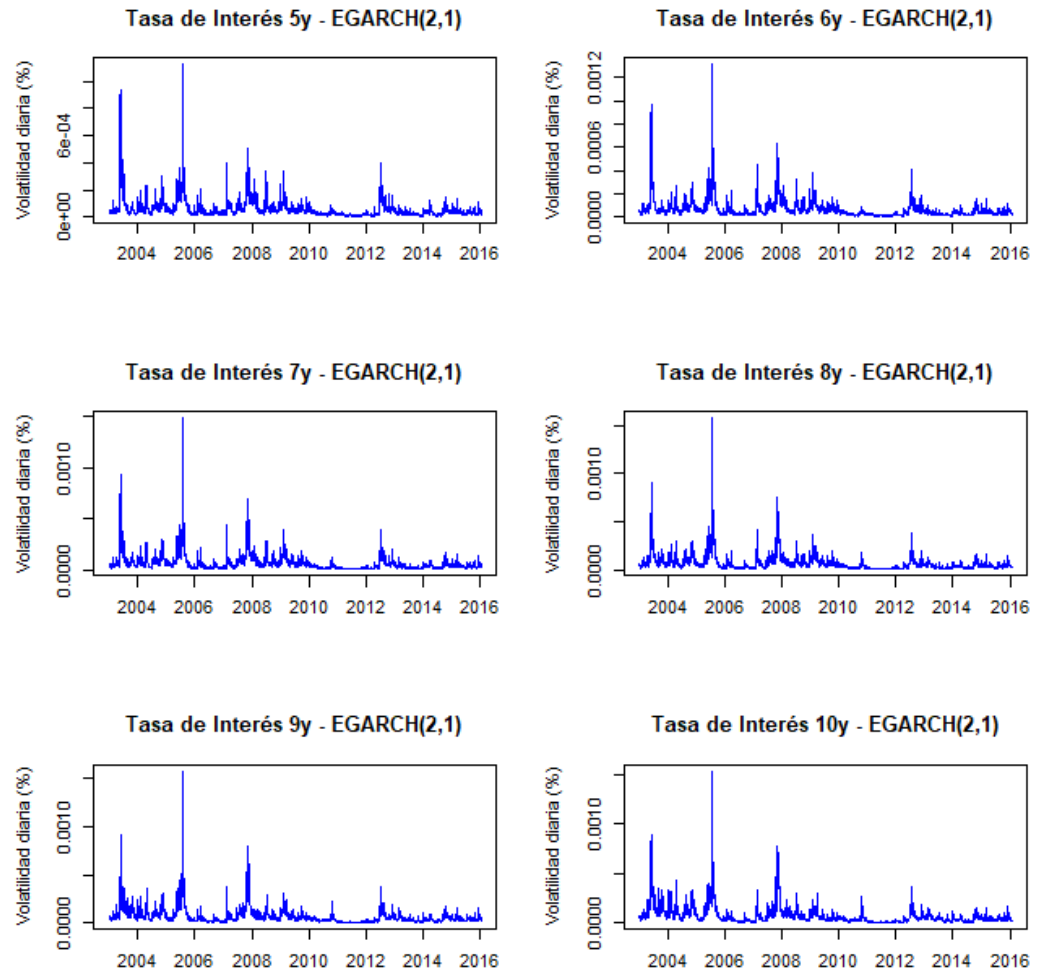
	ARIMA				EGARCH					
	$\varphi_1$	$\varphi_2$	$\theta_1$	$\theta_2$	$\delta_1$	$a_1$	$a_2$	$\beta_1$	$\beta_2$	$\gamma_1$
1 m	0,415		-0,579		0,000	0,071		0,400	0,521	
	*** (0,079)		*** (0,069)		(1,544)	*** (0,005)		*** (0,012)	*** (0,011)	
3 m	0,382		-0,547		-0,077	0,040	-0,047	0,993		0,299
	*** (0,032)		*** (0,028)		*** (0,001)	** (0,019)	** (0,020)	*** (1,084)		*** (0,024)
6 m	0,519		-0,674	0,036	-0,059	0,051	-0,050	0,995		0,290
	*** (0,120)		*** (0,099)	*(0,018)	*** (0,001)	*** (0,019)	** (0,020)	*** (3,493)		*** (0,023)
10 m	-0,054	0,254	-0,071	-0,278	-0,082	0,058	-0,048	0,993		0,253
	*** (0,014)	*** (0,041)	*** (0,014)	*** (0,042)	*** (0,001)	*** (0,019)	** (0,019)	*** (4,431)		*** (0,024)
1 y	0,333		-0,415		-0,102	0,059	-0,047	0,992		0,245
	*** (0,055)		*** (0,051)		*** (0,001)	*** (0,019)	** (0,019)	*** (7,867)		*** (0,023)
3 y	0,997		-0,972		-0,117	0,120	-0,057	0,991		0,228
	*** (0,000)		*** (0,000)		*** (0,000)	*** (0,019)	*** (0,020)	*** (7,791)		*** (0,020)
5 y	0,976		-0,934		-0,156	0,073	-0,013	0,988		0,284
	*** (0,003)		*** (0,000)		*** (0,001)	*** (0,007)	(0,011)	*** (1,154)		*** (0,022)
6 y	-0,054		0,141		-0,169	0,065	-0,033	0,987		0,298
	** (0,026)		*** (0,027)		*** (0,002)	*** (0,016)	** (0,015)	*** (8,639)		*** (0,023)
7 y	-0,082		0,181		-0,144	0,066	-0,033	0,988		0,301
	*** (0,017)		*** (0,019)		*** (0,001)	*** (0,019)	*(0,018)	*** (1,388)		*** (0,023)
8 y	-0,180		0,277		-0,123	0,073	-0,039	0,990		0,296
	*** (0,015)		*** (0,016)		*** (0,001)	*** (0,016)	** (0,015)	*** (6,252)		*** (0,025)
9 y	-0,285		0,385		-0,110	0,079	-0,042	0,991		0,290
	*** (0,029)		*** (0,028)		*** (0,001)	*** (0,012)	** (0,012)	*** (5,766)		*** (0,025)
10 y	1,065	-0,072	-0,971		-0,073	0,083	-0,017	0,994		0,286
	*** (0,003)	*** (0,003)	*** (4,684)		*** (0,000)	*** (0,020)	(0,020)	*** (7,704)		*** (0,000)

Nota: Errores estándar en paréntesis. \*\*\*, \*\* y \* indican significancia a 1%, 5% y 10%, respectivamente. Elaboración propia.

**Figura 3a. Volatilidad de las tasas de interés según período de madurez. Elaboración propia.**



**Figura 3b. Volatilidad de las tasas de interés según período de madurez.**  
Elaboración propia.



La Tabla 3 muestra las correlaciones de la matriz, compuesta por la volatilidad de los diferentes períodos de madurez que representan la ETTI, y sirve como punto de partida para la aplicación de la técnica de componentes principales. En ella se puede observar que la correlación de la volatilidad tiende a disminuir cuando aumenta el *spread* entre los rendimientos de corto y largo plazo.

**Tabla 3. Matriz de correlaciones de la volatilidad de la estructura temporal de tasas de interés**

	1 m	3 m	6 m	10 m	1 y	3 y	5 y	6 y	7 y	8 y	9 y	10 y
1 m	1,00											
3 m	0,95	1,00										
6 m	0,89	0,97	1,00									
10 m	0,80	0,89	0,96	1,00								
1 y	0,76	0,84	0,92	0,99	1,00							
3 y	0,38	0,37	0,39	0,48	0,54	1,00						
5 y	0,37	0,37	0,39	0,46	0,50	0,93	1,00					
6 y	0,39	0,40	0,42	0,48	0,52	0,87	0,98	1,00				
7 y	0,39	0,41	0,42	0,48	0,51	0,83	0,96	0,99	1,00			
8 y	0,38	0,39	0,41	0,46	0,49	0,80	0,93	0,97	0,99	1,00		
9 y	0,35	0,37	0,38	0,43	0,47	0,79	0,90	0,94	0,97	0,99	1,00	
10 y	0,31	0,33	0,35	0,40	0,43	0,78	0,88	0,90	0,93	0,96	0,99	1,00

Nota: Elaboración propia.

Aplicando la técnica de componentes principales para reducir la dimensión de las doce series de volatilidad condicionada, se obtienen los resultados de la Tabla 4, los cuales sugieren que la variación en el sistema para la volatilidad de la ETTI puede ser explicada, en un 96%, por los primeros tres componentes principales. El primer componente principal (Comp. 1) es capaz de explicar más de un 68% de la volatilidad, mientras que, adicionalmente, el segundo (Comp. 2) y el tercer (Comp. 3) componente principal explican, respectivamente, un 24% y un 3% de la volatilidad de la ETTI.

**Tabla 4. Componentes principales**

Component	Eigenvalue	Proportion	Cumulative Proportion
Comp. 1	8,22	68,5%	68,5%
Comp. 2	2,92	24,4%	92,9%
Comp. 3	0,38	3,2%	96,0%

Nota: Elaboración propia.

En la Tabla 5 se puede observar que todos los coeficientes del primer componente principal (Comp. 1) son positivos a lo largo de todos los períodos de madurez. En general, este componente puede ser interpretado como el nivel de la volatilidad. El segundo componente principal (Comp. 2) muestra que los coeficientes son positivos en el corto plazo, mientras que en el resto de la estructura (mediano y largo plazo) son negativos, por lo que puede ser interpretado como la diferencia entre la parte corta y larga de la curva; es decir, la pendiente. El último componente principal (Comp. 3) muestra un cambio de signo en la mitad de la estructura, por lo que puede ser interpretado como la curvatura.

Estos resultados, así como la interpretación de los mismos, son consistentes con la explicación dada en investigaciones que estudian la ETTI, como las de [Litterman y Scheinkman \(1991\)](#); [Bliss \(1997\)](#), [Alexander y Chibumba \(1997\)](#); y [Alexander \(2000; 2001a; 2001b\)](#), entre otras, y con investigaciones que estudian la volatilidad de la ETTI, como las de [Novales y Benito \(2005\)](#); [Ferrer et al. \(2008\)](#); [Díaz et al. \(2011\)](#); y [Jareño y Tolentino \(2012\)](#).



**Tabla 5. Factor loadings**

Maturity	Comp. 1	Comp. 2	Comp. 3
1 m	0,2316	0,3721	0,3421
3 m	0,2427	0,3989	0,2540
6 m	0,2504	0,3999	0,0597
10 m	0,2642	0,3537	-0,2507
1 y	0,2709	0,3165	-0,3731
3 y	0,2945	-0,1601	-0,5905
5 y	0,3142	-0,2148	-0,2361
6 y	0,3214	-0,2076	-0,0392
7 y	0,3221	-0,2080	0,1151
8 y	0,3185	-0,2179	0,2182
9 y	0,3117	-0,2302	0,2735
10 y	0,3009	-0,2420	0,2669

Nota: Elaboración propia.

Utilizando la metodología aplicada por [Ferrer et al. \(2008\)](#), [Alexander y Chibumba \(1997\)](#), y [Alexander \(2000; 2001a; 2001b\)](#), se estima la volatilidad para cada uno de los componentes principales, a través de un GARCH (1,1), cuyos resultados se encuentran ilustrados en la Tabla 6.

**Tabla 6. Modelos de heterocedasticidad condicionada para los componentes principales**

	ARIMA		GARCH		
	$\varphi_1$	$\theta_1$	$\delta_1$	$a_1$	$\beta_1$
Comp. 1	0,9967	-0,5543	0,0115	0,1593	0,8397
	*** (0,001)	*** (0,019)	*** (0,002)	*** (0,010)	*** (0,015)
Comp. 2	1,0000	-0,6126	0,0021	0,0907	0,9083
	*** (0,002)	*** (0,017)	*** (0,000)	*** (0,004)	*** (0,006)
Comp. 3	0,9806	-0,6406	0,0008	0,0793	0,9197
	*** (0,004)	*** (0,018)	*** (0,000)	*** (0,005)	*** (0,007)

Nota: errores estándar en paréntesis. \*\*\* indica significancia a 1%. Elaboración propia.

De acuerdo con los resultados, la varianza condicional del nivel de la volatilidad de la ETTI, primer componente principal (Comp. 1), es la variable que cuenta con mayor intensidad de reacción (medida por el parámetro  $a_1$ ) ante un choque en el período previo en  $t - 1$ , así como con un mayor valor medio de la varianza (definida por el parámetro  $\delta_1$ ); sin embargo, es el componente principal que cuenta con menor grado de persistencia de volatilidad a través del tiempo (definida por el parámetro  $\beta_1$ ).

Con el fin de identificar las *proxys* empíricas de la volatilidad de la ETTI, en la Tabla 7 se calcula la correlación entre la varianza condicional estimada para cada uno de los rendimientos y cada componente principal. Los resultados sugieren que la varianza de los rendimientos de 7y es la mejor *proxy* asociada al comportamiento del nivel de la volatilidad de la ETTI. La diferencia entre la varianza condicionada de los rendimientos de 8y y 6m es la mejor *proxy* asociada a la pendiente. Mientras que

la diferencia entre la varianza condicionada de los rendimientos de 7y y 6y es la mejor proxy para explicar la curvatura de la volatilidad de la ETTI.<sup>5</sup>

**Tabla 7. Correlación entre la varianza condicional y los componentes principales**

	Comp. 1.	"Comp. 2. (Spread respecto a 8y.)"	"Comp. 3. (Spread respecto a 7y.)"
1 m	66,4%	84,0%	-20,1%
3 m	69,6%	92,9%	-13,6%
6 m	71,8%	<b>98,6%</b>	1,2%
10 m	75,7%	93,3%	21,9%
1 y	77,7%	86,9%	28,3%
3 y	84,4%	27,8%	63,3%
5 y	90,1%	13,2%	68,8%
6 y	92,1%	17,7%	<b>70,8%</b>
7 y	<b>92,3%</b>	23,1%	N.A.
8 y	91,3%	N.A.	-54,0%
9 y	89,3%	-23,3%	-42,8%
10 y	86,3%	-26,0%	-28,0%

Nota: Elaboración propia.

## 5.2 Funciones impulso-respuesta.

Las variables macroeconómicas utilizadas en el modelo SVAR se encuentran ilustradas en la Tabla 8, luego de la aplicación de los componentes principales.

5 Para encontrar la mejor proxy asociada a la pendiente y curvatura se calculó la correlación entre diferentes spread de varianza condicionada de los rendimientos de largo y corto plazo.

**Tabla 8. Componentes principales para las variables macroeconómicas**

Actividad real			
Component	Comp. 1	Comp. 2	Comp. 3
PIB	-0,56	-0,69	0,46
Índice de producción industrial	-0,56	0,73	0,40
Desempleo	0,61	0,03	0,79
Eigenvalue	1,97	0,61	0,43
Cumulative Proportion	65,6%	85,8%	100,0%

Tasa de interés			
Component	Comp. 1	Comp. 2	Comp. 3
Tasa de política monetaria	0,58	0,38	0,72
Tasa interbancaria	0,58	0,43	-0,69
DTF	0,57	-0,82	-0,03
Eigenvalue	2,95	0,05	0,00
Cumulative Proportion	98,3%	99,9%	100,0%

Precios			
Component	Comp. 1	Comp. 2	
IPC	0,71	-0,71	
IPP	0,71	0,71	
Eigenvalue	1,69	0,31	
Cumulative Proportion	84,5%	100,0%	

Nota: Elaboración propia.

Para las tres primeras variables macroeconómicas, siguiendo la metodología de Ang y Piazzesi (2003), se seleccionan los primeros componentes principales. El primer componente principal, al que se le llama PIB, representa la actividad real y explica el 65,3% de la variación anual del PIB, la variación anual del índice de producción industrial y la variación anual del desempleo. El segundo componente principal, al que se le llama tasa de política monetaria (), explica las tasas de interés y representa el 98,3% de la tasa de política monetaria, la tasa interbancaria y la DTF. El tercer componente principal, al que se le llama inflación (), representa los precios y explica el 84,5% de la variación anual del índice de precios al consumidor (IPC) y la variación anual del índice de precios al productor (IPP). El riesgo país ( está representado por el EMBI (*Emerging Markets Bonds Index*)).

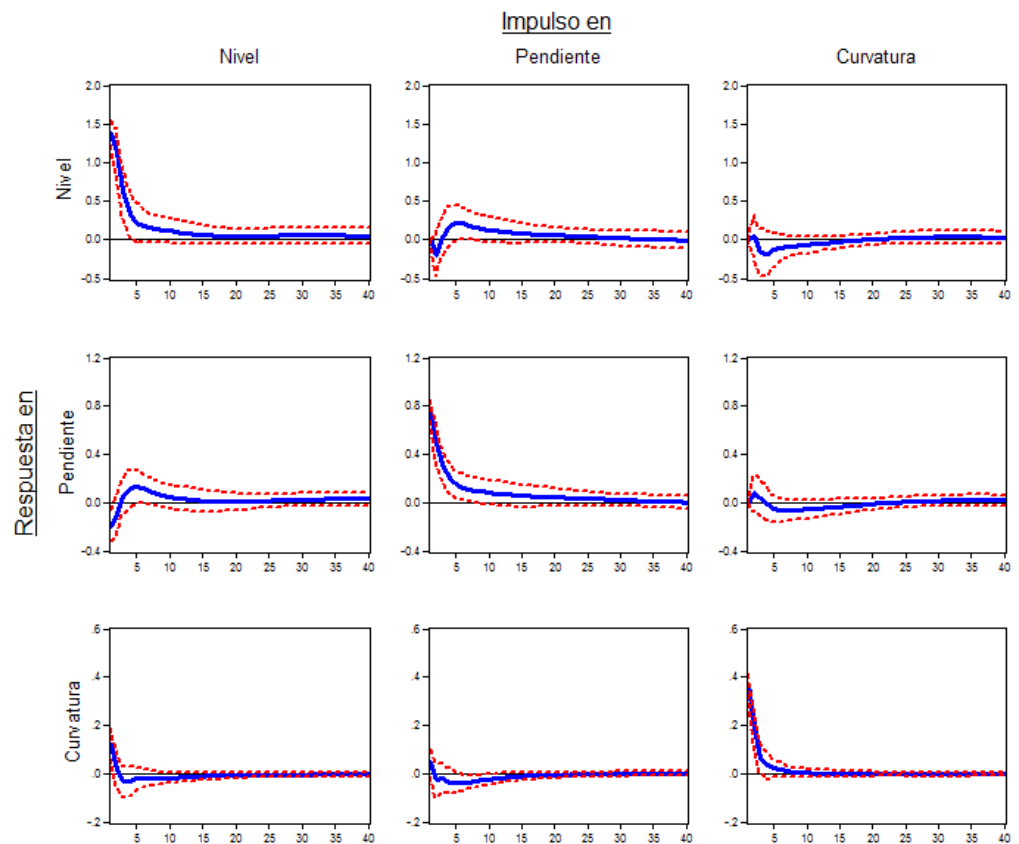
Para estimar las funciones impulso-respuesta, se utilizó el modelo SVAR, según la ecuación 6, y se aplicaron las restricciones contemporáneas, especificadas en la sección tres, a las relaciones entre las variables del sistema compuesto por las variables macroeconómicas y los componentes principales de la volatilidad de la ETTI.

Antes de la estimación del sistema, se aplicaron las diferentes pruebas de raíz unitaria sobre cada una de las variables y se encontró que no todas las series comparten el mismo grado de integración. Los componentes principales que representan la volatilidad de la ETTI son de orden I(0), mientras que las variables macroeconómicas son de orden I(1), razón por la cual no es procedente la aplicación del modelo alternativo de vector de corrección de errores (VEC), dada la inexistencia de cointegración en

el largo plazo. Para establecer el número de rezagos en el SVAR se usaron los criterios de información de LR, FPE, AIC, SC y HQ, los cuales sugieren la selección de dos rezagos (FPE, AIC, HQ).<sup>6</sup>

Los resultados de los coeficientes estimados, de acuerdo con la definición en la sección tres, son acordes a lo esperado ( $a_{\pi y}, a_{i\pi}, a_{r\pi}, a_{n\pi}, a_{p\pi}, a_{c\pi}, a_{ri}, a_{pi}, a_{ci}, a_{pn}, a_{cp}$ ), exceptuando dos casos ( $a_{ni}, a_{cn}$ ). Las funciones impulso-respuesta se obtuvieron con un intervalo de confianza del 95%, utilizando la metodología de análisis asintótico, generando un choque (innovación) de una desviación estándar y como respuesta a la metodología ajustada de Cholesky.<sup>7</sup> En la Figura 4a se ilustran las respuestas de cada uno de los componentes principales que representan la volatilidad de la ETTI ante choques en ellos mismos, de lo que se puede inferir que el nivel, la pendiente y la curvatura de la volatilidad de la ETTI responden de manera significativa ante un choque en sí misma. La respuesta positiva en la pendiente de la volatilidad sugiere que la volatilidad de los rendimientos de largo plazo aumenta de manera más rápida que la volatilidad de los rendimientos de corto plazo.

**Figura 4a. Respuesta de los factores de volatilidad ante un choque en ellos mismos. Elaboración propia.**



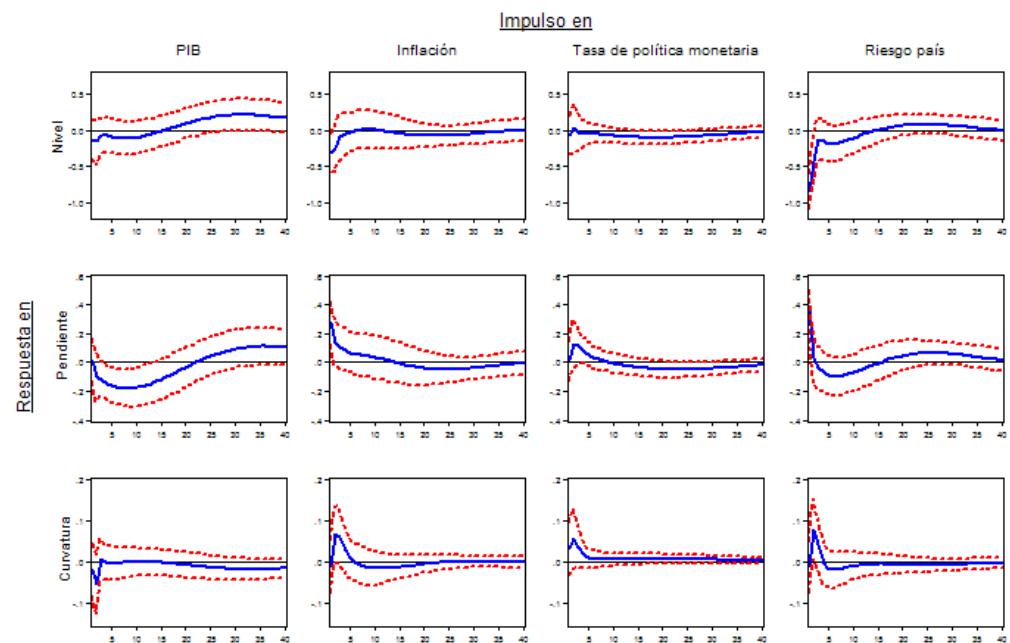
En la Figura 4b se ilustran las respuestas de los componentes principales que representan la volatilidad de la ETTI ante un choque en las variables macroeconómicas. Los resultados sugieren que los componentes principales (nivel, pendiente y curvatura) no tienen una respuesta significativa ante choques en la mayoría de variables macroeconómicas, con excepción de dos casos. En el primer caso,

6 LR: sequential modified LR test statistic; FPE: Final Prediction Error; AIC: Akaike Information Criterion; SC: Schwarz Information Criterion; HQ: Hannan-Quinn Information Criterion.

7 Esta metodología transforma el término de error de tal manera que las innovaciones (impulsos) no puedan estar correlacionadas.

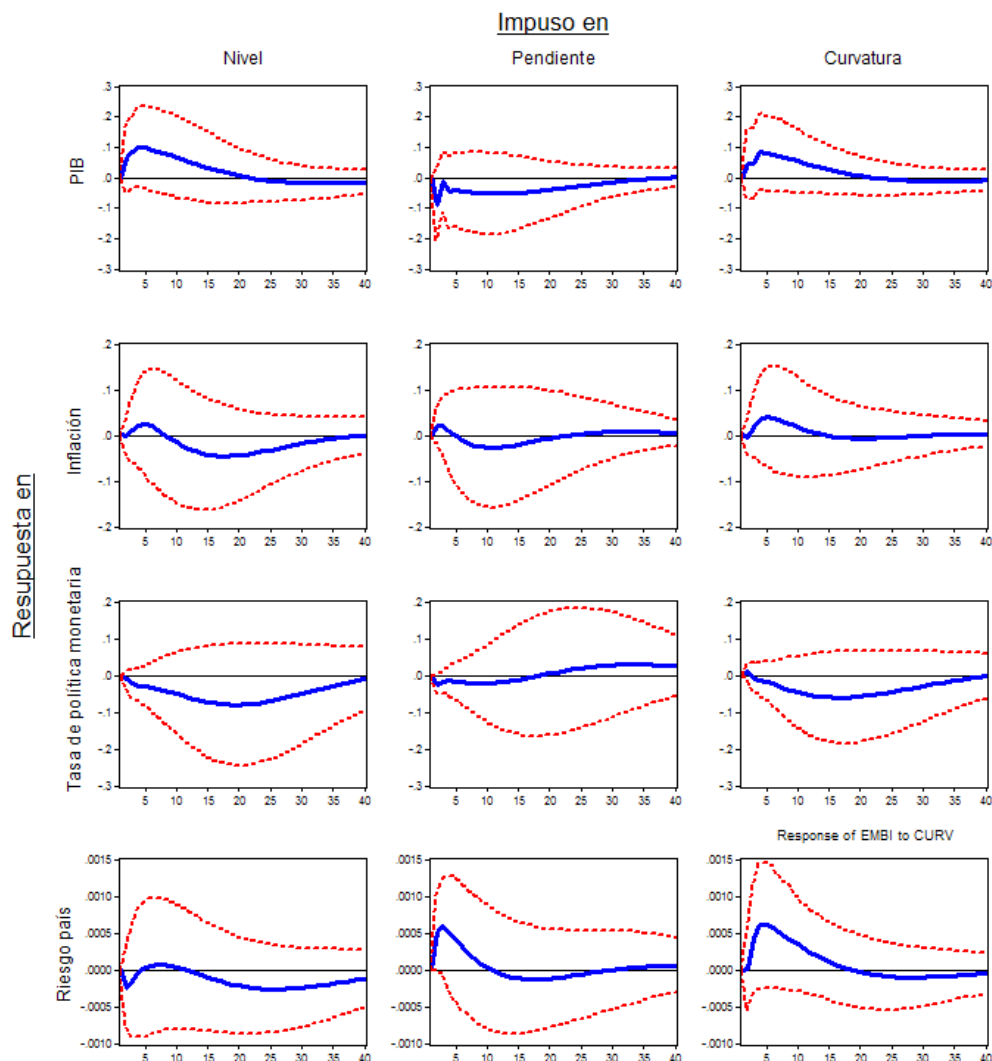
un choque en la tasa de interés de política monetaria aumenta el nivel de la volatilidad de la ETTI en el siguiente mes, pero posteriormente se produce una disminución significativa. El segundo caso, donde se presenta una respuesta significativa, tiene que ver con la reacción de la pendiente ante un choque en el crecimiento económico; además, se puede observar que, cuando existe un choque en esta variable (PIB), el mercado percibe la noticia de buena manera, dado que se genera una disminución en el nivel y la pendiente de la volatilidad de la ETTI, pero posteriormente el proceso se revierte y se produce un aumento en la volatilidad, que posiblemente se puede explicar por un mayor riesgo de inflación y cambios en el perfil de política monetaria ante un mayor crecimiento económico. Estos resultados son diferentes a los obtenidos por [Melo y Castro \(2010\)](#), en los que las variables de la ETTI responden únicamente de manera significativa ante un choque en el EMBI, por lo que se puede decir que la respuesta de la volatilidad de la ETTI no necesariamente cumple con el mismo patrón de comportamiento de estructura de tasas.

**Figura 4b. Respuesta de los factores de volatilidad ante un choque en variables macroeconómicas. Elaboración propia.**



En la Figura 4c se encuentran las respuestas de las variables macroeconómicas ante un choque en los componentes principales de la volatilidad de la ETTI. Las variables macroeconómicas no responden, significativamente, ante un choque en los componentes principales que representan de volatilidad de la ETTI.

**Figura 4c. Respuesta de las variables macroeconómicas ante un choque en factores de volatilidad. Elaboración propia.**



### 5.3 Causalidad de Granger.

La causalidad en sentido Granger del sistema fue estimada de acuerdo con la forma estándar de un VAR(2), según la ecuación 5, y los resultados se encuentran en la Tabla 9a. Los resultados sugieren que la variable macroeconómica que tiene mayor relevancia en la volatilidad de la ETTI es la tasa de interés de política monetaria, al causar el nivel y la curvatura a una significancia del 5%. Asimismo, la otra variable que determina el comportamiento de la volatilidad es el EMBI, al causar la curvatura a un nivel de significancia del 10%.

**Tabla 9a. Causalidad de Granger. Ho: Variable macroeconómica  $i$  no causan la volatilidad de la ETTI**

	$n$		$p$		$c$	
	Test. St.	P-Valor	Test. St.	P-Valor	Test. St.	P-Valor
$y$	0,293	0,86	2,406	0,3	3,118	0,21
$i$	7,102	**0,03	4,157	0,13	9,606	***0,01
$\pi$	1,638	0,44	0,881	0,64	0,767	0,68
$r$	1,598	0,45	2,574	0,28	4,555	*0,10

Nota: \*\*\*, \*\* y \* indican significancia a 1 %, 5 % y 10 %, respectivamente. Elaboración propia

De acuerdo con los resultados de la tabla 9b, el único componente que establece una relación causal con las variables macroeconómicas es la pendiente de la volatilidad de la ETTI, causando al PIB a un nivel de significancia del 5% y a la tasa de interés de política monetaria a una significancia del 10%. El último resultado podría establecer que la autoridad monetaria en Colombia tiene en cuenta, dentro de sus herramientas de análisis, no solo la forma de la estructura de tasas de interés, sino la volatilidad generada en los mercados financieros. [Melo y Castro \(2010\)](#) encuentran, en su investigación, que un choque en la pendiente de la ETTI genera una respuesta positiva en la tasa interbancaria, la cual puede explicarse por la posible anticipación de los participantes del mercado de bonos a las acciones de la autoridad monetaria ([Melo y Castro 2010](#)).

**Tabla 9b. Causalidad de Granger. Ho: La volatilidad de la ETTI no causan las variables macroeconómicas**

	$y$		$\pi$		$i$		$r$	
	Test. St.	P-Valor	Test. St.	P-Valor	Test. St.	P-Valor	Test. St.	P-Valor
$n$	1,894	0,39	1,112	0,57	2,916	0,23	2,483	0,29
$p$	7,395	**0,02	0,402	0,82	4,839	*0,09	0,227	0,89
$c$	3,612	0,16	2,772	0,25	3,765	0,15	3,703	0,16

Nota: \*\* y \* indican significancia al 5 % y 10 %, respectivamente. Elaboración propia.

## 6. Conclusiones

En esta investigación se estima la volatilidad de la estructura temporal de las tasas de interés del mercado colombiano de deuda pública para el período 2003-2016, a través de modelos de heterocedasticidad condicionada autorregresiva de la familia ARCH. Se identifica cuáles son los componentes principales que la representan y se evalúa la relación de estos con variables de tipo macroeconómico, a través de modelos de vectores autorregresivos estructurales (SVAR) y de causalidad de Granger.

En términos generales, la volatilidad de la curva de rendimientos del mercado colombiano de deuda pública es asimétrica, y modelada a través de un EGARCH (2,1), y puede ser caracterizada a través de tres componentes principales, que son el nivel, la pendiente y la curvatura, siendo el nivel el responsable de explicar casi el 70% de la volatilidad de toda la estructura y el de mayor intensidad de reacción ante un choque previo de volatilidad. La *proxy* empírica para cada uno de esos componentes principales son la varianza condicionada de los rendimientos de  $8y$ , para el nivel; el *spread* entre la

varianza condicionada de los rendimientos de 8y y 6m, para la pendiente; y el *spread* entre los rendimientos de 7y y 6y, para la curvatura.

La evidencia empírica sugiere que existen respuestas significativas de la volatilidad de la ETTI ante choques en las variables macroeconómicas. Particularmente, mientras el nivel de la volatilidad de la ETTI responde de manera significativa ante un choque en la tasa de interés de política monetaria, la pendiente lo hace en mayor medida ante choques en el crecimiento económico. En el sentido inverso, las variables macroeconómicas no responden, significativamente, ante choques en los componentes principales de la volatilidad de la ETTI.

Aunque un choque en el PIB genera una disminución en la volatilidad de la ETTI, esta respuesta no es permanente, dado que, posteriormente, el proceso se revierte y se produce un aumento en la volatilidad que puede ser explicada, posiblemente, por un mayor riesgo de inflación y por cambios en el perfil de política monetaria.

Existe relación causal entre las variables macroeconómicas y la volatilidad de la ETTI. El nivel de la volatilidad de la ETTI del mercado colombiano de deuda pública es causado por la tasa de interés de política monetaria, mientras que la curvatura responde, causalmente, ante la tasa de política monetaria y el riesgo país. En cuanto a las variables de la volatilidad de la ETTI, se evidenció que la pendiente de la volatilidad de la ETTI causa al PIB y a la tasa de interés de política monetaria, situación que podría denotar que la autoridad monetaria tiene en cuenta la volatilidad de los mercados financieros para tomar sus decisiones de política monetaria o que existe una posible anticipación de los agentes de mercados a las acciones de la autoridad monetaria.



## Referencias

- Alexander, C. (2000). Orthogonal Methods for Generating Large Positive Semi-Definite Covariance Matrices. *Discussion Papers in Finance 2000-06*, ICMA Centre, The University of Reading. Recuperado de [http://www.academia.edu/29534484/Orthogonal\\_Methods\\_for\\_Generating\\_Large\\_Positive\\_Semi-Definite\\_Covariance\\_Matrices](http://www.academia.edu/29534484/Orthogonal_Methods_for_Generating_Large_Positive_Semi-Definite_Covariance_Matrices)
- (2001a). A Primer on the Orthogonal GARCH Model. Recuperado de [http://carolalexander.org/publish/download/DiscussionPapers/OrthogonalGARCH\\_Primer.pdf](http://carolalexander.org/publish/download/DiscussionPapers/OrthogonalGARCH_Primer.pdf)
- (2001b). *Principal Component Models for Generating Large GARCH Covariance Matrices*. Recuperado de [http://www.carolalexander.org/publish/download/JournalArticles/PDFs/Economic%20Notes\\_31\\_2\\_337-359.pdf](http://www.carolalexander.org/publish/download/JournalArticles/PDFs/Economic%20Notes_31_2_337-359.pdf)
- Alexander, C., & Chibumba, A. (1997). *Multivariate Orthogonal Factor GARCH*. Working paper, University of Sussex Discussion Papers in Mathematics.
- Ang, A., & Piazzesi, M. (2003). A No-Arbitrage Vector Autoregression of Term Structure Dynamics with Macroeconomic and Latent Variables. *Journal of Monetary Economics*, 50, 745-787. doi:10.1016/S0304-3932(03)00032-1
- Arango, L., González, A., León, J., & Melo, L. (2006). Cambios en la tasa de intervención y su efecto en la estructura a plazo de Colombia. *Borradores de Economía*, 424. Recuperado de <http://www.banrep.gov.co/es/borrador-424>
- Bautista, R., Riascos, Á., & Suárez, N. (marzo, 2007). La aplicación de un modelo de factores a las curvas de rendimiento del mercado de deuda pública colombiano. Recuperado de [https://administracion.uniandes.edu.co//images/stories/pdf/O6020014\\_Galeras.pdf](https://administracion.uniandes.edu.co//images/stories/pdf/O6020014_Galeras.pdf)
- Bernanke, B., & Blinder, A. (1992). The Federal Funds Rate and the Channels of Monetary Transmission. *The American Economic Review*, 82(4), 901-921. Recuperado de <http://links.jstor.org/sici?sici=0002-8282%28199209%2982%3A4%3C901%3ATFFRAT%3E2.0.CO%3B2-1&origin=repec>
- Black, F., Derman, E., & Toy, W. (1990). A One-Factor Model Of Interest Rates And Its Application To Treasury Bond Options. *Financial Analyst Journal*, 46(1), 33-39. Recuperado de <https://pdfs.semanticscholar.org/6ecb/f463899fdf6a71e272a13153899e3da7ff88.pdf>
- Bliss, R. (1997). Movements in the Term Structure of Interest Rates. *Federal Reserve Bank of Atlanta. Economic Review*, 82(4), 16-33. Recuperado de [https://www.frbatlanta.org/-/media/documents/research/publications/economic-review/1997/vol82no4\\_bliss.pdf](https://www.frbatlanta.org/-/media/documents/research/publications/economic-review/1997/vol82no4_bliss.pdf)
- Bollerslev, T. (1986). Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity. *Journal of Econometrics*, 31, 307-327. Recuperado de [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(86\)90063-1](https://doi.org/10.1016/0304-4076(86)90063-1)
- Botero, J., & Ramírez, A. (2007). La volatilidad de la tasa de interés a corto plazo: un ejercicio para la economía colombiana, 2001-2006. *Revista Ingenierías Universidad de Medellín*, 6(11), 149-170. Recuperado de <http://www.scielo.org.co/pdf/rium/v6n11/v6n11a10.pdf>
- Brennan, M., & Schwartz, E. (1979). A continuous time approach to pricing. *Journal of Banking & Finance*, 3(2), 133-155. Recuperado de [https://doi.org/10.1016/0378-4266\(79\)90011-6](https://doi.org/10.1016/0378-4266(79)90011-6)
- Chacón, R. (2004). *Construcción de La Curva Cupón Cero. Caso Colombiano*. Trabajo presentado en I Simposio de Docentes de Finanzas. Recuperado de <https://core.ac.uk/download/pdf/7074843.pdf>
- Chirinos, A., & Bolívar, M. (2012). *Volatility term structure and estimation of yield curve: Inferring their connections and movements*. Recuperado de <http://www.cemla.org/red/papers2006/2012-red-xvii-54.pdf>
- Cox, J., Ingersoll, J., & Ross, S. (1985). A Theory of the Term Structure of Interest Rate. *Econometrica*, 53(2), 385-407. Recuperado de <http://www.jstor.org/stable/1911242>
- Cuadros, C. (2015). Descomposición de la estructura a términos de las tasas de interés de los bonos soberanos de Estados Unidos y Colombia. *Revista de Economía del Rosario*, 18(02), 309-342. Recuperado de <http://dx.doi.org/10.12804/rev.econ.rosario.18.02.2015.05>
- De Goeij, P., & Marquering, W. (2006). Macroeconomic announcements and asymmetric volatility in bond returns. *Journal of Banking & Finance*, 30(10), 2659-2680.

- Díaz, A., Jareño, F., & Navarro, E. (2009). Estimating the Volatility Term Structure. En M. Corazza & C. Pizzi (eds.). *Mathematical and Statistical Methods for Actuarial Sciences and Finance* (pp. 123-131). Milano: Springer Verlag. doi: 10.1007/978-88-470-1481-7\_13
- (2010). Term Structure of Volatilities and Yield Curve Estimation Methodology. *Quantitative Finance*, 11, 573-568. doi: 10.1080/14697680903473286
- Diebold, F., & Li, C. (2006). Forecasting the Term Structure of Government Bond Yields. *Journal of Econometrics*, 130(2), 337-364. Recuperado de <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2005.03.005>
- Diebold, F., Rudebusch, G., & Aruoba, B. (2006). The macroeconomy and the yield curve: A dynamic latent factor approach. *Journal of Econometrics*, 131(1-2), 309-338. Recuperado de <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2005.01.011>
- Elton, E., Gruber, M., & Michaely, R. (1990). The Structure of Spot Rates and Immunization. *The Journal of Finance*, 45(2), 629-643. doi: 10.2307/2328675
- Engle, R. (1982). Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom. *Econometrica*, 50(4), 987-1007. doi: 10.2307/1912773
- Estrella, A., & Hardouvelis, G. (1991). The Term Structure as a Predictor of Real Economic Activity. *The Journal of Finance*, 46(2), 555-576. doi: 10.2307/2328836
- Evans, C., & Marshall, D. (1998). Monetary policy and the term structure of nominal interest rates: Evidence and theory. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 49, 53-111.
- (2001). *Economic Determinants of the Nominal Treasury Yield Curve*. Recuperado de [http://www.chicagofed.org/digital\\_assets/publications/2001/Wp2001-16.pdf](http://www.chicagofed.org/digital_assets/publications/2001/Wp2001-16.pdf)
- Fernández, H. (2009). EGARCH: un modelo asimétrico para estimar la volatilidad de las series financieras. *Revista Ingenierías Universidad de Medellín*, 9(16), 49-60. Recuperado de <http://revistas.udem.edu.co/index.php/ingenierias/article/view/240>
- Ferrer, R., González, C., & Soto, G. (2008). *Key Factors in the Term Structure of Volatility of Interest Rates*. Trabajo presentado en XI Encuentro de Economía Aplicada. Recuperado de <http://encuentros.alde.es/antiores/xieea/trabajos/pdf/126.pdf>
- Fong, H. G., & Vasicek, O. (1991). *Interest Rate Volatility as a Stochastic Factor*. Working Paper, Gifford Fong Associates.
- Haldane, A., & Read, V. (1999). Monetary Policy and Yield Curve. *Bank of England. Quarterly Bulletin*, 39(2), 171-176.
- (2000). Monetary Policy Surprises and the Yield Curve. *Bank of England, Working Paper Series*, 106. Recuperado de <http://www.ssrn.com/abstract=228869>
- Hardouvelis, G. (1994). The Term Structure and Future Changes in the Long and Short Rates in the G7 Countries. *Journal of Monetary Economics*, 33(2), 255-283. doi: 10.1016/0304-3932(94)90003-5
- Heidari, M., & Wu, L. (2003). Are Interest Rate Derivatives Spanned by the Term Structure of Interest Rates? *The Journal of Fixed Income*, 13, 75-86. Recuperado de [http://faculty.baruch.cuny.edu/lwu/papers/span\\_jfi2003.pdf](http://faculty.baruch.cuny.edu/lwu/papers/span_jfi2003.pdf)
- Ho, T., & Lee, S-B. (1986). Term Structure Movements and Pricing Interest Rate Contingent Claims. *The Journal of Finance*, 41(5), 1011-1029. doi: 10.2307/2328161
- Hotelling, H. (1933). Analysis of a complex of statistical variables into principal components. *Journal of educational psychology*, 24(6), 417.
- Hull, J., & White, A. (1987). The Pricing of Options on Assets with Stochastic Volatilities. *The Journal of Finance*, 42(2), 281-300. doi: 10.2307/2328253
- (1990). Pricing Interest-Rate-Derivatives Securities. *The Review of Financial Studies*, 3(4), 573-592.
- Jareño, F., & Tolentino, M. (2012). The US volatility term structure: A principal component analysis. *African Journal of Business Management*, 6(2), 615-626. doi: 10.5897/AJBM11.2100
- Joslin, S., & Konchitchki, Y. (2017). Interest Rate Volatility, the Yield Curve, and the Macroeconomy. *Journal of Financial Economics*, 128(2), 207-402. doi: 10.1016/j.jfineco.2017.12.004

- Lekkos, I. (2000). A Critique of Factor Analysis of Interest Rates. *The Journal of Derivatives*, 8(1), 72-83. doi: 10.3905/jod.2000.319111
- Litterman, R., & Scheinkman, J. (1991). Common Factors Affecting Bond Returns. *The Journal of Fixed Income*, 1(1), 54-61. doi: 10.3905/jfi.1991.692347
- Longstaff, F., & Schwartz, E. (1992). Interest Rate Volatility and the Term Structure: A Two-Factor General Equilibrium Model. *The Journal of Finance*, 47(4), 1259-1282. Recuperado de <http://www.anderson.ucla.edu/faculty/eduardo.schwartz/articles/45.pdf>
- Matzner-løber, E., & Villa, C. (2004). *Functional Principal Component Analysis of the Yield Curve*. Recuperado de [https://www.researchgate.net/publication/255660098\\_Functional\\_Principal\\_Component\\_Analysis\\_of\\_the\\_Yield\\_Curve](https://www.researchgate.net/publication/255660098_Functional_Principal_Component_Analysis_of_the_Yield_Curve)
- Mayorga, W. (2007). *The Yield Curve and Macroeconomics Factors in Emerging Economics: The Colombian Case* (tesis de maestría). Universidad de York, Department of Economics and Related Studies, MSc Finance and Econometrics, United Kingdom.
- McCallum, B. (2005). Monetary Policy and the Term Structure of Interest Rates. *Federal Reserve Bank of Richmond Economic Quarterly*, 91(4), 1-21. Recuperado de <http://citeseerx.ist.psu.edu/viewdoc/download?doi=10.1.1.475.6186&rep=rep1&type=pdf>
- Melo, L., & Becerra, O. (2006). Una aproximación a la dinámica de las tasas de interés de corto plazo en Colombia a través de modelos GARCH multivariados. *Borradores de Economía*, 366. Recuperado de <http://www.banrep.gov.co/sites/default/files/publicaciones/pdfs/borra366.pdf>
- Melo, L., & Castro, G. (2010). Relación entre variables macro y la curva de rendimientos. *Borradores de Economía*, 605. Recuperado de <http://www.banrep.gov.co/sites/default/files/publicaciones/pdfs/borra605.pdf>
- Nelson, C., & Siegel, A. (1987). Parsimonious Modeling of Yield Curves. *The Journal of Business*, 60(4), 473-489. Recuperado de [http://cepr.org/sites/default/files/events/1854\\_NS\\_1987.pdf](http://cepr.org/sites/default/files/events/1854_NS_1987.pdf)
- Nelson, D. (1991). Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach. *Econometrica*, 59(2), 347-370. doi: 10.2307/2938260
- Novalés, A., & Benito, S. (2005). A factor analysis of volatility across the term structure: the Spanish case. *Documentos de trabajo del Instituto Complutense de Análisis Económico (ICAE)*, 2. Recuperado de <http://eprints.ucm.es/7872/>
- Pearson, K. (1901). LIII. On lines and planes of closest fit to systems of points in space. *The London, Edinburgh, and Dublin Philosophical Magazine and Journal of Science*, 2(11), 559-572.
- Périgon, C., & Villa, C. (2006). Sources of Time Variation in the Covariance Matrix of Interest Rates. *The Journal of Business*, 79(3), 1235-1549. doi: 10.1086/500684
- Sims, C. (1986). Are Forecasting Models Usable for Policy Analysis? *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, 10(1), 2-17. Recuperado de <https://www.minneapolisfed.org/research/qr/qr1011.pdf>
- Soto, G. (2004). Using Principal Component Analysis to Explain Term Structure Movements Performance and Stability. En A. Tavidzem (ed.), *Progress in Economics Research*, 8. Nueva York: Nova Science Publishers.
- Strickland, C. (1993). *Interest Rate Volatility and the Term Structure of Interest Rates*. Recuperado de <https://www2.warwick.ac.uk/fac/soc/wbs/subjects/finance/research/wpaperseries/1993/93-37.pdf>
- Svensson, L. (1994). *Estimating and Interpreting Forward Interest Rates: Sweden 1992-1994*. Working Paper 4871. National Bureau of Economic Research, Massachusetts. Recuperado de <http://www.nber.org/papers/w4871.pdf>
- Vasicek, O. (1977). An Equilibrium Characterization of the Term Structure. *Journal of Financial Economics*, 5(2), 177-188. doi: 10.1016/0304-405X(77)90016-2
- Vasicek, O., & Fong, H. G. (1982). Term Structure Modeling Using Exponential Splines. *The Journal of Finance*, 37(2), 339-348. doi: 10.2307/2327333
- Wu, T. (octubre, 2003). What Makes the Yield Curve Move. *Risks and Rewards Newsletter*, 43, 24-26.

---

GÉNERO E INCLUSIÓN  
FINANCIERA EN COLOMBIA

Gender and financial  
inclusion in Colombia

Daniel Elifonso Cardona Ruiz, María Camila  
Hoyos Alzate y Fabiola Saavedra-Caballero

---

Research Article

## GÉNERO E INCLUSIÓN FINANCIERA EN COLOMBIA

### Gender and financial inclusion in Colombia

Daniel Elifonso Cardona Ruiz<sup>a</sup>, María Camila Hoyos Alzate<sup>b</sup> y Fabiola Saavedra-Caballero<sup>c</sup>

**Palabras clave:** inclusión financiera, género, Colombia, Global Findex Database.

**Keywords:** Financial inclusion, gender, Colombia, Global Findex Database.

**JEL Classification:** G10, G20, G213

**Received:** 07/05/2018

**Accepted:** 28/05/2018

**Published:** 01/06/2018

#### Resumen

El acceso al sistema financiero formal permite a las personas organizarse financieramente, ahorrar y planear para el futuro; sin embargo, todavía es alto el porcentaje de la población colombiana que se encuentra fuera de dicho sistema, en especial las mujeres. El objetivo del presente trabajo es medir, a través de un modelo econométrico alimentado con datos de 2014, del Global Findex Database del Banco Mundial, las diferencias de género en términos de inclusión financiera en Colombia en ese año. Para esto, se tienen en cuenta tres categorías que miden a) el acceso a servicios de una institución financiera formal, b) su uso activo, y c) el uso activo de servicios financieros informales. Esta última categoría cobra relevancia, ya que tiene en cuenta aquel segmento de la población que se encuentra marginado de los servicios formales del sector financiero. En términos generales, se evidencia que ser mujer tiene un impacto negativo para una persona al momento de ser incluido en el sistema financiero formal, entendiendo “inclusión financiera” como el acceso y uso efectivo de servicios financieros formales.

#### Abstract

The access to the formal financial system allows people to be organized financially, save money and plan for the future. However, there is still a high percentage of the Colombian population that is outside the financial system, especially women. The objective of this paper is to measure, through an econometric model based on the data of the World Bank's 2014 Global Findex Database, the difference in gender regarding the financial inclusion in Colombia during 2014. In order

a. Avery Dennison, Colombia.  
daniel.cardona@averydennison.com

b. Grupo SURA, Colombia  
mchoyos@gruposura.com.co

c. Université Catholique de Louvain,  
Belgium. fabiola.saavedra@uclouvain.be

to do so, three categories are taken into account and they measure (i) the access to services from a formal financial institution, (ii) their active use, and (iii) the active use of informal financial services. The latter is relevant because it takes into account that segment of the population that is marginalized from the formal services of the financial sector. Overall, it is shown that being a woman has a negative impact regarding inclusion on the formal financial system, understanding this inclusion as the access, and effective use of formal financial services.

## 1. Introducción

Las investigaciones en materia de inclusión financiera han sido abordadas con diferentes propósitos, entre ellos construir una definición alrededor de este término e identificar las variables que lo determinan ([Allen, Demirgüç-Kunt, Klapper, & Martinez, 2016](#); [Van der Werff, Hogarth, & Peach, 2013](#)), analizar los factores que limitan esta inclusión ([Demirgüç-Kunt & Klapper, 2013](#); [Demirgüç-Kunt, Klapper & Singer, 2013](#)) y medir la relación que tiene con el crecimiento económico de un país ([Kim, Yu & Hassan, 2018](#); [Kokorovic & Softic, 2016](#); [Mason, 1988](#)).

Para [Kim et al. \(2018\)](#), la inclusión financiera se refiere a la facilidad y disponibilidad con la que los participantes de una economía pueden acceder a los servicios financieros formales, tales como depósitos bancarios, créditos, seguros, entre otros. [Cano, Esguerra, García, Rueda y Velasco \(2014\)](#) complementan la definición de inclusión financiera al plantear que, aunque el acceso a los servicios financieros es una condición necesaria, esta no es suficiente para lograr la inclusión y afirman que se requiere, además, garantizar el uso efectivo de estos servicios. Por su parte, para el Banco Mundial la inclusión financiera es:

el acceso a servicios financieros que suplen las necesidades de los usuarios, y en un sentido más básico, facilita el diario vivir, y ayuda a las familias y negocios a planear para todo, desde metas a largo plazo hasta emergencias inesperadas. (Banco Mundial, 2017, párr. 3).

El [Banco Mundial \(2017\)](#) también afirma que la inclusión financiera es un elemento catalizador de la reducción de la pobreza y la prosperidad compartida, y un vehículo para poner fin a la pobreza extrema al 2030. En esta misma línea, [AFI \(2016\)](#) asegura que la inclusión financiera permite a los individuos, pequeños empresarios y sus familias aprovechar oportunidades económicas a través de políticas de inclusión financiera sostenibles, que incluyan el apoyo al desarrollo de los servicios financieros digitales, la educación financiera y mayor empoderamiento de los consumidores; además de la promoción de la inclusión de las mujeres en el sistema financiero.

Para [Cull, Ehrbeck y Holle \(2014\)](#), la importancia de la inclusión financiera en el desarrollo de las economías radica en que esta ayuda a mitigar las restricciones crediticias de los pobres que carecen de los requerimientos mínimos para acceder al sistema financiero; tales como garantías o antecedentes crediticios. Así mismo, la [Superintendencia Financiera de Colombia \(2016\)](#) afirma que la conexión entre inclusión financiera y el desarrollo de las economías se sustenta en la relación que tiene la primera con variables como a) seguridad alimentaria, por el incremento de las probabilidades de los agricultores y productores rurales para invertir, y mejorar su producción y utilidades, en la medida en que tienen acceso a cuentas y créditos; y b) salud y educación de calidad, pues el ahorro y acceso a seguros permiten afrontar, de mejor manera, las contingencias médicas y los créditos destinados a la educación. Además, tiene efectos multiplicadores en el crecimiento económico, la equidad y el desarrollo en general.

Dado que la inclusión financiera es un eje habilitador del desarrollo de las economías y, en consecuencia, un elemento clave para la reducción de la pobreza ([Comisión Intersectorial de Inclusión Financiera, 2016](#)), es de esperarse que el incremento en sus niveles haya sido, desde hace tiempo, un pilar fundamental en los planes de gobierno de cualquier país y, sobre todo, de aquellos en vía de desarrollo en los que, según [Demirgüç-Kunt y Klapper \(2013\)](#), se presentan menores niveles en el uso de servicios financieros, en comparación con los países desarrollados.

Colombia se ha caracterizado, dentro de los países en vía de desarrollo, por altos niveles de crecimiento económico en la última década, a pesar de haber vivido un conflicto interno durante más de cincuenta años. Desde 2005 hasta 2009 tuvo un crecimiento anual de 4,6%, comparado con un 3,6% de Latinoamérica ([Andrade & Cadena, 2010](#)). Asimismo, es un país reconocido por su riqueza en minerales y recursos naturales, que cuenta con la mayor reserva de carbón, la segunda mayor de petróleo y la tercera de gas natural en el mundo ([Market Line, 2016](#)).

A pesar del crecimiento desacelerado que ha vivido Colombia, por el choque negativo en la tasa de cambio derivado de la caída en los precios del petróleo en 2014, el país ha logrado mantener unos buenos fundamentos macroeconómicos, gracias a las diferentes reformas estructurales. La adopción de un régimen de inflación objetivo realista, la libertad en las fluctuaciones del tipo de cambio, una regla fiscal estructural y una sólida regulación financiera han respaldado su crecimiento económico y reducido su volatilidad ([Euler Hermes Economic Research, 2016](#)).

Sumado a las acciones de política monetaria y fiscal adoptadas por Colombia para mejorar el desempeño de la economía y teniendo en cuenta que este, como miembro del Banco Mundial, tiene la meta de lograr acceso financiero para toda la población adulta en 2020; el país ha concentrado sus esfuerzos en el incremento de los niveles de inclusión financiera, ya que considera esencial permitir a la población el acceso y uso de los productos y servicios financieros, con el fin de contribuir al desarrollo económico, tal como lo afirma en el Decreto 2338 del Ministerio de Hacienda y Crédito Público, por el cual se crea la Comisión Intersectorial para la Inclusión Financiera.

Colombia cuenta hoy con una Estrategia Nacional de Inclusión Financiera que se enmarca en el logro de los objetivos del Gobierno relacionados con la pobreza, la formalización de la economía, la trazabilidad de las transacciones, y la seguridad y mejora en la calidad de vida de los colombianos ([Comisión Intersectorial de Inclusión Financiera, 2016](#)). A comienzos de 2015 Colombia alcanzó el 100% de cobertura o presencia de algún tipo de punto de acceso al sistema financiero en todo el país, según la [Superintendencia Financiera de Colombia \(2016\)](#). Asimismo, entre los años 2008 y 2016 se redujo el porcentaje de adultos excluidos del sistema financiero, al pasar de 12,7 a 7,8 millones de colombianos, lo que se tradujo en un aumento del indicador de inclusión financiera del 55,5% al 76,4%, entre el mismo rango de años.

A pesar de los esfuerzos que ha hecho el país en esta materia, aún queda un camino por recorrer en lo referente al uso activo de los productos financieros, puesto que en 2016 existía un diferencial de once puntos entre los adultos que tenían algún producto financiero y los que hacían uso activo del producto financiero. Es por esto que, para seguir avanzando en el cumplimiento de los objetivos de gobierno relacionados con la pobreza, la Estrategia Nacional de Inclusión Financiera plantea los siguientes desafíos: elevar el uso activo de los productos financieros, cerrar las brechas de acceso y uso de servicios financieros formales entre las áreas urbanas y rurales del país, y promover alternati-



vas de acceso a financiamiento y desarrollo de las pequeñas y medianas empresas ([Superintendencia Financiera de Colombia, 2016](#)).

Además, uno de los desafíos más importantes para el Gobierno colombiano, en materia de inclusión financiera, es reducir la brecha de género que existe en el país. Según la Superintendencia Financiera de Colombia (2016), durante 2016 el 55,6% de los colombianos que ingresaron por primera vez al sistema financiero fueron hombres. Esta brecha se hace más evidente en los municipios intermedios,<sup>1</sup> en los cuales, para 2016, del porcentaje total de personas que ingresaban por primera vez al sistema financiero, el 60,4% eran hombres y, en los municipios rurales,<sup>2</sup> el 62,8%.

Para The Consultative Group to Assist the Poor (2018), en su publicación “Género y empoderamiento”, la importancia de incluir a las mujeres en el sistema financiero radica en que:

los servicios financieros pueden ayudar a las mujeres a reafirmar su poder económico y a promover la igualdad de género brindándoles las herramientas indispensables para trabajar por cuenta propia, acumular activos y tener mayor participación en la toma de decisiones [...]. (párr. 1).

Los motivos de la exclusión financiera de las mujeres varían según el país y la región, y se originan en normas económicas sesgadas por razones de género. (párr. 3).

Asimismo, la [Superintendencia Financiera de Colombia \(2016\)](#) asegura que tener acceso a servicios financieros formales incrementa la posibilidad de que las personas, en particular las mujeres, inviertan en actividades productivas, salud y educación, y a través de estas inversiones puedan salir de la pobreza.

Habiendo hecho hincapié en el impacto que genera la inclusión financiera en el desarrollo de las economías y en la importancia de incluir a las mujeres en el sistema financiero, el propósito de este trabajo es medir las diferencias de género en términos de inclusión financiera en Colombia y, de esta forma, poner a disposición del público argumentos que puedan considerarse como base para identificar nuevos desafíos del sistema financiero que permitan reducir esta brecha y proveer información estadística que sustente la elaboración de estrategias de inclusión financiera en el país.

Este trabajo de investigación también puede guiar y facilitar la elaboración de las políticas públicas para aumentar el porcentaje de bancarización en el país, entendido como el número de personas con al menos un producto financiero que, para 2012, estaba alrededor de 67% de la población adulta ([Cano et al., 2014](#)). Este aumento facilitaría el acceso al dinero y ahorro a poblaciones que anteriormente no lo tenían, permitiendo también un incremento del ingreso fiscal para el Gobierno, gracias al crecimiento en la formalidad de la actividad económica, creación de trabajos y desarrollo. Esto también ayudaría a reducir la carga asistencialista del Gobierno y facilitaría la planeación de gastos futuros. A su vez, entre mayor sea la cantidad de personas en un sistema bancario formal, es más fácil realizar seguimiento a los movimientos de dinero, lo que ayudaría a promover el decrecimiento del mercado negro y aumentar la transparencia ([UNSGSA, 2017](#)).

1 Según la Ley 1551 de 2012, por la cual se dictan normas para modernizar la organización y el funcionamiento de los municipios, los municipios intermedios en Colombia son aquellos cuya población comprende entre cincuenta mil uno y cien mil habitantes, y cuyos ingresos corrientes anuales de libre destinación están entre cincuenta mil y cien mil salarios mínimos legales mensuales vigentes de Colombia.

2 Según el Departamento Administrativo Nacional de Estadística, los municipios rurales se caracterizan por la disposición dispersa de viviendas y explotaciones agropecuarias existentes en ellos (Departamento Administrativo Nacional de Estadística [DANE], 2015).



## 2. Marco conceptual

Según cifras del [Banco Mundial \(2017\)](#), cerca de dos mil millones de personas no utilizan servicios financieros formales en el mundo. La situación no es diferente en Colombia, puesto que, en 2014, únicamente el 38% de los colombianos mayores de 15 años tenían una cuenta en una institución financiera formal, a diferencia de otros países como Brasil y Chile en los que, para el mismo año, más del 68% y el 63% de la población mayor de 15 años, respectivamente, contaba con esta condición; estos últimos porcentajes superan el valor promedio del nivel de inclusión financiera en Latinoamérica y el Caribe, el cual, para 2014, era de 54% ([Global Findex database, 2014](#)). Adicional a esto, el informe de inclusión financiera del Global Findex 2014 calcula que la brecha de género en el mundo, en materia de inclusión financiera, es del 9%, y que se ha mantenido constante en países subdesarrollados entre 2011 y 2014 ([Global Findex database, 2014](#)).

Según la Alianza para la Inclusión Financiera ([AFI, 2016](#)), el esfuerzo por cerrar la brecha de género no es un fin en sí mismo, sino que hace parte del compromiso mundial con los Objetivos de Desarrollo Sostenible, puntualmente con el objetivo de lograr la igualdad de género y empoderar a todas las mujeres y niñas. Así, el tema de género es relevante desde una perspectiva económica, pues se estima que los avances en igualdad de género podrían agregar 12 billones de dólares al PIB mundial en 2025 ([AFI, 2017](#)).

Lo anterior ha llevado a que, en los últimos años, la inclusión financiera sea objeto de múltiples estudios por parte de formuladores de políticas y organismos internacionales ([Banco Interamericano de Desarrollo, 2015](#)). No en vano, más de sesenta gobiernos alrededor del mundo y organizaciones institucionales e intergubernamentales, como Naciones Unidas, consideran la inclusión financiera como un objetivo en el desarrollo de sus políticas públicas ([Sahay et al., 2015](#)). Este tema ha despertado un creciente interés, en algunos investigadores, por contribuir al desarrollo económico desde un punto de vista inclusivo, identificando y analizando cuáles son aquellos determinantes de la inclusión financiera en los que se deberían centrar las políticas económicas y sociales de los Gobiernos alrededor del mundo.

Varias de estas investigaciones han encontrado que el género es una variable que influye en la magnitud de los niveles de inclusión financiera de una economía. Por ejemplo, [Demirgüç-Kunt et al. \(2013b\)](#) identificaron la existencia de una brecha de género al momento de poseer una cuenta, ahorrar y tener crédito en una institución financiera formal, concluyendo que el hecho de ser mujer aumentaría la probabilidad de ser excluido económicamente, por presentar mayores dificultades para entregar garantías, tener un menor conocimiento financiero y una menor experiencia empresarial.

Asimismo, en un análisis realizado por [Fungacova y Weill \(2015\)](#) en China, se concluyó que, en materia de género, las barreras de las mujeres para acceder al sistema financiero apuntaban a la falta de documentación y al hecho de que otro miembro de la familia ya tuviera una cuenta, en muchos casos debido a que en esta cultura el hombre tiene un papel predominante en el manejo de las finanzas del hogar. Para el caso de India, el estudio realizado por [Vinod y Ghosh \(2017\)](#) reveló que, en promedio, los hogares indios con mujeres cabeza de familia tienen un 8% menos de probabilidad de acceder a instituciones financieras formales, y se inclinan, en un 6% más, por las informales, esto debido a factores educativos y de desigualdad en materia salarial.

Es importante resaltar que, además del género, pueden existir otros elementos que inciden en los niveles de inclusión financiera de una economía, tales como el nivel de ingresos, la educación y la edad de las personas. Si se analiza la inclusión financiera desde un punto de vista netamente de

género, es probable que existan características de las personas que, sumadas a este, influyan más o menos en los niveles de inclusión financiera. Por ejemplo, el hecho de que una mujer sea viuda, madre o jefe de hogar podría implicar que para esta puede ser más fácil, o más difícil, ser parte del sistema financiero. No obstante, a pesar de que se tratará de controlar por otras variables, este trabajo de investigación se centra en medir las diferencias de género en términos de inclusión financiera.

### 3. Datos

El presente trabajo de investigación se basa en la información recopilada por el Banco Mundial, en colaboración con Gallup y la fundación Bill & Melinda Gates, en su base de datos Global Findex del año 2014. Esta base de datos mide el uso de los servicios financieros en casi 97% de la población mundial, concentrada en más de 140 países y representada a través de una muestra aleatoria de 1000 individuos en cada uno de ellos. Una característica importante de esta base de datos es que presenta, de manera detallada, cómo las personas, en los países encuestados, ahorran y hacen préstamos de dinero, hacen pagos y administran sus riesgos.

De estos 140 países, el presente artículo utiliza la información que corresponde a Colombia y que clasifica el uso de los servicios financieros por edad, género, ingreso y máximo nivel de educación alcanzado. El menor nivel de agregación de esta base de datos es por individuos mayores de 15 años, los cuales fueron seleccionados dentro de los hogares, de manera aleatoria, utilizando el método Kish, el cual emplea una tabla preasignada de números para determinar cuál es la persona del hogar que será entrevistada.

Con el fin de asegurar una muestra representativa de la estratificación de cada país, en términos de edad, género, ingreso y máximo nivel de educación alcanzado, esta base de datos realiza dos ponderaciones: una *sampling weight*, la cual corrige la probabilidad de haber elegido tamaños de hogares no representativos, y una *poststratification weight*, la cual corrige la probabilidad de no haber conservado la estructura de la población en términos de género, edad y educación cuando se tomó la muestra, y que también corrige cualquier pérdida de información, en caso de que haya habido individuos que no respondieron.

#### 3.1. Variables dependientes.

La forma como puede ser analizada la inclusión financiera depende de la definición que se haga de la misma. Es así como, con el fin de capturar la mayor cantidad posible de indicadores para comprender la inclusión financiera en Colombia, se utilizarán ocho indicadores definidos en la encuesta de Global Findex de 2014, clasificados en tres categorías, como alternativas para definir la inclusión financiera.

##### 3.1.1 Categoría A: Tener una cuenta o un producto en una institución financiera formal.

Una de las definiciones más comunes de inclusión financiera es la planteada por [Honohan \(2008\)](#), quien afirma que la inclusión financiera podría entenderse como “la proporción de la población adulta u hogares que tengan acceso a servicios financieros formales” (p. 2494). Dentro de estos servicios financieros formales, la encuesta del [Global Findex 2014](#) incluye las cuentas de ahorro y corriente en instituciones financieras formales, las cuales son entidades reguladas por la Superintendencia Financiera de Colombia o la Superintendencia de la Economía Solidaria, permiten la movilización de ahorros y proveen servicios de pago que facilitan el intercambio de bienes y servicios ([Demirgüç-Kunt, Beck, & Honohan, 2008](#)), tales como cooperativas de ahorro y crédito, instituciones de microfinanzas y oficinas postales.

En cuanto a otros instrumentos financieros, las tarjetas de débito y crédito pueden considerarse indicadores de inclusión financiera, ya que, como se explicará más adelante, a través de estas las personas pueden administrar sus recursos de forma eficiente, pues facilitan el ahorro y los pagos; además, generan acceso a crédito que puede no solo mejorar la liquidez de los hogares, sino fomentar la inversión.

#### *3.1.1.1 Indicador A.1: Tener una cuenta en una institución financiera.*

El acceso a una cuenta de ahorro o corriente en una institución financiera formal facilita el diario vivir, y ayuda a las familias y negocios a planear para todo, desde metas a largo plazo hasta emergencias inesperadas ([Banco Mundial, 2017](#)). A su vez, esto puede servir como punto de entrada al sistema financiero formal, al facilitar la transferencia de salarios, remesas y pagos gubernamentales, promover el ahorro formal y facilitar el acceso al crédito ([Demirgüç-Kunt & Klapper, 2013](#)).

Por otro lado, el poder acceder a una cuenta en una institución financiera formal es sinónimo de un sistema financiero inclusivo, que en caso de no existir podría contribuir a la persistencia en la desigualdad de ingresos y a un crecimiento económico más lento ([Demirgüç-Kunt & Klapper, 2013](#)). Dentro de la base de datos del Global Findex 2014, esta variable dicótoma toma los valores de 1 y 0, donde 1 refleja que la persona encuestada, por sí sola o en conjunto con otra persona, tiene una cuenta en un banco u otro tipo de institución financiera formal, una tarjeta de débito conectada a una cuenta a su nombre en una institución financiera, ha recibido directamente en el último año pagos o transferencias gubernamentales por productos agrícolas en una cuenta en una institución financiera o ha pagado personalmente, en el último año, facturas de servicios públicos o matrículas escolares desde una cuenta en una institución financiera. Esto último implica un uso pasivo de la cuenta bancaria; es decir, el usuario no podría recibir o realizar pagos si no tuviera acceso a esta.

#### *3.1.1.2 Indicador A.2: Tener una tarjeta débito.*

Poseer una cuenta en una institución financiera le facilita al usuario acceder a una tarjeta débito; es decir, una tarjeta conectada a una cuenta en una institución financiera que permite retirar dinero, el cual es debitado, inmediatamente, de dicha cuenta. Este producto le permite al usuario manejar de forma eficiente su dinero, facilitándole ahorrar y realizar pagos haciendo uso de los fondos existentes en la cuenta.

[Fusaro \(2013\)](#), luego de realizar una revisión de la literatura al respecto, plantea que existen varias motivaciones para tener una tarjeta débito, tales como el hecho de no clasificar para tener una tarjeta de crédito, la conveniencia, la aceptación en diferentes establecimientos de comercio, el mantenimiento de un récord de transacciones y la seguridad. A su vez, esta impide la acumulación de deuda, debido a que no permite gastar dinero que no está en posesión del usuario ([Lee, Abdul-Rahman, & Kim, 2007](#)). Dentro de la base de datos del Global Findex 2014 esta variable dicótoma toma los valores de 1 y 0, donde 1 refleja que la persona tiene una tarjeta débito.

#### *3.1.1.3 Indicador A.3: Tener una tarjeta de crédito.*

Otra forma de entender la inclusión financiera es a través del acceso a las tarjetas de crédito; una tarjeta que permite hacer un préstamo de dinero para hacer pagos o realizar compras, y en la que, posteriormente, se puede pagar el saldo. Este tipo de producto permite que los usuarios accedan a

recursos que no tienen disponibles en el momento y, como lo afirma [Méndez \(2011\)](#), el acceso a crédito aumenta el nivel de capital y fomenta en los hogares la disposición a crear una empresa o expandirse, si ya existe.

Adicionalmente, el crédito es una de las herramientas más importantes con las que cuentan los hogares para protegerse de los ciclos económicos ([Cano et al., 2014](#)), y el acceso al mismo permite una reducción en las restricciones de liquidez de los hogares, lo que se traduce en un crecimiento mucho más estable del consumo y en una moderación de los ciclos reales de la economía ([Cecchetti, Flores-Lagunes, & Krause, 2006](#)). En la base de datos del Global Findex 2014 esta variable dicótoma toma los valores de 1 y 0, donde 1 refleja que la persona tiene una tarjeta de crédito.

### 3.1.2 Categoría B. Hacer uso activo de los servicios financieros formales.

El tener una cuenta en una institución financiera, o contar con uno o varios productos financieros, no implica hacer un uso efectivo de los mismos, puesto que estos indicadores desconocen aspectos como disponibilidad, calidad y uso de los servicios financieros. Algunos estudios que hacen evidente esta situación son los de [Seidman \(2005\)](#), como se citó en [Gopalan, & Kikuchi, \(2016\)](#), donde se encontró que cerca de dos tercios de los hogares de bajos ingresos, en tres ciudades principales de Estados Unidos, utilizaban servicios financieros informales, a pesar de contar con una cuenta en una institución financiera formal. De igual manera, [Kempson, Atkinson y Pilley \(2006\)](#) encuentran que el poco uso de la cuenta bancaria es equivalente a la no posesión de esta.

Con el propósito de subsanar este sesgo, en el análisis de inclusión financiera en Colombia, se tendrán en cuenta los indicadores que se mencionan a continuación, los cuales reflejan el uso activo de estos productos.

#### 3.1.2.1 Indicador B.1: Tener una tarjeta débito y haberla usado en los últimos doce meses.

Dentro de la base de datos del Global Findex 2014, esta variable dicótoma toma los valores de 1 y 0, donde 1 refleja que la persona ha usado directamente su tarjeta débito para realizar compras en los últimos doce meses. Esto implica un uso activo de la cuenta bancaria; es decir, el usuario utiliza la tarjeta débito exclusivamente para realizar compras, lo que no incluye pagos de facturas de servicios públicos o matrículas escolares desde una cuenta en una institución financiera.

#### 3.1.2.2 Indicador B.2: Tener una tarjeta de crédito y haberla usado en los últimos doce meses.

Dentro de la base de datos del Global Findex 2014 esta variable dicótoma toma los valores de 1 y 0, donde 1 refleja que la persona ha usado su tarjeta de crédito en los últimos doce meses, ya sea para realizar pagos o compras.

### 3.1.3 Categoría C. Hacer uso activo de servicios financieros informales.

[Cull et al. \(2014\)](#) establecen que, generalmente, la población de menores ingresos está excluida de las oportunidades de empleo asalariado; esto significa que hacen parte del empleo informal. La población que se considera dentro del empleo informal está marginada de los servicios financieros formales, por lo que tienen que acudir a mecanismos de financiamiento como familiares y amigos. Aunque estos constituyen una solución atractiva a las necesidades financieras pueden ser insuficientes, poco fiables y onerosos. Teniendo en cuenta lo anterior, y con el objetivo de comprender mejor la inclusión

financiera en Colombia, se revisarán dos indicadores incluidos en la encuesta del Global Findex 2014, que comprenden el acceso a los servicios financieros informales.

### 3.1.3.1 Indicador C.1: Ahorrar en el último año.

Dentro de la base de datos del Global Findex, 2014 esta variable dicótoma toma los valores de 1 y 0, donde 1 refleja que la persona, por sí sola, ahorró o guardó dinero en el último año, ya sea en un club de ahorros o con alguna persona fuera de su familia, para educación; vejez; iniciar, operar o expandir una granja o un negocio; o para otras razones.

### 3.1.3.2 Indicador C.2: Pedir prestado dinero en el último año.

Dentro de la base de datos del Global Findex, 2014 esta variable dicótoma toma los valores de 1 y 0, donde 1 refleja que la persona, por sí sola o en conjunto con alguien, pidió prestado dinero en el último año a su familia, amigos o a otro prestamista privado, para educación, salud, o para iniciar, operar o expandir una granja o un negocio, o para otras razones.

## 3.2 Variables independientes.

Las variables, independientes o explicativas, que se incluyen en los modelos de regresión del presente trabajo de investigación son aquellas que la encuesta de Global Findex 2014 utiliza para clasificar el uso de los servicios financieros: género, edad, ingreso y máximo nivel de educación alcanzado.

Para realizar un análisis desde la perspectiva de inclusión financiera, las anteriores son variables socioeconómicas que caracterizan, de manera adecuada, a los individuos. El nivel de educación, como lo afirman [Grimes, Rogers y Campbell \(2010\)](#), incide de manera positiva en la decisión de abrir una cuenta en una institución financiera, ya que cuando las personas han recibido cursos relacionados con temas económicos durante su educación secundaria, aumenta la probabilidad de que más adelante posean una cuenta bancaria.

Asimismo, la edad de las personas incide en los niveles de inclusión financiera, ya que en la mayoría de los casos sus ingresos están sujetos al rango de edad en el que se encuentren. [Fungacova y Weill \(2015\)](#) concluyen que existe una relación no lineal entre la edad y la inclusión financiera, pues a medida que aumenta la edad las personas tienen mayor probabilidad de usar servicios financieros formales, pero solo hasta cierto momento. Lo anterior lo explican como consecuencia de un “efecto generacional”, según el cual las personas de mayor edad pueden ser reacias a usar servicios financieros, y las instituciones financieras pueden estar menos interesadas en atraerlas. Debido a esto, se considera que la variable edad también debe ser incluida en las estimaciones, de manera conjunta con su término cuadrático (edad al cuadrado), lo que permitiría captar la relación no lineal que existe entre esta variable y la inclusión financiera.

Con respecto a los ingresos, [Zins y Weill \(2016\)](#) encuentran que un mayor nivel de ingresos está asociado a un mayor nivel de inclusión financiera, puesto que este permite a las personas afrontar, de una mejor manera, algunas barreras de entrada al sistema financiero, como la distancia, los costos y los requerimientos bancarios. De igual manera, concluyen que existe una relación positiva entre las personas que pertenecen al quintil de ingresos más alto y la probabilidad de acceder a créditos a través del sistema financiero formal, en comparación con las personas que pertenecen a los demás quintiles.

Por último, la variable género también toma relevancia al momento de analizar la inclusión financiera, ya que en este ámbito, según [Demirgüç-Kunt y Klapper \(2013\)](#), existe una brecha en algunas dimensiones de la inclusión financiera, como tener una cuenta, ahorrar y pedir prestado dinero en una institución financiera formal, además de que el hecho de ser mujer incrementa la probabilidad de ser excluido financieramente.

A continuación, se presenta en detalle la descripción de cada una de las variables independientes. En el Anexo 1 se encuentra la tabla con los valores de la estadística descriptiva de las variables mencionadas.

- **Género:** El porcentaje de la población encuestada en la base de datos de Global Findex de 2014 se compone, en un 51,8%, por mujeres y, en un 48,2%, por hombres. Lo anterior evidencia que la población encuestada, en términos de género, es representativa para el caso de Colombia, y permite analizar cuestiones relacionadas con este aspecto, puesto que el porcentaje de la población femenina del país era de 50,6%, para el año 2014, y la masculina de 49,4%, según cifras del Departamento Administrativo Nacional de Estadística de Colombia.
- **Edad:** El rango de edad de la población encuestada en la base de datos de Global Findex 2014 está entre 15 y 99 años, y la edad promedio es de 40. Al dividir la muestra por género se observa que la edad promedio de las mujeres encuestadas es de 39,9 años, y la de los hombres, de 40 años.
- **Máximo nivel de educación alcanzado:** El 27 % de la población encuestada en el Global Findex 2014 cuenta, únicamente, con educación primaria; el 58% con educación secundaria; y el 15% con educación terciaria. Al analizar estos porcentajes en términos de género, se observa que, para el caso de las mujeres, 15% de la población encuestada cuenta, únicamente, con educación primaria, 29% con educación secundaria y 8% con educación terciaria; mientras que, para los hombres, se observa que 12% alcanzó educación primaria; 29%, educación secundaria; y 14%, educación terciaria. De lo anterior es posible concluir que el porcentaje de culminación de la educación primaria y secundaria en la muestra es similar en ambos géneros; sin embargo, se observa que los hombres alcanzan, en mayor proporción, un nivel de educación terciaria.
- **Nivel de ingresos:** La población encuestada en el Global Findex 2014, fue dividida en igual proporción por quintiles, que representan desde el nivel más pobre (quintil 1) hasta el nivel más rico de la población (quintil 5). En el caso de Colombia, según datos de la Comisión Económica para América Latina y el Caribe, en 2014 el quintil 5 concentraba el 58% de la riqueza del país, mientras que los quintiles 4, 3, 2 y 1 representaban el 19,6%, 11,8%, 7,4% y 3,2%, respectivamente. Esto da cuenta de un país inequitativo, que es confirmado por un valor en el coeficiente de Gini de 53,5.<sup>3</sup>

#### 4. Método de solución

Para analizar la inclusión financiera en Colombia, el presente trabajo de investigación emplea los datos recopilados por la encuesta de Global Findex 2014, los cuales se clasifican como datos de sección cruzada (*Cross-Section*), ya que constituyen una muestra aleatoria de 1000 individuos en Colombia durante el año 2014.

.....  
<sup>3</sup> El coeficiente de Gini mide la desigualdad en la distribución del ingreso de una población y puede tomar valores entre 0 y 1, donde 0 significa que todas las personas de una población tienen el mismo ingreso y 1 significa que el ingreso está concentrado en una sola persona.

Con el objetivo de corregir los posibles problemas derivados de los grupos sobre o subrepresentados en la muestra, cada una de las variables independientes fue trabajada utilizando *sampling weights*, que son usados para corregir la probabilidad de haber seleccionado, para la encuesta, hogares de diferentes tamaños.

Para modelar estos datos se utilizó la siguiente regresión tipo Logit, ya que las variables dependientes son variables dicótomas:

$$\text{Logit}(p) = c + \beta_1 \text{Género} + \beta_2 \text{Edad} + \beta_3 \text{Edad}^2 + \beta_4 \text{Nivel de ingresos} + \beta_5 \text{Nivel de educación}$$

$$\text{Odds} = \frac{p}{1-p} = \frac{\text{Probabilidad de presencia de inclusión financiera}}{\text{Probabilidad de ausencia de inclusión financiera}}$$

$$\text{Logit} = \ln\left(\frac{p}{1-p}\right)$$

Como se mencionó en la sección anterior, se utilizaron ocho diferentes indicadores para analizar la inclusión financiera en Colombia desde varias perspectivas. Es por esto que, en la regresión, la variable dependiente puede tomar cualquiera de las siguientes ocho definiciones:

- A.1: tener una cuenta en una institución financiera
- A.2.1: tener una tarjeta débito
- A.2.2: tener una tarjeta débito a nombre propio
- A.3: tener una tarjeta de crédito
- B.1: tener una tarjeta débito y haberla usado en los últimos doce meses
- B.2: tener una tarjeta de crédito y haberla usado en los últimos doce meses
- C.1: ahorrar en el último año
- C.2: pedir prestado dinero en el último año

Según Wooldridge (2012), los modelos Logit compensan algunas limitantes que tienen los Modelos de Probabilidad Lineal (LPM), los cuales utilizan la técnica de Mínimos Cuadrados Ordinarios (OLS) para estimar modelos cuyas variables dependientes son dicótomas.<sup>4</sup>

Aunque a través de los modelos Probit y Logit se obtienen las mismas proyecciones (la diferencia entre ambos coeficientes es de un factor de 1.6 [Wooldridge, 2012]), la principal razón por la que en este trabajo de investigación se utiliza un modelo Logit, en lugar de Probit, es porque el primero permite analizar directamente el valor de los coeficientes, mientras que en el segundo estos no tienen una interpretación directa, pues se requiere una tabla especial (Berkson, 1951).

4. Al estimar un modelo con variable dependiente dicótoma a través de la técnica de OLS: a) los valores de la probabilidad ajustada pueden ser menores a 0 y mayores a 1; b) el efecto parcial en cualquier variable explicativa es constante, es decir, el modelo de probabilidad lineal asume que la magnitud del cambio en la variable es constante a lo largo de toda la línea de regresión; y c) el modelo presenta heterocedasticidad, ya que los errores no se distribuyen normalmente (Wooldridge, 2012).



Ya que el objetivo de este trabajo de investigación es medir la diferencia de género en términos de inclusión financiera en Colombia, para el análisis es de gran importancia la interpretación del coeficiente. Cabe resaltar que, al estar trabajando con variables dependientes dicótomas y que no se trata de una relación lineal, se debe analizar la derivada parcial; por lo tanto, la interpretación se realiza sobre los efectos marginales y no sobre los coeficientes directamente.

## 5. Presentación y análisis de resultados

En este capítulo se presentan los resultados obtenidos de las regresiones que se realizaron, con el fin de medir la magnitud de la brecha de género en términos de inclusión financiera en Colombia en el año 2014, a través de ocho indicadores definidos en la encuesta Global Findex de 2014, y que este trabajo de investigación agrupa en tres categorías.

Como se mencionó en el método de solución, los modelos Logit compensan la limitante de heterocedasticidad que presentan los modelos de probabilidad lineal. Por esto, se asume que el modelo es homocedástico (sus errores se distribuyen normalmente) y los efectos marginales pueden ser interpretados, para el caso de las variables categóricas, con más de dos opciones de respuesta (nivel de ingresos y educación), como la magnitud en la que cambia la probabilidad de ocurrencia de la variable dependiente por el incremento en un nivel de la variable independiente. Para el caso de las variables categóricas con solo dos opciones de respuesta (género), se interpretan como la magnitud en la que cambia la probabilidad de ocurrencia de la variable dependiente cuando la variable independiente toma el valor de la variable que se desea analizar. Por último, para el caso de las variables continuas (edad), se interpretan como la magnitud en la que cambia la probabilidad de ocurrencia de la variable dependiente por un incremento de una unidad en la variable independiente.

Las pruebas de bondad de ajuste para cada una de las estimaciones presentadas, además del análisis gráfico y otras pruebas que demuestran la robustez de las estimaciones, se encuentran en el Anexo 2.

**Tabla 1. Resultado de las estimaciones**

	A. Tener una cuenta en una institución financiera formal				B. Uso activo de servicios financieros formales en los últimos doce meses		C. Uso activo de servicios financieros informales en los últimos doce meses	
	A.1	A.2.1	A.2.2	A.3	B.1	B.2	C.1	C.2
# de ob.	1000	993	1000	992	287	126	1000	1000
Género (Mujer)	-0.0956** (0.03975)	-0.1178*** (0.0363)	-0.1071*** (0.0347)	-0.0399** (0.0194)	-0.0437 (0.0706)	0.0936** (0.0440)	0.0142 (0.0305)	-0.0107 (0.0283)
Edad (Age)	0.0195*** (0.0056)	0.0169*** (0.0052)	0.0140*** (0.0050)	0.0011** (0.0005)	-0.0052** (0.0022)	-0.0023** (0.0011)	-0.0030*** (0.0008)	0.0110*** (0.0039)
Edad2 (Age2)	-0.0001*** (-0.00006)	-0.0001*** (0.00006)	-0.0001** (0.00006)	-	-	-	-	-0.0001*** (0.00005)
Ingreso (Inc_q)	0.0837*** (0.01427)	0.0865*** (0.0127)	0.0830*** (0.0120)	0.0389*** (0.0068)	0.0789*** (0.0294)	0.0082 (0.0144)	0.0031 (0.0116)	-0.0038 (0.0102)
Educación (educ)	0.2380*** (0.0354)	0.2178*** (0.0326)	0.2083*** (0.0307)	0.1078*** (0.0170)	0.2475*** (0.0592)	0.0720** (0.0302)	-0.0257 (0.0254)	-0.0657*** (0.0237)
Pseudo R2	0.1504	0.1910	0.1899	0.1971	0.1324	0.2091	0.0165	0.0219

Nota: A.1= tener una cuenta en una institución financiera; A.2.1= tener una tarjeta débito; A.2.2= tener una tarjeta débito a nombre propio; A.3= tener una tarjeta de crédito; B.1= tener una tarjeta débito y haberla usado en los últimos doce meses; B.2= tener una tarjeta de crédito y haberla usado en los últimos doce meses; C.1= ahorrar en el último año; C.2= pedir prestado dinero en el último año; ( )= error estándar; \*\*\*= variable significativa estadísticamente al 1%; \*\*= variable significativa estadísticamente al 5%; \*= variable significativa estadísticamente al 10%. Elaboración propia.



De las regresiones realizadas para determinar la magnitud de la brecha de género, en términos de inclusión financiera, se puede observar que, en el año 2014, ser mujer en Colombia disminuía las probabilidades de que una persona estuviera incluida en el sistema financiero, desde la perspectiva de cualquier indicador incluido en la dimensión A (tener una cuenta en una institución financiera formal); es decir, desde las perspectivas de tener una cuenta en una institución financiera (A.1), tener una tarjeta débito (A.2.1), tener una tarjeta débito a nombre propio (A.2.2) y tener una tarjeta de crédito (A.3).

Al realizar una interpretación de los efectos marginales de los cuatro indicadores que corresponden a la dimensión A, es posible inferir que, en el año 2014, ser mujer en Colombia disminuía la probabilidad de tener una cuenta en una institución financiera (A.1) en 9,5 puntos porcentuales (pp. pp.). Asimismo, disminuía en 11,7 y 10,7 pp. pp., respectivamente, la probabilidad de que la persona tuviera una tarjeta débito (A.2.1) o que esa tarjeta débito estuviera a su nombre (A.2.2). Por último, ser mujer en Colombia, en el año 2014, disminuía en 3,9 pp. pp. la probabilidad de que la persona tuviera una tarjeta de crédito.

Esto podría deberse a que el acceso a una tarjeta de crédito, normalmente, se da luego de entrar al sistema financiero a través de algún otro instrumento (como una cuenta en una institución financiera), por lo que una vez la persona ya se encuentra dentro de este, podrá acceder con mayor facilidad a otros productos (como una tarjeta de crédito).

Si se entiende la inclusión financiera como el uso activo de servicios financieros formales en los últimos doce meses (dimensión B), se encuentran resultados diferentes, puesto que, para hacer un uso activo, es necesario estar ya dentro del sistema financiero. En esta dimensión, es posible concluir que ser mujer en Colombia, en el año 2014, incrementaba en 9,3 pp. pp. la probabilidad de que la persona obtuviera una tarjeta de crédito y la hubiese usado en el último año (B.2). Esto puede obedecer a que a) en 2014 la población femenina en Colombia superaba a la masculina en número de habitantes, y b) a que, basados en lo que evidencia esta investigación, ser mujer en Colombia, en el 2014, disminuía las probabilidades de que una persona estuviera incluida en el sistema financiero (entendido desde la perspectiva de cualquier indicador incluido en la dimensión A), lo que podría incentivar a las instituciones financieras a estructurar productos dirigidos especialmente a este segmento de la población para incluirlo o empoderarlo y así facilitar su desarrollo económico.

Sin embargo, si se trataba de una tarjeta débito y de haberla usado en el último año (B.1), el modelo muestra un efecto no significativo. Vale la pena resaltar que el número de observaciones de los indicadores contenidos en la dimensión B es significativamente menor en comparación con las demás categorías, ya que esta dimensión exige haber tenido una respuesta afirmativa en dos de los indicadores de la dimensión A (tener una tarjeta débito [A.2.1] y tener una tarjeta de crédito [A.3]).

Con respecto al uso activo de servicios financieros informales en los últimos doce meses, ninguno de los dos indicadores utilizados resultó estadísticamente significativo desde la perspectiva de género. A pesar de esto, es posible inferir que el ser mujer en Colombia, en 2014, tenía un impacto positivo frente al hecho de que la persona hubiera ahorrado en los últimos doce meses, y negativo frente a que la persona hubiera pedido prestado dinero en los últimos doce meses. Una posible razón por la que el género no es significativo para explicar el uso de los servicios financieros informales puede deberse a que algunos factores que se presentan como barreras para acceder a estos servicios, como la falta de dinero, los costos y las distancias, afectan tanto a los hombres como a las mujeres en igual magnitud ([Banco Mundial, 2013](#)). Otra razón por la que la variable género no es representativa puede ser consecuencia de que, tanto los hombres como las mujeres, en el contexto de la informalidad, tienen las

mismas posibilidades de acceso a este tipo de productos, ya que al eliminar requisitos como las verificaciones laborales, la capacidad crediticia o la historia laboral, el género es una condición irrelevante.

Para analizar los resultados del impacto que tiene la variable edad sobre las diferentes definiciones de inclusión financiera, es importante especificar que para tres de los indicadores de la dimensión A (A.1, A.2.1 y A.2.2) y para un indicador de la dimensión C (C.2) se analiza la variable edad y su término cuadrático, ya que se identificó que en estos casos existe un efecto marginal decreciente.

Teniendo en cuenta lo anterior, es posible inferir que pasar de 15 a 16 años tenía un impacto positivo en los indicadores A.1, A.2.1, A.2.2, y C.2. Al realizar una comparación entre los efectos marginales de los indicadores de la dimensión A, se puede observar que, en el año 2014, en Colombia, si una persona pasaba de 15 a 16 años, la probabilidad de que tuviera una cuenta en una institución financiera (A.1), una tarjeta débito (A.2.1) o una tarjeta débito a nombre propio (A.2.2) se incrementaba en un rango de 1,4 pp. pp. a 1,9 pp. pp. Con respecto a la dimensión C (uso de servicios financieros informales en los últimos doce meses), se observa que, al pasar de 15 a 16 años, la probabilidad de que una persona hubiera pedido prestado dinero en el último año se incrementaba en 1,1 pp. pp.

Cabe resaltar que, después de los 16 años, el modelo muestra que se presentan rendimientos marginales decrecientes; es decir, que un año adicional impactaba positivamente, pero cada vez en menor proporción, los indicadores A.1 (tener una cuenta en una institución financiera formal), A.2.1 (tener una tarjeta débito), A.2.2 (tener una tarjeta débito a nombre propio) y C.2 (pedir prestado dinero en el último año).<sup>5</sup>

Para los dos indicadores de la dimensión B (tener una tarjeta débito y haberla usado en los últimos doce meses [B.1] y: tener una tarjeta de crédito y haberla usado en los últimos doce meses [B.2]) y un indicador de la dimensión C (haber ahorrado en el último año [C.1]), el análisis de la variable edad se realiza en medias, puesto que el modelo muestra que el efecto marginal de la edad (edad al cuadrado) para estos indicadores no es significativo.

Teniendo en cuenta lo anterior, se observa que la edad tenía un impacto negativo de entre 0,02 pp. pp. y 0,05 pp. pp. en los dos indicadores: tener una tarjeta débito y haberla usado en los últimos doce meses (B.1) y tener una tarjeta de crédito y haberla usado en los últimos doce meses (B.2). Esto puede obedecer a que, a medida que las personas se vuelven mayores, sus ingresos económicos pueden volverse más variables e impredecibles, por lo que las instituciones financieras son cada vez más reacias a ubicar productos financieros en este segmento de la población. Asimismo, la edad reducía en 0,03 pp. pp. la probabilidad de que la persona hubiera ahorrado en los últimos doce meses a través del sistema financiero informal (C.1).

En materia de ingresos, el análisis de las regresiones trabajadas indica que si en Colombia, en 2014, una persona pertenecía a un quintil de ingresos cada vez mayor, se incrementaba la probabilidad de que esta tuviera una cuenta en una institución financiera formal (dimensión A), entendida desde las perspectivas de los cuatro indicadores que componen esta dimensión. Estos resultados permiten inferir que un mayor nivel de ingresos incrementaba en 8,3 pp. pp. la probabilidad de acceder a una cuenta en una institución financiera, y acrecentaba entre 3,8 pp. pp. y 8,6 pp. pp. la probabilidad de acceder a una tarjeta débito o crédito. La diferencia entre estos porcentajes puede deberse a que,

5 Para calcular los rendimientos marginales decrecientes se emplea la siguiente fórmula:  $\frac{\Delta y}{\Delta x} = \beta_1 + 2\beta_2 X * \Delta X$ , y para encontrar el punto de inflexión se emplea la siguiente:  $\beta_1 + 2\beta_2 X = 0$ .

cuando la persona pertenece a un quintil de ingresos superior, es más probable que pueda acceder a productos más complejos y que tienen mayores requerimientos, en comparación con el simple hecho de abrir una cuenta en una institución financiera.

De igual forma, en lo referente a haber hecho un uso activo de los servicios financieros formales en los últimos doce meses (dimensión B), los resultados de la regresión indican que pertenecer a un quintil de ingresos cada vez mayor aumenta en 7,8 puntos porcentuales la probabilidad de que la persona hubiera usado la tarjeta débito en los últimos doce meses, lo que puede deberse a que tener un nivel cada vez superior de ingresos lleva a un uso más activo de productos financieros para la administración del dinero.

Con respecto a los demás indicadores (tener una tarjeta de crédito y haberla usado en los últimos doce meses [B.2], haber ahorrado en los últimos doce meses [C.1] y haber pedido prestado dinero en los últimos doce meses [C.2]), el efecto que la variable edad genera en los mismos resulta no significativo.

Un análisis enfocado en el nivel de educación revela la existencia del impacto positivo que tiene un nivel superior de educación sobre las dimensiones de inclusión financiera contenidas en cada uno de los indicadores de la dimensión A (tener una cuenta en una institución financiera formal). Específicamente, se observa que, para 2014 en Colombia, en la medida que una persona tuviera un nivel de educación superior, su probabilidad de acceder a una cuenta en una institución financiera se incrementaba en 23,8 pp. pp., y si se refiere a productos como tarjeta débito o crédito, esta probabilidad se incrementaba entre 10,7 pp. pp. y 21,7 pp. pp. Esto puede deberse a que un nivel de educación cada vez mayor facilita la comprensión de los instrumentos financieros que las instituciones ofrecen.

Frente a la dimensión del uso activo de servicios financieros formales en los últimos doce meses (dimensión B), también se observa un incremento significativo en la probabilidad de que una persona hubiera usado dichos productos. Para el caso de la tarjeta débito se observa que, a medida que una persona obtiene un nivel de educación superior, la probabilidad de que haya usado esta tarjeta en los últimos doce meses se incrementa en 24,7 pp. pp. En cuanto a la tarjeta de crédito, el incremento de esta probabilidad era de 7,2 pp. pp.

Por último, si se entiende inclusión financiera como el uso activo de servicios financieros informales en los últimos doce meses (dimensión C), un nivel superior de educación disminuye la probabilidad en 6,5 puntos porcentuales de que una persona hubiera pedido prestado dinero durante el último año en el sistema financiero informal. Lo anterior puede responder a que un mayor nivel de educación aumenta la posibilidad de obtener mayores ingresos y, por lo tanto, unas garantías que le permitan acceder al sistema financiero formal. Cabe resaltar que la variable educación no resulta significativa para explicar el hecho de que la persona hubiera ahorrado en los últimos doce meses de manera informal (indicador C.1).

## 6. Conclusiones

El objetivo de este trabajo de investigación es medir las diferencias de género en términos de inclusión financiera en Colombia, en el año 2014, a través de ocho indicadores definidos en la encuesta de Global Findex de 2014, clasificados en las siguientes tres dimensiones: tener una cuenta en una institución financiera formal (A), haber hecho un uso activo de los servicios financieros formales durante los últimos doce meses (B) y haber hecho un uso activo de los servicios financieros informales durante

los últimos doce meses (C), entendiendo que esta última dimensión cobra relevancia dentro del análisis porque captura información sobre las personas que se encuentran marginadas de los servicios financieros formales.

Se identificó que, en el año 2014, ser mujer en Colombia reducía en 9,5 pp. pp. la probabilidad de que la persona tuviera una cuenta en una institución financiera formal; en 11,7 pp. pp. que la persona tuviera una tarjeta de débito, en 10,7 pp. pp. que tuviera una tarjeta débito a su nombre, y en 3,9 pp. pp. la probabilidad de que la persona tuviera una tarjeta de crédito.

Ya que el acceso a los servicios financieros formales no representa inclusión financiera per se, esta investigación también midió el uso activo de los servicios financieros y evidenció que ser mujer en Colombia, en 2014, incrementaba en 9,3 puntos porcentuales la probabilidad de que la persona hubiese tenido una tarjeta de crédito y la hubiese usado en el último año.

Los resultados de este trabajo de investigación proveen evidencia empírica acerca de la existencia de una brecha de género en materia de inclusión financiera en Colombia para el año 2014. La identificación de esta brecha y del segmento de la población afectada permite al Gobierno colombiano y al sector privado diseñar políticas efectivas, enfocadas al incremento de la inclusión financiera en el país y a la reducción de las barreras que la limitan.

Por un lado, el Gobierno podría concentrar algunos esfuerzos en la lucha contra la informalidad, fortaleciendo su Estrategia Nacional de Inclusión Financiera, tanto en lo relacionado con la cobertura a nivel geográfico (a través de modelos de negocio que permitan ampliar el acceso y los puntos de contacto con las poblaciones excluidas, en la medida en que reducen los costos de la prestación de los servicios financieros), como en lo relacionado con actividades de sensibilización y programas de educación financiera que ayuden a incrementar el entendimiento y la confianza de la población en el sistema financiero.

Por otro lado, el sector privado, particularmente las instituciones financieras formales, deberían trabajar para reducir la complejidad en algunos de sus servicios y productos, adecuándolos a las necesidades reales de una población que hoy es financieramente excluida, entre otras cosas por el desconocimiento sobre el funcionamiento de los productos y la falta de confianza en el sistema. Asimismo, podrían trabajar en el desarrollo de nuevos modelos de negocio que eliminen muchas de las barreras que hoy no permiten que algunas personas estén incluidas en el sistema.

En síntesis, como se mencionó anteriormente, a través de esta investigación fue posible evidenciar que el género sí es una variable relevante al momento de analizar la inclusión financiera en Colombia. Se demostró cómo el género, específicamente ser mujer, sí tiene un impacto en que la persona tenga una cuenta en una institución financiera, en el uso de tarjetas débito y crédito, y en el uso activo de estas últimas (entendiendo como uso activo el haberla usado en los últimos doce meses).

Las definiciones en las que el género, aparentemente, no es significativo para analizar la inclusión financiera son en el uso activo de tarjetas débito y en el uso activo de los servicios financieros informales (ahorro y préstamo). No obstante, estos resultados se limitan a la información recopilada por el Banco Mundial a través de su base de datos Global Findex durante el año 2014. Es importante mencionar que, al momento de finalizar esta investigación, ya se encuentra disponible la base de datos Global Findex con información del año 2017, por lo que se recomienda sea considerada para estudios futuros que permitan analizar la evolución de la brecha de género en materia de inclusión financiera en Colombia.

## Referencias

- AFI. (2016). *Annual Report*. Recuperado de <http://www.afi-global.org/sites/default/files/publications/2017-05/2016%20AFI%20Annual%20Report.pdf>
- (2017). *Strategies integrating gender and women's financial inclusion into national strategies*. Recuperado de <http://www.afi-global.org/sites/default/files/publications/2017-03/GuidelineNote-27%20FIS-Gender%20and%20FIS.pdf>
- Allen, F., Demirgüç-Kunt, A., Klapper, L., & Martinez, M. (2016). The foundations of financial inclusion: Understanding ownership and use of formal accounts. *Journal of Financial Intermediation*, 27, 1-30.
- Andrade, L., & Cadena, A. (2010). *Colombia's lesson in economic development*. Recuperado de <https://www.mckinsey.com/global-themes/americas/colombias-lesson-in-economic-development>
- Banco Interamericano de Desarrollo. (2015). *Inclusión financiera en América Latina y el Caribe*. Recuperado de [https://publications.iadb.org/bitstream/handle/11319/6990/CMF\\_DP\\_Inclusion\\_financiera\\_en\\_ALC.pdf](https://publications.iadb.org/bitstream/handle/11319/6990/CMF_DP_Inclusion_financiera_en_ALC.pdf)
- Banco Mundial. (2013). *Nuevo estudio del Banco Mundial descubre enormes brechas de género en acceso a servicios bancarios informales*. Recuperado de <http://www.bancomundial.org/es/news/feature/2013/04/19/New-World-Bank-Study-Finds-Large-Gender-Gaps-in-Access-to-Formal-Banking>
- (2017). *Financial Inclusion*. Recuperado de <http://www.worldbank.org/en/topic/financialinclusion/overview#1>
- Berkson, J. (1951). Why I Prefer Logits to Probits. *Biometrics*, 7(4), 327-339.
- Cano, C., Esguerra, M., García, N., Rueda, L., & Velasco, A. (2014). *Inclusión financiera en Colombia*. Recuperado de [http://www.banrep.gov.co/sites/default/files/eventos/archivos/sem\\_357.pdf](http://www.banrep.gov.co/sites/default/files/eventos/archivos/sem_357.pdf)
- Cecchetti, S., Flores-Lagunes, A., & Krause, S. (2006). *Financial Development, Consumption Smoothing, and the Reduced Volatility of Real Growth*. Recuperado de [http://people.brandeis.edu/~cecchett/WP-pdf/2007\\_CFLK\\_Volatility.pdf](http://people.brandeis.edu/~cecchett/WP-pdf/2007_CFLK_Volatility.pdf)
- Comisión Intersectorial de Inclusión Financiera. (2016). *Estrategia Nacional de Inclusión Financiera en Colombia*. Recuperado de [http://www.minhacienda.gov.co/HomeMinhacienda/ShowProperty?no-deld=%2FOCS%2FP\\_MHCP\\_WCC-041673%2F%2FidcPrimaryFile&revision=latestreleased](http://www.minhacienda.gov.co/HomeMinhacienda/ShowProperty?no-deld=%2FOCS%2FP_MHCP_WCC-041673%2F%2FidcPrimaryFile&revision=latestreleased)
- Cull, R., Ehrbeck, T., & Holle, N. (2014). *La inclusión financiera y el desarrollo: pruebas recientes de su impacto*. Recuperado de <https://www.cgap.org/sites/default/files/FocusNote-Financial-Inclusion-and-Development-April-2014-Spanish.pdf>
- Departamento Administrativo Nacional de Estadística (2015). *Boletín del Censo General*. Recuperado de [http://www.dane.gov.co/files/censo2005/gene\\_15\\_03\\_07.pdf](http://www.dane.gov.co/files/censo2005/gene_15_03_07.pdf)
- Demirgüç-Kunt, A., Beck, T., & Honohan, P. (2008). *Finance for All? Policies and Pitfalls in Expanding Access*. Recuperado de <https://openknowledge.worldbank.org/handle/10986/6905>
- Demirgüç-Kunt, A., & Klapper, L. (2013). *Measuring Financial Inclusion: Explaining Variation in Use of Financial Services Across and Within Countries*. Recuperado de [https://www.brookings.edu/wp-content/uploads/2016/07/2013a\\_klapper.pdf](https://www.brookings.edu/wp-content/uploads/2016/07/2013a_klapper.pdf)
- Demirgüç-Kunt, A., Klapper, L., & Singer, D. (2013b). *Financial inclusion and legal discrimination against women: evidence from developing countries*. Recuperado de <http://documents.worldbank.org/curated/en/801311468330257772/Financial-inclusion-and-legal-discrimination-against-women-evidence-from-developing-countries>
- Euler Hermes Economic Research. (2016). *Country Report Colombia*. Recuperado de <http://www.eulerhermes.com/economic-research/blog/EconomicPublications/colombia-country-report-dec16.pdf>
- Fungacova, Z., & Weill, L. (2015). Understanding financial inclusion in China. *China Economic Review*, 34, 196-206.
- Fusaro, M. (2013). *Why do people use debit cards: evidence from checking accounts*. Recuperado de <http://onlinelibrary.wiley.com/doi/10.1111/ecin.12008/abstract>
- Global Findex database. (2014). *Financial Inclusion*. Recuperado de [http://datatopics.worldbank.org/financialinclusion/Infographics/WB\\_GlobalFindex\\_GlobalInfographic\\_0406\\_final.pdf](http://datatopics.worldbank.org/financialinclusion/Infographics/WB_GlobalFindex_GlobalInfographic_0406_final.pdf)

- Gopalan, S., & Kikuchi, T. (Eds.) (2016). *Financial Inclusion in Asia: Issues and Policy Concerns*. Londres: MacMillan.
- Grimes, P., Rogers, K., & Campbell, R. (2010). High School Economic Education and Access to Financial Services. *Journal of Consumer Affairs*, 4(2), 317-335.
- Honohan, P. (2008). Cross-country variation in household access to financial services. *Journal of Banking & Finance*, 32, 2493-2500.
- Kempson, E., Atkinson, A., & Pilley, O. (2006). *Policy level response to financial exclusion in developed economies*. Recuperado de <http://www.bristol.ac.uk/media-library/sites/geography/migrated/documents/pfrc0409.pdf>
- Kim, D., Yu, J., & Hassan, M. (2018). Financial inclusion and economic growth in OIC countries. *Research in International Business and Finance*, 43, 1-14.
- Kokorovic, M., & Softic, A. (2016). Comparative analysis of financial inclusion in developing regions around the world. *Journal of Economics and Business*, 14(2), 56-65.
- Lee, J., Abdul-Rahman, F., & Kim, H. (2007). Debit card usage: an examination of its impact on. *Financial Services Review*, 16(1), 73-87.
- Market Line (2016). *Country Profile Series: Colombia, In-depth Pestle insights*. Recuperado de <http://ezproxy.eafit.edu.co:2132/eds/pdfviewer/pdfviewer?sid=dc473930-fe63-4bfa-98f7-2a052b7998d2%40sessionmgr4009&vid=0&hid=4202>
- Mason, A. (1988). Saving, Economic Growth, and Demographic Change. *Population and Development Review*, 113-144.
- Méndez, A., (2011). Evaluación del impacto de las microfinanzas sobre los ingresos y la generación de empleo en Colombia. *Cuadernos de Administración*, 27(46), 81-102.
- Sahay, R., Cihak, M., N'Diaye, P., Barajas, A., Mitra, S., Kyobe, A., Mooi, Y., & Reza, S. (2015). *Financial Inclusion: Can It Meet Multiple Macroeconomic Goals?* Recuperado de <https://www.imf.org/external/pubs/ft/sdn/2015/sdn1517.pdf>
- Superintendencia Financiera de Colombia (2016). *Reporte Inclusión Financiera 2016*. Recuperado de <http://bancadelasoportunidades.gov.co/es/reportes/%2A>
- The Consultative Group to Assist the Poor (2018). *Género y empoderamiento*. Recuperado de <https://www.microfinancegateway.org/es/temas/g%C3%A9nero-y-empoderamiento>
- UNSGSA. (2017). *The Imperative of Financial Inclusion*. Recuperado de <https://www.unsgsa.org/about/financial-inclusion>
- Van der Werff, A., Hogarth, J., & Peach, N. (2013). *A Cross-Country Analysis of Financial Inclusion within the OECD*. Recuperado de <http://www.consumerinterests.org/assets/docs/CIA/CIA2013/Oral-Sess2013/a%20cross%20country%20analysis%20of%20unbanked%20within%20the%20oecd%20>
- Vinod, D., & Ghosh, S. (2017). What Constrains Financial Inclusion for Women? Evidence from Indian Micro Data. *World Development*, 92, 60-81.
- Wooldridge, J. (2012). *Introductory Econometrics: A Modern Approach*. Mason: Cengage Learning.
- Zins, A., & Weill, L. (2016). The determinants of financial inclusion in Africa. *Review of Development Finance*, 6(1), 46-57.

## ANEXO 1

Variable	Definición	Observaciones	Peso	Media	Desv. Est.
Mujer	Variable dummy con valor de 1 si la persona encuestada es mujer y de 0 si no lo es	1000	1000	0,5180293	0,4999249
Age	Edad de la persona encuestada en número de años	1000	1000	39,9824	17,95262
Edad_Mujer	Edad de la mujer encuestada en número de años	633	518,029349	39,94607	17,07147
Edad_Hombre	Edad del hombre encuestado en número de años	367	481,970651	40,02145	18,87487
Educ_1	Variable dummy con valor de 1 si el mayor nivel de educación alcanzado por la persona encuestada es educación primaria y de 0 si el nivel alcanzado es diferente	1000	1000	0,2690799	0,4437035
Educ_2	Variable dummy con valor de 1 si el mayor nivel de educación alcanzado por la persona encuestada es educación secundaria y de 0 si el nivel alcanzado es diferente	1000	1000	0,5852609	0,4929235
Educ_3	Variable dummy con valor de 1 si el mayor nivel de educación alcanzado por la persona encuestada es educación terciaria y de 0 si el nivel alcanzado es diferente	1000	1000	0,1456591	0,3529407
Mujer_Educ1	Variable dummy con valor de 1 si el mayor nivel de educación alcanzado por la mujer encuestada es educación primaria y de 0 si el nivel alcanzado es diferente	1000	1000	0,1474641	0,3547453
Mujer_Educ2	Variable dummy con valor de 1 si el mayor nivel de educación alcanzado por la mujer encuestada es educación secundaria y de 0 si el nivel alcanzado es diferente	1000	1000	0,2926354	0,4552001
Mujer_Educ3	Variable dummy con valor de 1 si el mayor nivel de educación alcanzado por la mujer encuestada es educación terciaria y de 0 si el nivel alcanzado es diferente	1000	1000	0,0779299	0,2681953
Hombre_Educ1	Variable dummy con valor de 1 si el mayor nivel de educación alcanzado por el hombre encuestado es educación primaria y de 0 si el nivel alcanzado es diferente	1000	1000	0,1216159	0,3270052
Hombre_Educ2	Variable dummy con valor de 1 si el mayor nivel de educación alcanzado por el hombre encuestado es educación secundaria y de 0 si el nivel alcanzado es diferente	1000	1000	0,2926255	0,4551956
Hombre_Educ3	Variable dummy con valor de 1 si el mayor nivel de educación alcanzado por el hombre encuestado es educación terciaria y de 0 si el nivel alcanzado es diferente	367	481,970651	0,1405257	0,348006



Variable	Definición	Observaciones	Peso	Media	Desv. Est.
Inc_1	Variable dummy con valor de 1 si el quintil de ingresos al que pertenece la persona encuestada es el 1 y de 0 si pertenece a un quintil diferente	1000	1000	0,2004367	0,4005275
Inc_2	Variable dummy con valor de 1 si el quintil de ingresos al que pertenece la persona encuestada es el 2 y de 0 si pertenece a un quintil diferente	1000	1000	0,2063035	0,4048534
Inc_3	Variable dummy con valor de 1 si el quintil de ingresos al que pertenece la persona encuestada es el 3 y de 0 si pertenece a un quintil diferente	1000	1000	0,1960226	0,3971845
Inc_4	Variable dummy con valor de 1 si el quintil de ingresos al que pertenece la persona encuestada es el 4 y de 0 si pertenece a un quintil diferente	1000	1000	0,2190378	0,4138012
Inc_5	Variable dummy con valor de 1 si el quintil de ingresos al que pertenece la persona encuestada es el 5 y de 0 si pertenece a un quintil diferente	1000	1000	0,1781994	0,382872
Mujer_Inc1	Variable dummy con valor de 1 si el quintil de ingresos al que pertenece la mujer encuestada es el 1 y de 0 si pertenece a un quintil diferente	1000	1000	0,1173346	0,3219796
Mujer_Inc2	Variable dummy con valor de 1 si el quintil de ingresos al que pertenece la mujer encuestada es el 2 y de 0 si pertenece a un quintil diferente	1000	1000	0,1186543	0,3235431
Mujer_Inc3	Variable dummy con valor de 1 si el quintil de ingresos al que pertenece la mujer encuestada es el 3 y de 0 si pertenece a un quintil diferente	1000	1000	0,0951919	0,2936267
Mujer_Inc4	Variable dummy con valor de 1 si el quintil de ingresos al que pertenece la mujer encuestada es el 4 y de 0 si pertenece a un quintil diferente	1000	1000	0,1071594	0,3094706
Mujer_Inc5	Variable dummy con valor de 1 si el quintil de ingresos al que pertenece la mujer encuestada es el 5 y de 0 si pertenece a un quintil diferente	1000	1000	0,0796891	0,2709468
Hombre_Inc1	Variable dummy con valor de 1 si el quintil de ingresos al que pertenece el hombre encuestado es el 1 y de 0 si pertenece a un quintil diferente	1000	1000	0,0831021	0,2761746
Hombre_Inc2	Variable dummy con valor de 1 si el quintil de ingresos al que pertenece el hombre encuestado es el 2 y de 0 si pertenece a un quintil diferente	1000	1000	0,0876492	0,2829256
Hombre_Inc3	Variable dummy con valor de 1 si el quintil de ingresos al que pertenece el hombre encuestado es el 3 y de 0 si pertenece a un quintil diferente	1000	1000	0,1008307	0,3012551
Hombre_Inc4	Variable dummy con valor de 1 si el quintil de ingresos al que pertenece el hombre encuestado es el 4 y de 0 si pertenece a un quintil diferente	1000	1000	0,1118783	0,3153745
Hombre_Inc5	Variable dummy con valor de 1 si el quintil de ingresos al que pertenece el hombre encuestado es el 5 y de 0 si pertenece a un quintil diferente	1000	1000	0,0985102	0,2981524



## ANEXO 2

Este apéndice contiene las pruebas de robustez realizadas para cada una de las regresiones incluidas en la Tabla 1, donde se muestran los resultados de las estimaciones. El objetivo de este apéndice es demostrar a través de 4 pruebas diferentes, la robustez de las estimaciones realizadas para esta investigación.

Primero se procede con un análisis gráfico que permite evidenciar el intervalo de confianza para cada una de las variables dependientes y así contrastar el género en la escala de probabilidad y determinar si es un factor determinante en materia de inclusión financiera<sup>6</sup>. Esto último se puede observar gráficamente basado en la distancia que tiene cada variable respecto a cero. Entre más cercano se encuentra la variable independiente a cero menor es el efecto que esta tiene sobre la variable dependiente. El segundo paso realizado fue el cálculo de los porcentajes de aciertos<sup>7</sup> de cada estimación, en los cuales la “sensibilidad” indica la capacidad del estimador del modelo para identificar correctamente como casos positivos aquellos casos en los que se evidencia algún tipo de inclusión financiera según las definiciones de cada uno de los ocho indicadores (A.1, A.2.1, A.2.2, A.3, B.1, B.2, C.1 y C.2), y la “especificidad” indica la capacidad del estimador para identificar correctamente como casos negativos los casos en los que no se evidencia algún tipo de inclusión financiera. Al final, se presenta el resultado general del porcentaje de casos que fueron clasificados correctamente. A mayor número de predicciones correctas (tanto de casos positivos como de casos negativos), mayor será el porcentaje de aciertos correctamente clasificados.

Adicional a esto, se aplica la prueba de bondad de ajuste del Chi2 de Pearson y el test de Hosmer-Lemeshow<sup>8</sup> (este último organiza los valores pronosticados por el modelo logit de menor a mayor, y comúnmente los agrupa en 10 grupos de igual tamaño) en los que se plantea la siguiente hipótesis nula: (Ho) = el modelo ajustado es correcto. El p-value de la prueba Hosmer-Lemeshow permite evaluar la hipótesis planteada. Se espera no rechazar la hipótesis nula a un nivel de significancia del 5% (p-value < 0.05) lo que indicaría un buen ajuste del modelo. En cuanto más cercano a 1 sea el p-value obtenido, mejor ajuste del modelo.

Finalmente, se presenta el gráfico de la curva de ROC<sup>9</sup> (Característica Operativa del Receptor) que muestra la relación entre la especificidad y sensibilidad del estimador (cualquier aumento en la sensibilidad irá acompañado de una disminución en la especificidad). Además, entre más cerca esté la curva de ROC del borde izquierdo y del borde superior del gráfico, más exacta será la prueba. El área bajo la curva es una medida de exactitud de la prueba, y ésta depende de que se hayan separado correctamente los casos positivos de inclusión financiera y los negativos. Esto significa que cuanto mayor sea el área debajo de la curva ROC (que puede tomar valores entre 1 y 0.5), más exacta será la prueba.

---

6 Este procedimiento se realizó a través del comando “marginsplot” de Stata v.13

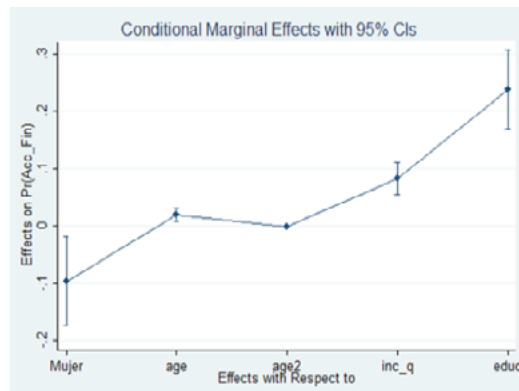
7 Este procedimiento se realizó a través del comando “estat classification” de Stata v.13

8 Este procedimiento se realizó a través del comando “estat gof” de Stata v.13

9 Este procedimiento se realizó a través del comando “lroc” de Stata v.13

### Indicador A.1: Tener una cuenta en una institución financiera

Análisis gráfico de los efectos marginales



Porcentaje de aciertos

Classified	True		Total
	D	~D	
+	179	83	262
-	193	545	738
Total	372	628	1000

Classified + if predicted Pr(D) >= .5  
 True D defined as Acc\_Fin != 0

Sensitivity	Pr(+ D)	48.12%
Specificity	Pr(- ~D)	86.78%
Positive predictive value	Pr(D +)	68.32%
Negative predictive value	Pr(~D -)	73.85%
False + rate for true ~D	Pr(+ ~D)	13.22%
False - rate for true D	Pr(- D)	51.88%
False + rate for classified +	Pr(~D +)	31.68%
False - rate for classified -	Pr(D -)	26.15%
Correctly classified		72.40%

Prueba de bondad de ajuste

```

number of observations = 1000
number of covariate patterns = 680
Pearson chi2(674) = 678.90
Prob > chi2 = 0.4399
    
```

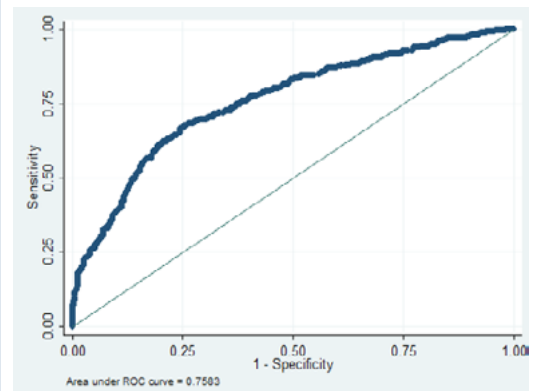
(Table collapsed on quantiles of estimated probabilities)

Group	Prob	Obs_1	Exp_1	Obs_0	Exp_0	Total
1	0.1189	10	8.9	90	91.1	100
2	0.1662	20	14.0	80	86.0	100
3	0.2176	10	19.3	82	90.7	100
4	0.2701	23	24.5	78	76.5	101
5	0.3432	28	30.2	72	69.8	100
6	0.4167	28	37.8	72	62.2	100
7	0.4791	44	44.7	55	54.3	99
8	0.5729	61	51.8	39	48.2	100
9	0.6882	57	62.9	43	37.1	100
10	0.8616	83	78.0	17	22.0	100

```

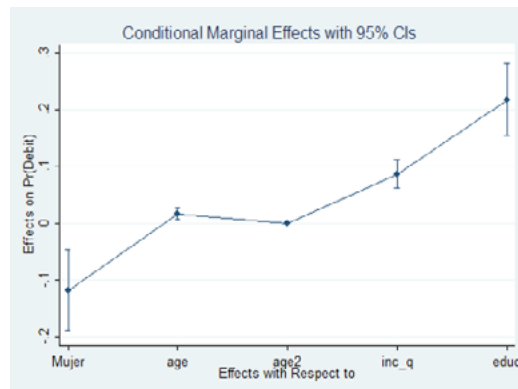
number of observations = 1000
number of groups = 10
Hosmer-Lemeshow chi2(8) = 14.04
Prob > chi2 = 0.0807
    
```

ROC



### Indicador A.2.1: Tener una tarjeta débito

Análisis gráfico de los efectos marginales



Porcentaje de aciertos

Classified	True		Total
	D	~D	
+	119	62	181
-	170	642	812
<b>Total</b>	<b>289</b>	<b>704</b>	<b>993</b>

Classified + if predicted Pr(D) >= .5  
True D defined as Debit != 0

Sensitivity	Pr( +  D)	41.18%
Specificity	Pr( -  ~D)	91.19%
Positive predictive value	Pr( D  +)	65.75%
Negative predictive value	Pr( ~D  -)	73.06%
False + rate for true ~D	Pr( +  ~D)	8.81%
False - rate for true D	Pr( -  D)	58.82%
False + rate for classified +	Pr( ~D  +)	34.25%
False - rate for classified -	Pr( D  -)	20.94%
<b>Correctly classified</b>		<b>76.64%</b>

Prueba de bondad de ajuste

```

number of observations = 993
number of covariate patterns = 673
Pearson chi2 (667) = 646.89
Prob > chi2 = 0.7047
    
```

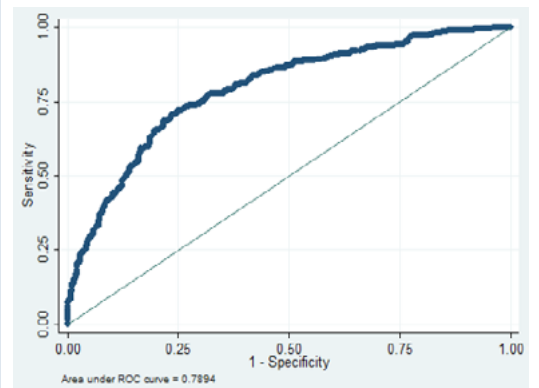
(Table collapsed on quantiles of estimated probabilities)

Group	Prob	Obs_1	Exp_1	Obs_0	Exp_0	Total
1	0.0630	3	4.4	97	95.6	100
2	0.0950	13	7.6	86	91.4	99
3	0.1325	10	11.1	89	87.9	99
4	0.1726	13	15.1	87	84.9	100
5	0.2364	19	20.0	80	79.0	99
6	0.3086	20	26.6	79	72.4	99
7	0.3778	38	34.9	63	66.1	101
8	0.4749	48	42.0	51	57.0	99
9	0.6337	54	54.7	44	43.3	98
10	0.8463	71	72.6	28	26.4	99

```

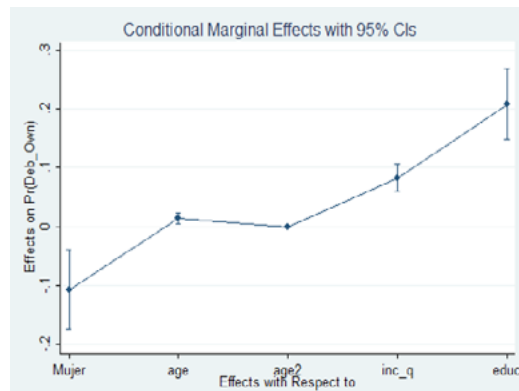
number of observations = 993
number of groups = 10
Hosmer-Lemeshow chi2 (8) = 9.46
Prob > chi2 = 0.3053
    
```

ROC



### Indicador A.2.2: Tener una tarjeta débito a nombre propio

Análisis gráfico de los efectos marginales



Porcentaje de aciertos

Classified	True		Total
	D	~D	
+	103	55	158
-	173	669	842
Total	276	724	1000

Classified + if predicted  $Pr(D) \geq .5$   
 True D defined as  $Deb\_Own \neq 0$

Sensitivity	$Pr(+ D)$	37.32%
Specificity	$Pr(- \sim D)$	92.40%
Positive predictive value	$Pr(D +)$	65.19%
Negative predictive value	$Pr(\sim D -)$	79.45%
False + rate for true ~D	$Pr(+ \sim D)$	7.60%
False - rate for true D	$Pr(- D)$	62.68%
False + rate for classified +	$Pr(\sim D +)$	34.81%
False - rate for classified -	$Pr(D -)$	20.55%
Correctly classified		77.20%

Prueba de bondad de ajuste

```

number of observations = 1000
number of covariate patterns = 680
Pearson chi2(674) = 675.96
Prob > chi2 = 0.4715
    
```

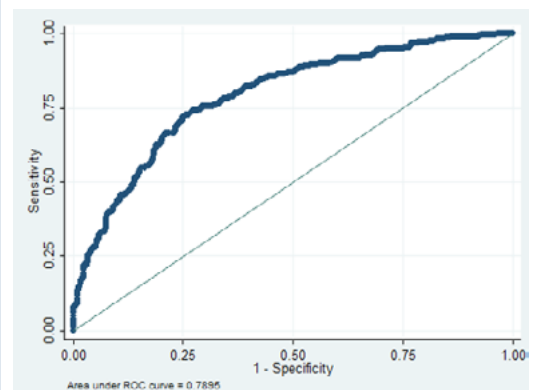
(Table collapsed on quantiles of estimated probabilities)

Group	Prob	Obs_1	Exp_1	Obs_0	Exp_0	Total
1	0.0555	3	3.9	97	96.1	100
2	0.0862	11	7.1	91	94.9	102
3	0.1227	9	10.3	91	89.7	100
4	0.1576	13	13.7	85	84.3	98
5	0.2212	18	19.7	83	82.3	101
6	0.2952	18	24.8	81	74.2	99
7	0.3630	30	32.7	62	67.3	100
8	0.4519	44	40.2	56	59.8	100
9	0.6069	50	53.2	50	46.8	100
10	0.8287	72	71.4	28	28.6	100

```

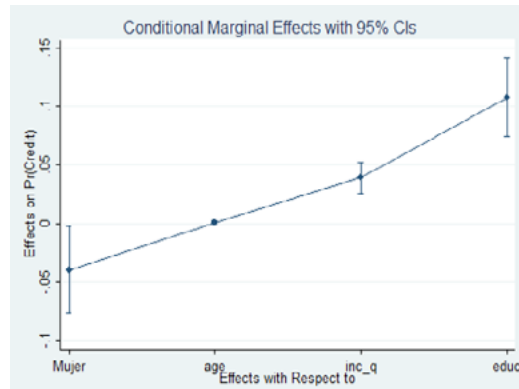
number of observations = 1000
number of groups = 10
Hosmer-Lemeshow chi2(8) = 7.53
Prob > chi2 = 0.4812
    
```

ROC



### Indicador A.3: Tener una tarjeta de crédito

Análisis gráfico de los efectos marginales



Porcentaje de aciertos

Classified	True		Total
	D	~D	
+	18	12	30
-	108	854	962
<b>Total</b>	<b>126</b>	<b>866</b>	<b>992</b>

Classified + if predicted  $Pr(D) \geq .5$   
True D defined as Credit != 0

Sensitivity	$Pr(+ D)$	14.29%
Specificity	$Pr(- \sim D)$	98.61%
Positive predictive value	$Pr(D +)$	60.00%
Negative predictive value	$Pr(\sim D -)$	88.77%
False + rate for true ~D	$Pr(+ \sim D)$	1.39%
False - rate for true D	$Pr(- D)$	85.71%
False + rate for classified +	$Pr(\sim D +)$	40.00%
False - rate for classified -	$Pr(D -)$	11.23%
<b>Correctly classified</b>		<b>87.90%</b>

Prueba de bondad de ajuste

```

number of observations = 992
number of covariate patterns = 673
Pearson chi2(668) = 605.00
Prob > chi2 = 0.9610
    
```

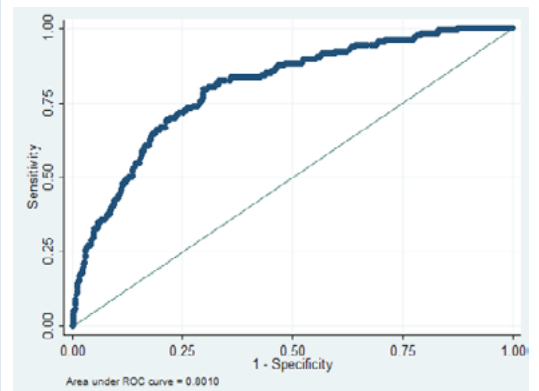
(Table collapsed on quantiles of estimated probabilities)

Group	Prob	Obs_1	Exp_1	Obs_0	Exp_0	Total
1	0.0177	0	1.3	102	100.7	102
2	0.0270	5	2.3	93	95.7	98
3	0.0412	2	3.5	98	96.5	100
4	0.0560	5	4.6	92	92.4	97
5	0.0762	7	6.6	92	92.4	99
6	0.1044	3	9.2	97	90.8	100
7	0.1390	15	12.3	85	87.7	100
8	0.1929	20	15.8	78	82.2	98
9	0.3087	25	24.8	74	74.2	99
10	0.6570	44	45.6	55	53.4	99

```

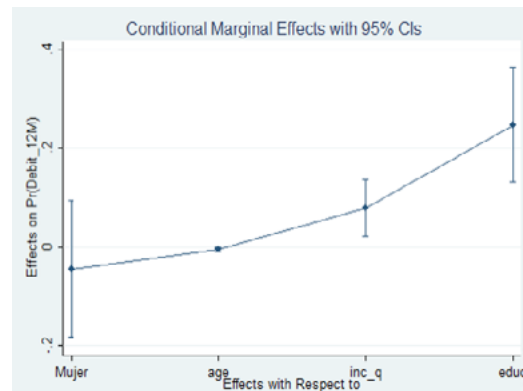
number of observations = 992
number of groups = 10
Hosmer-Lemeshow chi2(8) = 12.13
Prob > chi2 = 0.1457
    
```

ROC



### Indicador B.1: Tener una tarjeta débito y haberla usado en el último año

Análisis gráfico de los efectos marginales



Porcentaje de aciertos

Classified	True		Total
	D	~D	
+	128	65	193
-	35	59	94
Total	163	124	287

Classified + if predicted Pr(D) >= .5  
 True D defined as Debit\_12M != 0

Sensitivity	Pr( +   D)	78.53%
Specificity	Pr( -   ~D)	47.58%
Positive predictive value	Pr( D   +)	66.32%
Negative predictive value	Pr( ~D   -)	62.77%
False + rate for true ~D	Pr( +   ~D)	52.42%
False - rate for true D	Pr( -   D)	21.47%
False + rate for classified +	Pr( ~D   +)	33.68%
False - rate for classified -	Pr( D   -)	37.23%
Correctly classified		65.16%

Prueba de bondad de ajuste

```

number of observations =      287
number of covariate patterns =    241
Pearson chi2(236) =      239.09
Prob > chi2 =      0.4316
    
```

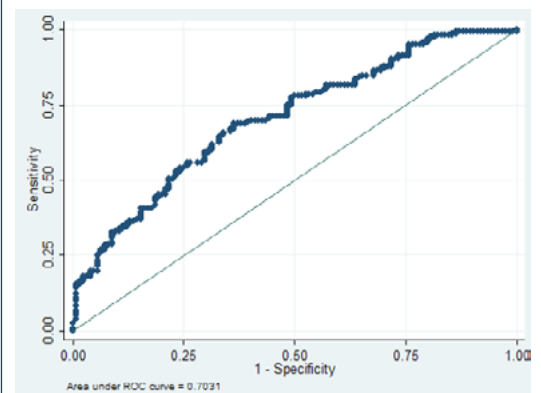
(Table collapsed on quantiles of estimated probabilities)

Group	Prob	Obs_1	Exp_1	Obs_0	Exp_0	Total
1	0.2051	5	6.1	24	22.9	29
2	0.4399	16	11.0	13	18.0	29
3	0.4932	12	13.7	17	15.3	29
4	0.5296	14	14.3	14	13.7	28
5	0.5748	14	16.1	15	12.9	29
6	0.6289	17	17.4	12	11.6	29
7	0.6755	19	18.3	9	9.7	28
8	0.7520	19	20.7	10	8.3	29
9	0.7983	21	22.5	8	6.5	29
10	0.8490	26	23.0	2	5.0	28

```

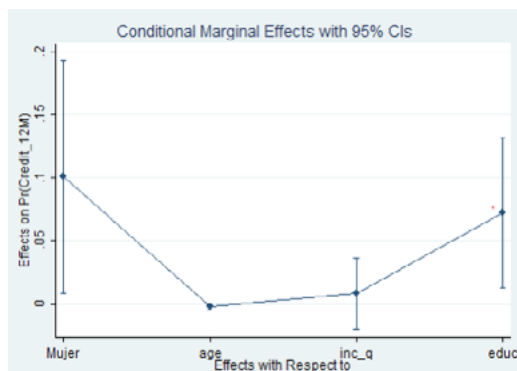
number of observations =      207
number of groups =      10
Hosmer-Lemeshow chi2(8) =      8.17
Prob > chi2 =      0.4174
    
```

ROC



## Indicador B.2: Tener una tarjeta crédito y haberla usado en el último año

Análisis gráfico de los efectos marginales



Porcentaje de aciertos

Classified	True		Total
	D	~D	
+	111	14	125
-	1	0	1
Total	112	14	126

Classified + if predicted Pr(D) >= .5  
True D defined as Credit\_12M != 0

Sensitivity	Pr( +   D)	99.11%
Specificity	Pr( -   ~D)	0.00%
Positive predictive value	Pr( D   +)	88.80%
Negative predictive value	Pr( ~D   -)	0.00%
False + rate for true ~D	Pr( +   ~D)	100.00%
False - rate for true D	Pr( -   D)	0.09%
False + rate for classified +	Pr( ~D   +)	11.20%
False - rate for classified -	Pr( D   -)	100.00%
Correctly classified		88.10%

Prueba de bondad de ajuste

```

number of observations = 126
number of covariate patterns = 121
Pearson chi2(116) = 117.40
Prob > chi2 = 0.4463
    
```

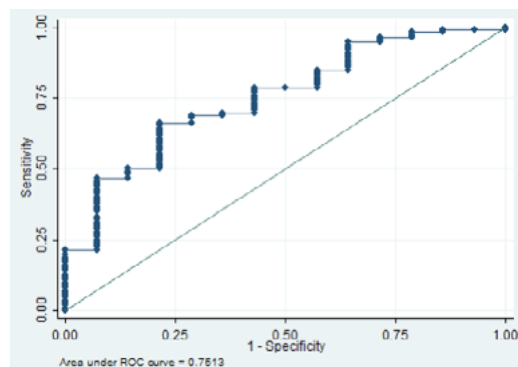
(Table collapsed on quantiles of estimated probabilities)

Group	Prob	Obs_1	Exp_1	Obs_0	Exp_0	Total
1	0.7654	8	8.5	5	4.5	13
2	0.8349	12	10.5	1	2.5	13
3	0.8697	10	10.3	2	1.7	12
4	0.8965	10	11.5	3	1.5	13
5	0.9184	12	10.9	0	1.1	12
6	0.9360	11	12.1	2	0.9	13
7	0.9521	13	12.3	0	0.7	13
8	0.9621	12	11.5	0	0.5	12
9	0.9780	12	12.6	1	0.4	13
10	0.9875	12	11.8	0	0.2	12

```

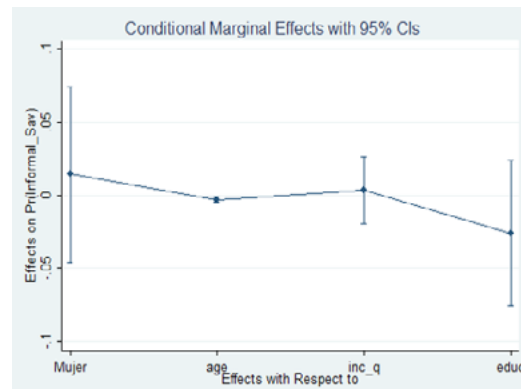
number of observations = 126
number of groups = 10
Hosmer-Lemeshow chi2(9) = 8.06
Prob > chi2 = 0.4272
    
```

ROC



### Indicador C.1: Ahorrar en los últimos 12 meses

Análisis gráfico de los efectos marginales



Porcentaje de aciertos

Classified	True		Total
	D	~D	
+	0	0	0
-	184	816	1000
Total	184	816	1000

Classified + if predicted Pr(D) >= .5  
True D defined as Informal\_Sav != 0

Sensitivity	Pr(+ D)	0.00%
Specificity	Pr(- ~D)	100.00%
Positive predictive value	Pr(D +)	.%
Negative predictive value	Pr(~D -)	81.60%
False + rate for true ~D	Pr(+ ~D)	0.00%
False - rate for true D	Pr(- D)	100.00%
False + rate for classified +	Pr(~D +)	.%
False - rate for classified -	Pr(D -)	18.40%
Correctly classified		81.60%

Prueba de bondad de ajuste

```

number of observations = 1000
number of covariate patterns = 680
Pearson chi2(675) = 655.94
Prob > chi2 = 0.6934
    
```

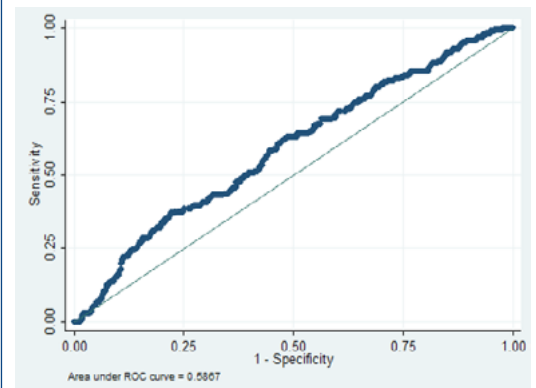
(Table collapsed on quantiles of estimated probabilities)

Group	Prob	Obs_1	Exp_1	Obs_U	Exp_U	Total
1	0.1297	9	11.6	91	88.4	100
2	0.1425	10	13.0	80	87.2	101
3	0.1558	14	15.0	86	85.0	100
4	0.1650	16	15.9	80	83.1	99
5	0.1764	14	17.1	86	82.9	100
6	0.1915	24	18.4	76	81.6	100
7	0.2092	16	20.0	84	80.0	100
8	0.2286	17	21.9	83	78.1	100
9	0.2460	31	24.1	70	76.9	101
10	0.3121	25	26.3	74	72.7	99

```

number of observations = 1000
number of groups = 10
Hosmer-Lemeshow chi2(8) = 10.15
Prob > chi2 = 0.2544
    
```

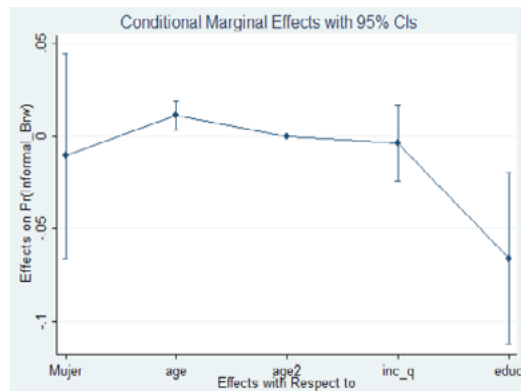
ROC





### Indicador C.2: Prestar dinero en los últimos 12 meses

Análisis gráfico de los efectos marginales



Porcentaje de aciertos

Classified	True		Total
	D	~D	
+	0	0	0
-	168	832	1000
Total	168	832	1000

Classified + if predicted Pr(D) >= .5  
 True D defined as Informal\_Brw != 0

Sensitivity	Pr(+ D)	0.00%
Specificity	Pr(- ~D)	100.00%
Positive predictive value	Pr(D +)	.%
Negative predictive value	Pr(~D -)	83.20%
False + rate for true ~D	Pr(+ ~D)	0.00%
False - rate for true D	Pr(- D)	100.00%
False + rate for classified +	Pr(~D +)	.%
False - rate for classified -	Pr(D -)	16.80%
Correctly classified		93.20%

Prueba de bondad de ajuste

```

number of observations = 1000
number of covariate patterns = 680
Pearson chi2(674) = 645.33
Prob > chi2 = 0.7805
    
```

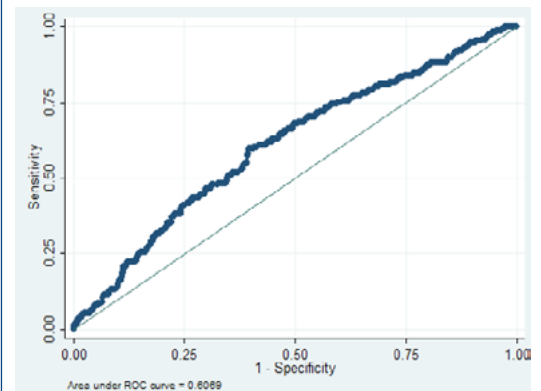
(Table collapsed on quantiles of estimated probabilities)

Group	Prob	Obs_1	Exp_1	Obs_U	Exp_U	Total
1	0.1059	10	8.9	90	91.1	100
2	0.1201	14	11.3	86	88.7	100
3	0.1374	10	13.0	91	88.0	101
4	0.1504	11	14.3	88	84.7	99
5	0.1650	15	15.8	85	84.2	100
6	0.1765	21	17.7	82	85.3	103
7	0.1904	14	18.0	84	80.0	98
8	0.2094	23	19.9	76	79.1	99
9	0.2384	28	22.2	72	77.8	100
10	0.3230	22	26.9	78	73.1	100

```

number of observations = 1000
number of groups = 10
Hosmer-Lemeshow chi2(9) = 8.20
Prob > chi2 = 0.4138
    
```

ROC



Luego de realizar las pruebas de bondad de ajuste, se evidencia que la representación gráfica de los intervalos de confianza para cada una de las regresiones trabajadas (marginsplot), ubica a las variables independientes género (mujer), nivel de ingresos (inc\_q) y nivel de educación (educ) alejadas del punto cero, lo que indica que estas tienen un efecto significativo sobre la variable dependiente. Por el contrario, las variables edad y edad al cuadrado, en todas las regresiones trabajadas se encuentran cerca del punto cero, lo cual indicaría que tienen un bajo efecto sobre la variable dependiente. Esto último sugeriría, como se mencionó anteriormente, que las variables más relevantes al momento de analizar la inclusión financiera en Colombia en el 2014 son el género, la educación, y el nivel de ingresos.

Por su parte, el P value del test estadístico de Hosmer-Lemeshow de todas las regresiones trabajadas indica que la hipótesis nula no es rechazada al 5% de significancia (esto se evidencia por p-values superiores al 0.05%), por lo tanto, hay un buen ajuste del modelo. A su vez la tabla de porcentaje de aciertos muestra cómo se presenta una clasificación general correcta entre 65.16% y 88.1% de los casos, con la mayoría de las regresiones en niveles entre el 70% y 80%, indicando así la adecuada capacidad del estimador del modelo para identificar correctamente en qué casos si hay, y en qué casos no hay inclusión financiera según las definiciones de cada uno de los ocho indicadores.

Un análisis de las curvas de ROC, específicamente un análisis del área bajo las curvas, permite observar cómo en la mayoría de casos esta tiene un valor superior a 0.7, siendo los indicadores C.1 (ahorra en los últimos 12 meses) y C.2 (prestar dinero en los últimos 12 meses) los únicos con áreas bajo la curva menores (0.58 y 0.60 respectivamente). Esto indica que las pruebas tienen unos niveles aceptables de exactitud.

---

LA INCLUSIÓN FINANCIERA EN  
SINCELEJO (COLOMBIA).  
UN MODELO ECONOMETRICO PROBIT

Financial inclusion in Sincelejo  
(Colombia).  
A Probit econometric model

Alfredo R. Anaya Narvez  
Yaneth Patricia Romero lvarez

---

Research Article

## LA INCLUSIÓN FINANCIERA EN SINCELEJO (COLOMBIA). UN MODELO ECONOMETRICO PROBIT

### Financial inclusion in Sincelejo (Colombia). A Probit econometric model

Alfredo R. Anaya Narváez<sup>a</sup> y Yaneth Patricia Romero Álvarez<sup>b</sup>

**Palabras clave:** inclusión, pobreza, variables socioeconómicas, Probit, Sincelejo.

**Keywords:** inclusion, poverty, socioeconomic variables, Probit, Sincelejo.

**JEL Classification:** G20, G38, C11

**Received:** 24/12/2017

**Accepted:** 07/05/2018

**Published:** 01/06/2018

#### Resumen

En este trabajo se examina la relación entre la inclusión financiera y la pobreza monetaria de los hogares del municipio de Sincelejo, departamento de Sucre (Colombia), y se confirma la correlación entre las dos variables a través de un modelo econométrico probabilístico o de respuesta cualitativa, denominado Probit; utilizando, además, otras variables socioeconómicas que ayuden a explicar el fenómeno de la inclusión financiera. Para lograrlo se tomó información primaria mediante encuestas a 541 hogares sincelejanos sobre las variables involucradas en el análisis y, mediante el programa Eviews 7.1, se procesó la información para obtener la estimación del modelo econométrico. Los resultados confirman que este fenómeno se puede estudiar, adecuadamente, a través de un análisis de regresión binomial y que existe una relación inversa entre pobreza monetaria e inclusión financiera (medida a partir de hogares que han tenido algún tipo de servicio o producto en entidades financieras formales). Se confirma, igualmente, que el factor más relevante para incrementar las probabilidades de inclusión de los hogares son los mayores niveles de educación del jefe del hogar.

#### Abstract

This paper examines the relationship between financial inclusion and income poverty of households in the city of Sincelejo, in the Colombian department of Sucre. The correlation between these two variables is confirmed through a probabilistic or qualitative response econometric model called Probit. Additional socioeconomic variables were used which help account for the phenomenon of financial inclusion. In order to achieve this purpose, primary information was

a. Universidad de Córdoba, Colombia.  
aranaya@correo.unicordoba.edu.co

b. Universidad de Sucre, Colombia.  
yaneth.romero@unisucra.edu.co

collected through surveys conducted in 541 sincelejanos households on the variables involved in the analysis and the information gathered was processed through Eviews 7.1 in order to obtain the estimates of the econometric model. The results confirm that this phenomenon can be adequately studied through a binomial regression analysis and that there is an inverse relationship between income poverty and financial inclusion (measured as the access by households to any kind of service or product from formal financial institutions). The results also confirm that higher schooling of the household head is the major factor in increasing the likelihood of household financial inclusion.

## 1. Introducción

Hoy en día la inclusión financiera ha tomado gran importancia a nivel mundial, pues se evidencia que esta es una herramienta que ayuda a los países a tener un crecimiento económico, como también a mejorar la calidad de vida de sus ciudadanos ([Cull, Ehrbeck, & Holle, 2014](#)). Es por ello que la utilización de los servicios y productos financieros en la sociedad se ha convertido en un aspecto muy significativo para los gobiernos, pues esta lleva a una economía mucho más sana, a la igualdad entre las personas y a un mayor desarrollo para los países. Los productos y servicios financieros han demostrado ser un punto clave en la consecución de los objetivos y metas de las personas, como también de las organizaciones. Dentro de estos productos y servicios se encuentran los créditos, los ahorros, los seguros, entre otros, los cuales permiten la inclusión financiera de la comunidad, como el mejoramiento de sus finanzas.

Por su parte, la pobreza, que es un fenómeno complejo asociado a la carencia de recursos que impiden el acceso efectivo a los bienes y servicios necesarios para que las personas lleven una vida digna, tiene muchas definiciones, dependiendo el tipo de disciplina y el enfoque en su estudio. De hecho, [Spicker \(2009\)](#) recopila once formas de identificar la palabra pobreza, entre las que se encuentran: estándar de vida, necesidades, exclusión, desigualdad, entre otros que son excluyentes entre sí, pero que pueden ser aplicadas conjuntamente entre algunas de ellas, mientras otras podrían no aplicarse en ciertas situaciones específicas.

La relación entre inclusión financiera y pobreza ha venido siendo abordada en varios estudios científicos. Algunos de ellos, que se referencian más adelante, han obtenido conclusiones acerca del impacto que tiene la primera de las variables mencionadas sobre la segunda, al tiempo que otros muestran la incidencia de la pobreza, representada por los ingresos, sobre la inclusión financiera, lo que parecería confirmar la existencia de una relación causal bidireccional entre estas dos variables. Así, por ejemplo, [Clarke, Xu, y Zou \(2003\)](#), igual que [Beck, Demirguc-Kunt y Levine \(2007\)](#) determinan que el acceso a servicios financieros es importante para disminuir la pobreza y la vulnerabilidad de los más necesitados en la sociedad; en tanto que [Zins y Weill \(2016\)](#) realizaron una investigación en África, en la cual concluyen que unos altos ingresos, una mejor educación, y ser de sexo masculino y mayor de edad, influye en el uso de cuentas formales de ahorros y de créditos.

El presente estudio busca determinar, a partir de información de fuente primaria y mediante un modelo econométrico probabilístico Probit, cuáles son aquellos factores determinantes de la inclusión financiera, dándole validez a la hipótesis de que, a mayor pobreza, mayor exclusión financiera. La primera parte del artículo señala la revisión de la literatura encontrada acerca de los factores en diferentes ámbitos, analizados tanto desde la óptica de las personas, como desde las instituciones responsables de la inclusión, para luego señalar la metodología utilizada en la elaboración del modelo econométrico y posterior análisis de resultados.

La variable dependiente en el modelo econométrico será, por tanto, la inclusión financiera, que estará representada por el acceso al menos a uno de los siguientes productos financieros: cuenta de ahorro o corriente, CDT, cuenta de ahorro programado, aportes sociales u otro; en tanto que las variables explicativas serán: la pobreza monetaria de los hogares, características socioeconómicas de los mismos y del jefe del hogar. Tanto la inclusión financiera como la pobreza se consideran dicótomas que toman el valor uno (1) si el fenómeno es observado y cero (0) en caso contrario. Se utilizarán otras variables de los hogares y de los jefes de estos que coadyuven a explicar el fenómeno de la inclusión financiera, tales como el área de localización del hogar, el sexo del jefe del mismo y su nivel de escolaridad, entre otros.

Con el fin de posibilitar el estudio del fenómeno de la inclusión financiera en el municipio de Sincelejo, se aplicaron 545 encuestas del tipo calidad de vida que realiza el DANE en Colombia, en el mes de junio del año 2017, en sendos hogares de esta entidad territorial. De estas, cuatro encuestas fueron descartadas por contener errores y se utilizó la información contenida en las 541 restantes. Con base en el análisis de la información recabada, como se mostrará más adelante, se concluyó que la población del municipio de Sincelejo tiene bajos niveles de inclusión financiera, así como también que presenta altos niveles de pobreza.

Resulta necesario, entonces, conocer no solo los indicadores y porcentajes de inclusión financiera y pobreza en el municipio de Sincelejo, sino que, además, se requiere, por una parte, determinar la relación entre pobreza e inclusión financiera y, por otra, la búsqueda de sus factores determinantes, para establecer las características que hacen que un hogar aumente o disminuya su probabilidad de estar incluido financieramente, con el fin de que se facilite una propuesta de políticas públicas encaminadas a dar solución efectiva a esta problemática.

Para lograr lo anterior, como se dijo antes, se estimará un modelo probabilístico Probit, con base en información socioeconómica de corte transversal, proveniente de las 541 encuestas tipo calidad de vida, aplicadas en el municipio de Sincelejo, en el mes de junio del año 2017.

## 2. Revisión de literatura

La bancarización o inclusión financiera, que hace referencia al acceso a todos los servicios financieros disponibles, es, según [Cediel \(2013\)](#), una de las principales herramientas de lucha contra la pobreza en la población de bajos ingresos. De igual manera, existen estudios como el referenciado antes, así como otros que serán objeto de reseña más adelante, que confirman la influencia negativa de los bajos ingresos en la promoción de la inclusión financiera. La literatura acerca de estudios de estas variables es extensa y se expondrá seguidamente.

### 2.1 Factores determinantes de exclusión financiera.

Los productos y servicios financieros han demostrado ser un punto clave en la consecución de los objetivos y metas de las personas, como también de las organizaciones. Dentro de estos productos y servicios se encuentran los créditos, ahorros, seguros, entre otros, los cuales permiten la inclusión financiera de la comunidad, así como el mejoramiento de sus finanzas, pero la brecha entre la información y su uso es aún amplia.

Un estudio realizado en México por [Almeraya Quintero, Figueroa Sandoval, Díaz Puente, Figueroa Rodríguez y Pérez Hernández \(2011\)](#), demuestra que, además de la falta de información, también se

carece de educación financiera, la cual tiene como propósito enseñar conceptos sobre el dinero y cómo administrarlo cuidadosamente, ofrece la oportunidad de aprender habilidades básicas relativas a los ingresos, gastos, presupuesto, ahorros y préstamos para su administración en el corto y largo plazo. La educación financiera se convierte, entonces, en una herramienta significativa en la inclusión financiera, ya que con ella se brinda el activo más importante a las personas: la información; y se dan a conocer los productos y servicios que prestan las diferentes entidades bancarias, su funcionamiento y ventajas.

Sin embargo, la educación financiera no es el único obstáculo encontrado para el alivio de la pobreza y de la inclusión financiera. De acuerdo a [Saiden \(2009\)](#), el bajo nivel de ingresos de los individuos, su género, su falta de educación y de cultura financiera, su ocupación y la importancia del mercado informal, la exclusión geográfica y el tamaño de la comunidad de residencia, la exclusión que pueden suponer las condiciones de acceso impuestas u otras variables intrínsecas a la cultura o etnia de los individuos, son factores que también determinan su autoexclusión y preferencia por el uso de mecanismos financieros informales. Con esto, no solo obstaculiza el acceso de la población a los servicios financieros, sino que impide la incorporación de mayor parte de la población a la economía formal, se opone a la mayor generación de ahorro, al aprovechamiento de la información y al mayor flujo de inversiones ([Saiden, 2009](#)).

Por otro lado, el mayor obstáculo para acceder a servicios financieros se encuentra en la baja capacidad adquisitiva de la población, lo cual se evidencia en la Encuesta Nacional de Inclusión Financiera, realizada en 2012, que establece que las principales barreras para la población adulta mexicana que no ahorra serían la falta de ingresos (73%), la falta de interés (16%), no contar con los requisitos necesarios (5%), desconfianza en las instituciones (4%), el cobro de comisiones altas (3%), la distancia respecto de la sucursal (2%) y la obtención de bajos rendimientos por sus ahorros (1%) ([Pleite, Soriano, Eid, & Sueiras, 2016](#)).

De igual manera, el factor costo juega un papel determinante en la poca participación de la población rural. Esa falta de acceso hace que las personas de este sector no tengan una motivación para recurrir a estas entidades a solicitar los servicios, como lo evidencian [Ruben y Moll \(2002\)](#), al manifestar que las condiciones de acceso al mercado influyen de manera definitiva sobre las decisiones del hogar campesino en materia de colocación de sus recursos, en la selección de las actividades productivas y, de manera especial, inciden sobre la actitud de inversión.

Conviene destacar que, con el objetivo de reducir los problemas institucionales al momento de acceder a los servicios/productos financieros como los altos costos operacionales o baja cobertura, está tomando auge una alternativa diferente para el financiamiento de las personas de los estratos bajos, la cual recibe el nombre de microbono. Precisamente, es a través de las microfinanzas que se está accediendo a este segmento del mercado (estratos bajos) actualmente. Además de esto, las entidades especializadas en las microfinanzas ofrecen servicios de intermediación social, tales como la formación de grupos, el desarrollo de la confianza en sí mismos y el entrenamiento para desarrollar las capacidades financieras administrativas entre los miembros de un grupo ([Garzón, Quintanilla y Cardona, 2012](#)). En ese orden de ideas, las microfinanzas abarcan no solo una variedad de productos crediticios para fines de atención a las necesidades económicas de los clientes en desventaja, sino también el ahorro, las transferencias de dinero y los seguros ([Mballa, 2017](#)).

Finalmente, con base en la encuesta realizada por [Raccanello y Guzmán \(2014\)](#) en México, se encuentra que las personas solamente hacen uso de los servicios o productos en caso de emergencia, como los gastos personales, educación o salud, siendo el crédito y el ahorro los más utilizados.

## 2.2 El papel de las instituciones financieras en la inclusión.

Otras investigaciones han confirmado la importancia que tiene la inclusión financiera para el crecimiento económico de los países, así como para reducir la pobreza y mantener la equidad social, y han encontrado un papel preponderante de las entidades oferentes de servicios/productos financieros en dicha inclusión, pues tienen ciertas limitaciones, como la cobertura y los costos transaccionales, a la hora de ofertar o facilitar el acceso de estos a la población más vulnerable.

En primer lugar, respecto a la cobertura, para [Sanz \(2010\)](#) la baja densidad de oficinas bancarias es también causa del bajo nivel de bancarización que sufre la población en los países en desarrollo. Es así como [Cotler \(2009\)](#) asocia la exclusión con la ausencia de instituciones financieras en determinadas ubicaciones. Al respecto, la densidad poblacional y espacial de las sucursales bancarias y de los cajeros automáticos se tiende a utilizar como indicador del acceso a los productos financieros institucionales que existen en una determinada área, así que la población rural y de bajos ingresos que no es atendida por el sistema financiero debe desplazarse a centros urbanos para poder realizar sus correspondientes compras, ventas y pagos, incurriendo, de esa manera, en un elevado costo de transacción.

Este problema de cobertura se fundamenta en que, en los países en desarrollo, la mayor parte de los clientes potenciales de las entidades financieras no generan ingresos suficientes para soportar los costos de sus agencias bancarias tradicionales. Adicionalmente, los costos de gestión de las oficinas bancarias son más elevados en los países en desarrollo que en los países desarrollados, esto se debe a los problemas de seguridad y a las deficientes infraestructuras de estos países. Su bajo valor muestra la falta de cobertura bancaria de las zonas rurales, reflejando la falta de infraestructuras de comunicación que dichas zonas padecen, lo que, combinado con los problemas de seguridad, impiden su desarrollo económico.

Con lo dicho anteriormente, se puede evidenciar que los agentes económicos locales tienen un acceso fácil a la información y mecanismos de seguimiento que aseguran tasas de recuperación razonables, pero podrían no tener suficientes recursos o ser demasiado adversos al riesgo como para ampliar la cobertura de sus servicios en la localidad. En contraste, las organizaciones (no locales) que cuentan con recursos y tienen una actitud adecuada ante el riesgo enfrentan costos excesivos para obtener información o instrumentar mecanismos de vigilancia ([González Vega, C., & Chaves, R., 1995](#)).

Otro factor encontrado, por parte de las instituciones, se fundamenta en la rigidez de los productos ofrecidos por parte del sector financiero formal en las zonas rurales obstaculiza su uso al no tener en cuenta la estructura de los flujos de ingresos de los hogares de estas zonas. Haciendo referencia a los aspectos estudiados por las entidades para otorgar servicios financieros, se toman variables como: activos fijos, activos ligados al capital humano, características del hogar, ingresos del hogar y tenencia o no de vivienda propia; además de esto, es importante conocer el nivel educativo y si cuenta con un trabajo, pues la tenencia de este aumenta, en gran medida, la probabilidad de contar con una cuenta de ahorros, un crédito o un seguro ([Rodríguez-Raga & Riaño Rodríguez, 2016](#)).

Es menester entender, en relación a los seguros, que la población de escasos recursos es particularmente vulnerable a las desgracias físicas y económicas (fallecimiento, enfermedades, accidentes, desastres naturales, robos, destrucción accidental de su capital de trabajo, etc.); por ello, las instituciones requieren de un conjunto de esfuerzos para salir de los esquemas tradicionales de seguro y poder hacer accesible este producto a los más pobres. Del mismo modo, estas instituciones han puesto el punto de mira en el aprovechamiento del potencial de canalización de las remesas de los emigrantes desde los



países desarrollados a los del sur como nuevo instrumento financiero de previsión social, mediante la transformación de estos fondos, que normalmente se usan en forma de consumo directo, en inversiones productivas para generar negocios e ingresos familiares a largo plazo ([Fonti & Moslares, 2008](#)).

Consecuentemente con lo anterior, el más beneficiado es el sector informal por haber implementado esquemas de préstamos que se adaptan a las posibilidades de pago de las familias, de tal manera que la demanda de créditos informales parece ser una consecuencia mas no una causa del subdesarrollo de los mercados crediticios ([Raccanello & Roldán-Bravo, 2014](#)).

También se puede destacar, como otro factor, el desinterés de las mismas organizaciones en no involucrar a las comunidades de bajos ingresos como clientes potenciales, y la inexistencia de estrategias definidas para “ganarse” esa población es un factor determinante, así que tal vez la solución no es llegar a ellos a ofrecerles productos financieros que por el poco conocimiento que tienen en materia financiera quizá no van a entender, sino, más bien, buscar otros métodos de acercar esa población rural. Al respecto, [Rubio Guerrero \(2016\)](#) expresa que lo anterior pone de manifiesto la inexistencia, en estas organizaciones, de una conciencia clara de servicio hacia la comunidad de la que forman parte y reciben beneficios.

Por parte del Gobierno, como la institución con el papel más relevante en la inclusión financiera, se encuentra evidencia de la carencia de políticas públicas incluyentes; de modo que, los entornos institucionales, es decir, las políticas, los reglamentos y las leyes que existen en los sistemas económicos, son cruciales en este aspecto, toda vez que, según [Sánchez-Val \(2016\)](#), los entornos financieros se determinan mediante la cantidad, calidad, eficiencia, estabilidad y confiabilidad de los servicios proporcionados por las instituciones financieras. En un sistema financiero bien regulado, no solamente los consumidores están protegidos contra las conductas oportunistas y reciben ayuda para mejorar la eficiencia del sistema financiero, sino que los bancos también ofrecen bajos costos de operación e información y los créditos se asignan de manera eficiente.

En ese sentido, [Méndez \(2006\)](#) advierte que la presencia de las fallas del mercado financiero en las áreas rurales origina que, en muchos casos, los agentes económicos con necesidades de financiamiento y proyectos de inversión viables, pero que no reúnen las condiciones exigidas por los prestamistas, no tengan posibilidades de obtener el dinero que requieren para sus actividades de inversión.

En definitiva, se puede deducir que la inclusión financiera contribuye, por sí misma, a la reducción de la pobreza ([Boukhatem, 2016; Neaime & Gaysset, 2017](#)), en tanto proporciona o amplía el acceso de los pobres a los servicios financieros y tiene un positivo efecto en el crecimiento de la economía ([Kim, Yu, & Hassan, 2017](#)). Por el contrario, las restricciones de crédito limitan el acceso de los pobres a las oportunidades de inversión y, de este modo, ralentizan el crecimiento agregado ([Méndez del Río Piovich, 2012](#)). De esta forma se determina que el crecimiento económico es una vía a través de la cual el desarrollo del sector financiero consigue traducirse en inclusión financiera y, con ello, logra la reducción de la pobreza. Sin embargo, para otros autores como [Adams y Von Pischke \(1992\)](#), como se citó en [Guízar, González-Vega, & Miranda, \(2015\)](#), productos financieros como el crédito representan una carga adicional para las familias pobres, ya que implican una reducción en su capacidad de pago y, por tanto, incrementan su vulnerabilidad.

### 2.3 Medición del impacto de factores en la inclusión financiera.

Para medir la bancarización, se usan, principalmente, indicadores de profundidad financiera, asociada a créditos y ahorros, para efectuar comparaciones entre países o analizar la evolución de la bancarización en un mismo país a lo largo del tiempo. Sin embargo, hoy en día los productos o servicios financieros son más amplios, lo que permite obtener un número mayor de indicadores, reconociendo tres dimensiones de la bancarización: profundidad, cobertura e intensidad de uso de productos, y servicios financieros ([Montaña & Ferrada, 2016](#)).

Para analizar cuáles son aquellos factores que inciden en la inclusión financiera mediante modelos econométricos específicos, se encontraron diversos estudios a nivel internacional, como el de [Allen, Demirguc-Kunt, Klapper y Martínez Peria \(2013\)](#), quienes midieron la inclusión financiera en 123 países, con aproximadamente 124 000 individuos. Utilizando la Base de Datos Global Findex, a través de un modelo empírico, determinaron las características asociadas a la inclusión financiera y la efectividad de las políticas públicas para la población excluida, la pobre, la rural, las mujeres y la gente joven, encontrando que la inclusión financiera se asocia con un mejor entorno propicio para acceder a los servicios financieros, como menores costos bancarios y una mayor proximidad a las sucursales, mientras que las políticas parecen ser relativamente menos efectivas para alentar el uso de cuentas por parte de mujeres y jóvenes.

Estudios similares se realizaron en China ([Fungáčová & Weill, 2015](#)) y en África ([Zins & Weill, 2016](#)), donde se encontró que, en definitiva, unos altos ingresos, una mejor educación, ser de sexo masculino y mayor de edad influye en el uso de cuentas formales de ahorros y de créditos. Para el país estudiado en esta investigación, Colombia, se resalta la investigación de [Rodríguez-Raga y Riaño Rodríguez \(2016\)](#), quienes utilizaron información de la Encuesta Longitudinal Colombiana (ELCA), de la Universidad de los Andes, para analizar los determinantes en la inclusión financiera en el país, y encontraron que entre los principales se encuentran el nivel de ingresos, la educación y la estabilidad laboral, resultados similares a los estudios anteriores.

## 3. Metodología

Desde el punto de vista econométrico, la inclusión financiera de un hogar es una variable cualitativa o categórica que se puede considerar dicotoma, por cuanto se está en esa condición o no ([Gujarati & Porter, 2010](#)). Es decir, puede ser una variable binaria si se consideran solo esas dos categorías; sin embargo, pudiera ser que se determinen diferentes grados de inclusión financiera y, en tal caso, se utilizaría un modelo econométrico de respuesta múltiple bajo el enfoque de variables latentes. En el caso que ocupa al presente trabajo, para la variable dependiente solo se considerarán dos opciones: incluido financieramente, en cuyo caso la variable toma el valor 1; y no incluido, caso en el que la variable toma el valor cero.

### 3.1 El modelo Probit.

Como se dijo antes, en el desarrollo del presente trabajo se considerará el modelo Probit, el cual utiliza una Función de Distribución Acumulativa (FDA) normal, por lo que también se conoce con el nombre de modelo normit, y se puede expresar como:

$$Y_i = \int_{-\infty}^{a + b_i X_{it}} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{s^2}{2}} ds + \epsilon_i \quad [1]$$

Donde  $s$  es una variable “muda” de integración con media cero y varianza uno.

Este modelo se fundamenta en la teoría de la utilidad o de la perspectiva de selección racional con base en el comportamiento, según el modelo desarrollado por [McFadden \(1973\)](#). Por tanto, se parte del hecho de que el valor de la variable explicada depende de un índice de conveniencia no observable  $I_i$  (conocido como variable latente), determinado por una o varias variables explicativas ( $X_{ki}$ ) ([Gujarati & Porter, 2010](#)), así:

$$I_i = \beta_0 + \beta_k X_{ki} \quad [2]$$

Se supone, además, que existe un umbral de índice o nivel crítico, denominado  $I_i^*$  tal que si  $I_i > I_i^*$  ocurrirá el suceso. Tanto  $I_i$  como  $I_i^*$  no son observables.

Con el supuesto de normalidad, la probabilidad de que  $I_i^* \leq I_i$  se calcula a partir de la Función de Distribución Acumulativa normal estándar ( $\Phi$ ), así:

$$P_i = P(Y_i = 1|X_i) = P(I_i^* \leq I_i) = P(Z_i \leq \beta_0 + \beta_k X_{ki}) = \Phi(\beta_0 + \beta_k X_{ki}) \quad [3]$$

$$\text{y por tanto, } P_i = P(Y_i = 1|X_i) = \int_{-\infty}^{\beta_0 + \beta_k X_{ki}} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{s^2}{2}} ds \quad [4]$$

Por lo cual, para obtener información sobre  $I$ , lo mismo que sobre  $\beta_0$  y  $\beta_k$  se toma la inversa de la ecuación [3], quedando:

$$I_i = \Phi^{-1}(P_i) = \beta_0 + \beta_k X_{ki}$$

Donde  $\Phi^{-1}$  es la inversa de la FDA normal.

Una vez estimado el modelo [3], si se toma la derivada parcial se obtiene:

$$\partial \Phi / \partial X_k = \varphi(\hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_k X_{ki}) \hat{\beta}_k \quad [5]$$

Donde  $\varphi(\hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_k X_{ki})$  es la Función de Densidad de Probabilidad (FDP) de la normal estandarizada evaluada en  $\hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_k X_{ki}$ . Por tanto, esta evaluación dependerá de los valores particulares que tomen las variables  $X_k$  ([Cabrer Borrás, Sancho Pérez, & Serrano Domingo, 2001](#)). Así, la ecuación [5] representa el efecto del cambio de una unidad de  $X_k$  sobre la probabilidad de que  $Y=1$ .

Para la estimación de los parámetros del modelo Probit, se utiliza el método de Máxima Verosimilitud (MV) en lugar de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO). Para contrastar la hipótesis nula de que un conjunto de parámetros es igual a cero, se pueden emplear varios procedimientos que incluyen, entre otros, el estadístico de Wald y el Contraste de Razón de Verosimilitud (*Likelihood Ratio* o LR test), que se distribuye asintóticamente como una Chi cuadrada.

En cuanto a las medidas de bondad de ajuste, se utiliza el porcentaje de predicciones correctas, el Pseudo R<sup>2</sup> (de McFadden) y los criterios de información de Akaike (AIC), Schwarz y Hannan-Quinn ([Gujarati & Porter, 2010](#)).

### 3.2 Datos.

Como se manifestó anteriormente, en junio del año 2017 se aplicaron 545 encuestas del tipo calidad de vida que realiza el DANE en Colombia, en sendos hogares del municipio de Sincelejo, dentro de las cuales cuatro fueron descartadas por contener errores. Las 541 restantes se tabularon y constituyen el soporte estadístico del presente trabajo.

Cada encuesta contenía un total de 71 preguntas relacionadas con variables socioeconómicas y del jefe del hogar. De igual manera, se consultó por los productos financieros del jefe del hogar, así como también por los ingresos laborales y no laborales de cada hogar sincelejano para obtener los ingresos totales del hogar y per cápita en cada uno de ellos, para clasificarlo como pobre (monetariamente), si el valor per cápita es inferior a los \$232.555 determinados por el DANE; y como no pobre en caso contrario.

Las preguntas que se utilizaron para adelantar esta investigación, que son 14 en total, están contenidas en el anexo del presente artículo, que muestra una parte del total de las 71 preguntas realizadas en la encuesta. Los 545 hogares sincelejanos encuestados se eligieron de la siguiente manera: para los hogares urbanos se tomó un plano cartográfico de Sincelejo y se realizó muestreo aleatorio simple estratificado, con número de encuestas proporcional al número de hogares de cada uno de los seis estratos socioeconómicos de la ciudad, teniendo en cuenta la información suministrada por Electricaribe E. S. P. sobre los estratos de todos los barrios de Sincelejo en los cuales ellos expiden facturas de consumo de energía. Para el área rural, se escogieron al azar dos corregimientos del municipio, sobre la base de un listado de todos ellos.

La unidad muestral es el hogar y el universo es el total de hogares del municipio de Sincelejo. Teniendo en cuenta que el número total de hogares del municipio, proyectado a junio de 2018, según el DANE (2018), es de 70 346, se estimó para la encuesta aplicada un error de muestreo del 4,2% con 95% de confianza.

Con base en la información copiada y tabulada proveniente de las encuestas aplicadas, se estimó un modelo Probit, en el que la variable dependiente (Accesifin) toma el valor uno (1) si el hogar es clasificado como incluido financieramente, y cero (0) en caso contrario. La estimación del modelo se hizo corrigiendo los posibles problemas de heteroscedasticidad (útil para datos de corte transversal), utilizando la opción de Huber/White que ofrece el programa Eviews 7.1, por lo cual los estimadores resultan robustos.

Para examinar los efectos marginales de las regresoras sobre la variable dependiente, se utilizaron los valores medios de cada variable explicativa, por cuanto realizar esta tarea con todos los valores posibles de estas variables sería un número infinito de cálculos. Para ello, se extrajeron, mediante Eviews 7.1, los estadísticos descriptivos de cada una de las variables explicativas, incluyendo por supuesto sus valores promedio.

## 4. Resultados y discusión

En este apartado se indican y definen las variables involucradas en el modelo econométrico y se muestran los hallazgos estadísticos significativos con el nivel de confianza elegido del 95% que revelan la importancia de la pobreza monetaria como variable fundamental explicativa del fenómeno de la inclusión financiera.

### 4.1 Estimación y resultados del modelo empírico.

La variable dependiente es: Y=Accesisfin (si el jefe del hogar tiene acceso a algún producto/servicio financiero como cuenta de ahorros o corriente, CDT, ahorro programado, aportes sociales u otro en entidad financiera formal), que es la variable explicada, la cual toma el valor 1 si se trata de un hogar con inclusión financiera, por tener al menos uno de los productos financieros, y 0 en caso contrario. Las variables explicativas que se incorporan corresponden a algunas características (socioeconómicas) de los hogares y del jefe del hogar. Así las cosas, se tiene que:

- Variable dependiente: Accesisfin
- Variables independientes: Edad, Dominio, Benef, Sexo, Pobre, Es1, Es2, Es3, Es4

**Tabla 1. Nombres y descripción de variables utilizadas**

Nombre de la variable	Tipo de variable/descripción
Accesisfin	Dicótoma. El jefe del hogar tiene un producto con entidad financiera formal (Si=1)
Edad	Discreta. Edad del jefe del hogar (años cumplidos)
Dominio	Dicótoma. Área de ubicación del hogar (Urbana=1)
Benef	Dicótoma. El hogar es sujeto de subsidio del Gobierno (Si=1)
Sexo	Dicótoma. Sexo del jefe del hogar (Masculino=1)
Pobre	Dicótoma. El hogar se clasifica como pobre (Si=1)
Es1	Dicótoma. Nivel de estudio del jefe del hogar (Primaria completa=1)
Es2	Dicótoma. Nivel de estudio del jefe del hogar (Secundaria completa=1)
Es3	Dicótoma. Nivel de estudio del jefe del hogar (Técnico o normalista completo=1)
Es4	Dicótoma. Nivel de estudio del jefe del hogar (Profesional completo=1)

Nota: Elaboración propia.

Por tanto, el modelo que se estimará viene dado por la ecuación [6]:

$$I_i = \Phi^{-1}(P_i) = \beta_0 + \beta_1 \text{Dominio} + \beta_2 \text{Benef} + \beta_3 \text{Sexo} + \beta_4 \text{Edad} + \beta_5 \text{Edad}^2 + \beta_6 \text{Pobre} + \beta_7 \text{Es1} + \beta_8 \text{Es2} + \beta_9 \text{Es3} + \beta_{10} \text{Es4} + \varepsilon_i \quad [6]$$

Al realizar la regresión, se obtuvieron los resultados que muestra la Tabla 2, que revela la no significancia estadística de varias regresoras con niveles de confianza por debajo del 70% (Prob > 0,30), por lo que se hizo necesario reconsiderar las variables explicativas del modelo y ejecutar una segunda regresión, omitiendo algunas variables de esta regresión inicial.

## Tabla 2. Resultados de regresión inicial

Dependent Variable: Accesisfin

Method: ML - Binary Probit (Quadratic hill climbing)

Date: 12/22/17 Time: 11:57

Sample: 1 541

Included observations: 541

Convergence achieved after 6 iterations

QML (Huber/White) standard errors & covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	-2.074201	0.794976	-2.609137	0.0091
DOMINIO	0.143596	0.165925	0.865429	0.3868
SEXO	0.315670	0.160134	1.971283	0.0487
EDAD	0.015199	0.029939	0.507668	0.6117
EDAD2	-9.10E-06	0.000298	-0.030527	0.9756
POBRE	-0.574700	0.161268	-3.563635	0.0004
BENEF	-0.636425	0.168659	-3.773448	0.0002
ES1	0.231963	0.237963	0.974786	0.3297
ES2	0.627331	0.237629	2.639959	0.0083
ES3	1.348492	0.256766	5.251827	0.0000
ES4	2.728079	0.351851	7.753514	0.0000
McFadden R-squared	0.348226	Mean dependent var		0.268022
S.D. dependent var	0.443339	S.E. of regression		0.349159
Akaike info criterion	0.798394	Sum squared resid		64.61338
Schwarz criterion	0.885691	Log likelihood		-204.9655
Hannan-Quinn criter.	0.832533	Deviance		409.9311
Restr. deviance	628.9468	Restr. log likelihood		-314.4734
LR statistic	219.0157	Avg. log likelihood		-0.378864
Prob(LR statistic)	0.000000			
Obs with Dep=0	396	Total obs		541
Obs with Dep=1	145			

Nota: Elaboración propia a partir de los resultados de Eviews 7.1 (2017).

Al ejecutar una segunda regresión omitiendo las variables Dominio, Es1 y Edad<sup>2</sup>, se obtuvieron los resultados que se muestran en la Tabla 3.

### Tabla 3. Resultados de regresión definitivos

Dependent Variable: ACCESISFIN

Method: ML - Binary Probit (Quadratic hill climbing)

Date: 12/22/17 Time: 11:59

Sample: 1 541

Included observations: 541

Convergence achieved after 5 iterations

QML (Huber/White) standard errors & covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	-1.749615	0.349495	-5.006117	0.0000
SEXO	0.313006	0.160853	1.945909	0.0517
EDAD	0.013509	0.005314	2.541996	0.0110
POBRE	-0.605249	0.157374	-3.845928	0.0001
BENEF	-0.640125	0.168055	-3.809018	0.0001
ES2	0.476533	0.174585	2.729515	0.0063
ES3	1.212677	0.197931	6.126778	0.0000
ES4	2.592134	0.310823	8.339594	0.0000
McFadden R-squared	0.345435	Mean dependent var		0.268022
S.D. dependent var	0.443339	S.E. of regression		0.348378
Akaike info criterion	0.790548	Sum squared resid		64.68864
Schwarz criterion	0.854036	Log likelihood		-205.8432
Hannan-Quinn criter.	0.815376	Deviance		411.6863
Restr. deviance	628.9468	Restr. log likelihood		-314.4734
LR statistic	217.2605	Avg. log likelihood		-0.380486
Prob(LR statistic)	0.000000			
Obs with Dep=0	396	Total obs		541
Obs with Dep=1	145			

Nota: Elaboración propia a partir de los resultados de Eviews 7.1 (2017).

Los resultados de esta segunda regresión indican que el modelo que se ajusta es significativo y está bien especificado (ver también Tabla 4), por cuanto:

1. Todos los coeficientes de las regresoras resultan ser estadísticamente significativos de manera individual con una confianza superior al 94% por tener p-valor (Prob < 0,06).
2. Se cuenta con un ajuste R<sup>2</sup> (de McFadden) de poco más de 0,34.
3. El estadístico de la razón de verosimilitud (LR) que sigue una distribución Chi cuadrado, resulta ser estadísticamente significativo por tener p-valor (Prob < 0,05), con lo cual se concluye que el modelo, globalmente considerado, es estadísticamente significativo con una confianza de casi el 100% (Prob = 0,0000) y, por tanto, todos los coeficientes de pendiente no pueden ser simultáneamente iguales a cero.
4. Se confirma la bondad del ajuste con los resultados de Eviews 7.1 en relación con los valores de Cuenta R<sup>2</sup> (Tabla 4), que registra el número de predicciones correctas en relación con el número total de observaciones y que, en este caso, es de 82,81%.

**Tabla 4. Prueba de bondad de ajuste con Cuenta R<sup>2</sup>**

Expectation-Prediction Evaluation for Binary Specification

Equation: EQ04

Date: 12/22/17 Time: 16:27

Success cutoff: C = 0.5

	Estimated Equation			Constant Probability		
	Dep=0	Dep=1	Total	Dep=0	Dep=1	Total
P(Dep=1)<C	373	70	443	396	145	541
P(Dep=1)>C	23	75	98	0	0	0
Total	396	145	541	396	145	541
Correct	373	75	448	396	0	396
% Correct	94.19	51.72	82.81	100.00	0.00	73.20
% Incorrect	5.81	48.28	17.19	0.00	100.00	26.80
Total Gain*	-5.81	51.72	9.61			
Percent Gain**	NA	51.72	35.86			

	Estimated Equation			Constant Probability		
	Dep=0	Dep=1	Total	Dep=0	Dep=1	Total
E(# of Dep=0)	331.53	64.58	396.11	289.86	106.14	396.00
E(# of Dep=1)	64.47	80.42	144.89	106.14	38.86	145.00
Total	396.00	145.00	541.00	396.00	145.00	541.00
Correct	331.53	80.42	411.96	289.86	38.86	328.73
% Correct	83.72	55.47	76.15	73.20	26.80	60.76
% Incorrect	16.28	44.53	23.85	26.80	73.20	39.24
Total Gain*	10.52	28.66	15.38			
Percent Gain**	39.26	39.16	39.21			

\*Change in "% Correct" from default (constant probability) specification

\*\*Percent of incorrect (default) prediction corrected by equation

Nota: Elaboración propia a partir de los resultados de Eviews 7.1 (2017).

#### 4.2 Discusión.

Utilizando los valores medios de las variables independientes del modelo (ver Figura 1) y considerando los valores de los estimadores del mismo, se calculó  $\phi (\hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_k X_{ki})$ . El valor resultante es de 0,2923.



**Figura 1. Estadísticos descriptivos de las variables. Elaboración propia a partir de los resultados de Eviews 7.1 (2017).**

	SEXO	EDAD	POBRE	BENEF	ES2	ES3	ES4
Mean	0,724584	47,45287	0,414048	0,332717	0,273567	0,146026	0,096118
Median	1,000000	45,00000	0,000000	0,000000	0,000000	0,000000	0,000000
Maximum	2,000000	86,00000	1,000000	1,000000	1,000000	1,000000	1,000000
Minimum	0,000000	21,00000	0,000000	0,000000	0,000000	0,000000	0,000000
Std, Dev,	0,451260	13,69793	0,493013	0,471622	0,446202	0,353459	0,295026
Skewness	-0,944834	0,417717	0,349003	0,710050	1,015872	2,004769	2,740472
Kurtosis	2,068696	2,622800	1,121803	1,504171	2,031996	5,019097	8,510186
Jarque-Bera	100,0438	18,94022	90,50110	95,89649	114,1739	454,2854	1361,582
Probability	0,000000	0,000077	0,000000	0,000000	0,000000	0,000000	0,000000
Sum	392,0000	25672,00	224,0000	180,0000	148,0000	79,00000	52,00000
Sum Sq, Dev,	109,9630	101322,0	131,2532	120,1109	107,5120	67,46396	47,00185
Observations	541	541	541	541	541	541	541

Para la variable edad se calcula su efecto sobre la pobreza mediante  $\partial\Phi / \partial X_k = \varphi (\hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_k X_{ki}) \hat{\beta}_k$ . El valor calculado es de -0,0039485 lo que sugiere que, por cada año adicional de edad del jefe del hogar, la probabilidad de que viva en un hogar incluido financieramente se reduce en 0,40% cuando su edad es de 47,5 años (edad promedio de los jefes de hogar). Por supuesto, estas probabilidades son diferentes para cada nivel de edad. Por ejemplo, *ceteris paribus*, si el jefe tiene 20 años, esa probabilidad es de casi -0,28%. Se pueden ver más resultados en la Tabla 5.

**Tabla 5. Efectos marginales según edad**

Edad	Prob (%)
20	0,27513
30	0,31886
40	0,36287
47,5	0,39485
50	0,40548
60	0,44490
70	0,47932
80	0,50707

Nota: Reducción de probabilidades en %. Elaboración propia a partir de los resultados de Eviews 7.1 (2017).

Lo anterior indica que, para los jefes de hogar sincelejanos, la probabilidad de pertenecer a un hogar clasificado como incluido financieramente se reduce con su edad, pero tales reducciones son mayores en la medida en que se aumenta la edad del jefe del hogar, hasta los 80 años. Para las demás variables dicótomas, el cálculo de las variaciones de probabilidades se realiza mediante la diferencia de valores de la FDA sobre cada una de las categorías de cada variable  $X_k$ , así:

$$\Phi (\hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_{k-1} X_{k-1} + \hat{\beta}_{k+1} X_{k+1} + \dots + \hat{\beta}_n X_n) - \Phi (\hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_{k-1} X_{k-1} + \hat{\beta}_k + \hat{\beta}_{k+1} X_{k+1} + \dots + \hat{\beta}_n X_n)$$

Algunos resultados se aprecian en la Tabla 6:

**Tabla 6. Efectos marginales según variables**

Hallazgos sobre hogar/jefe de hogar	Prob (%)
Tener estudios de secundaria completa (el jefe) aumenta la probabilidad de vivir en un hogar incluido financieramente con relación a tener estudios incompletos de secundaria o no tener estudios.	10,3
Tener estudios técnicos completos (el jefe) aumenta la probabilidad de vivir en un hogar incluido financieramente con relación a tener estudios incompletos de secundaria o no tener estudios.	35,8
Tener estudios universitarios completos (el jefe) aumenta la probabilidad de vivir en un hogar incluido financieramente con relación a tener estudios incompletos de secundaria o no tener estudios.	80,5
Jefe de hogar hombre aumenta la probabilidad de vivir en hogar incluido financieramente, en relación con jefe de hogar mujer.	8,6
Vivir en un hogar pobre monetariamente reduce las probabilidades de inclusión financiera con respecto a un hogar no pobre.	16,9
Vivir en un hogar beneficiario de ayuda estatal reduce las probabilidades de inclusión financiera con respecto a un hogar no beneficiario de programas del gobierno.	17,0

Nota: Elaboración propia con los resultados de Eviews 7.1 (2017).

Por tanto, uno de los factores más importantes que inciden de manera directa en la inclusión financiera en el municipio de Sincelejo es el nivel educativo, por lo que el analfabetismo y los bajos niveles de escolaridad de los jefes de los hogares atentan contra la posibilidad de inclusión financiera.

Por su parte, tienen un mayor riesgo de estar por fuera del sistema financiero los hogares clasificados como pobres monetariamente, aquellos beneficiarios de ayuda estatal y en los que el jefe del hogar es de sexo femenino.

## 5. Conclusiones

La inclusión financiera en el municipio de Sincelejo, a junio de 2017 y medida a través del acceso al menos a un producto en entidades financieras formales, presenta un bajo nivel y afecta de manera más severa a los hogares ubicados en el área rural. Esta conclusión se extrae al realizar un parangón con tres municipios del departamento del Tolima que presentan cifras que, en materia de acceso al crédito en entidades formales, duplican las establecidas para Sincelejo, de conformidad con el estudio de [Cano, Cuadros y Estrada \(2017\)](#), por lo que resulta claro que se trata de una problemática seria que precisa propuestas e ideas que permitan moderarla o eliminarla en el mediano plazo.

El fenómeno de la inclusión financiera se puede explicar, de manera adecuada, utilizando los modelos probabilísticos, tal como el Probit estimado en este trabajo, utilizando información de 541 encuestas aplicadas en el municipio de Sincelejo, el cual resultó ser estadísticamente significativo de manera global y de manera individual en las variables explicativas con niveles de significancia inferiores al 6%.

Los factores que inciden de manera directa en el fenómeno de la inclusión financiera son los años de escolaridad, en tanto que la pobreza monetaria es un factor explicativo clave que reduce de manera significativa las probabilidades a los jefes del hogar de estar incluidos financieramente, por lo que debería acogerse la sugerencia de [Anaya Narváez, Arango y Castro Ávila \(2016\)](#) de que, en el campo económico, se enfoque la atención en los estudios sobre la pobreza y sus consecuencias, a los cuales deberían dársele prioridad sobre otros que no necesariamente impactan en el bienestar de la

gente. Finalmente, si el hogar se caracteriza por ser sujeto de ayuda estatal directa, se reducen las probabilidades de inclusión financiera; como también ocurre si el jefe del hogar es de sexo femenino.

En ese sentido, las variables socioeconómicas explicativas de este fenómeno utilizadas en el presente trabajo y los hallazgos estadísticos revelados, se asemejan a los de estudios similares, como el realizado por [Rodríguez-Raga y Riaño Rodríguez \(2016\)](#), en el que manejan como variable independiente los ingresos totales de los hogares en lugar de la pobreza monetaria utilizada en este artículo.

Por lo anterior, es preciso que en Colombia se amplíe la cobertura educativa sin detrimento de la calidad y se garantice la culminación de estudios técnicos o universitarios de la población joven, con el fin de potenciar la inclusión financiera, para lo cual deben proveerse los fondos públicos en el sector educativo.

Igualmente, con el fin de reducir la pobreza monetaria, que es un factor explicativo de mucho impacto sobre la inclusión financiera, el Estado debe ejecutar programas sobre salud sexual y reproductiva, que incluyan información, acceso adecuado a servicios de salud y métodos de planificación familiar, educación sexual y reproductiva, que sean efectivos y que tengan resultados verificables; especialmente dentro del grupo poblacional con menos años de educación, el cual registra altas tasas de fecundidad, debido a la correlación inversa de estas dos variables ([Flórez & Soto, 2006](#)).

Con las dos acciones gubernamentales indicadas anteriormente, se promueve la inclusión financiera y, por tanto, se reduce de manera significativa la pobreza monetaria ([Anaya Narváez, Buelvas Parra & Valencia Burgos, 2015](#)). Por último, es recomendable la ejecución de programas oficiales de manera más agresiva, que permitan el uso de la tecnología digital que facilite el proceso de inclusión financiera.

## Referencias

- Allen, F., Demirgüç-Kunt, A., Klapper, L., & Martínez Peria, M. S. (2013). The foundations of financial inclusion: Understanding ownership and use of formal accounts. *Journal of Financial Intermediation*, 1-30.
- Almeraya Quintero, S. X., Figueroa Sandoval, B., Díaz Puente, J. M., Figueroa Rodríguez, K. A., & Pérez Hernández, L. M. (2011). Uso del crédito: implicaciones para el desarrollo rural. *Revista mexicana de ciencias agrícolas*, 2(1), 111-124. Recuperado de [http://www.scielo.org.mx/scielo.php?script=sci\\_art-text&pid=S2007-09342011000100009&lng=es&tlng=es](http://www.scielo.org.mx/scielo.php?script=sci_art-text&pid=S2007-09342011000100009&lng=es&tlng=es)
- Anaya Narváez, A., Arango, L., & Castro Ávila, R. (2016). *Crecimiento económico, pobreza y desarrollo*. Saarbrücken: Editorial Académica Española.
- Anaya Narváez, A., Buelvas Parra, J., & Valencia Burgos, L. (2015). Modelo Probit para la medición de la pobreza en Montería, Colombia. *Opción*, 31(78), 42-64.
- Beck, T., Demirgüç-Kunt, A., & Levine, R. (2007). Finance, inequality, and the poor. *Journal of Economic Growth*, 12(1), 27-49.
- Boukhatem, J. (2016). Assessing the direct effect of financial development on poverty reduction in a panel of low- and middle-income countries. *Research in International Business and Finance*, 214-230.
- Cabrer Borrás, B., Sancho Pérez, A., & Serrano Domingo, G. (2001). *Microeconomía y decisión*. Madrid: Ediciones Pirámide.
- Cano S. C. G., Cuadros, P., & Estrada, D. (2017). *Inclusión financiera rural: el caso del sur del Tolima*. Bogotá D. C.: Banco de la República.
- Cediel, G. G. (2013). Evolución de la bancarización en el área metropolitana de Bucaramanga: una revisión desde la óptica de los diferentes productos financieros, 2007-2011. *Criterio Libre*, 11(19), 52-65. Recuperado de <https://ezproxyucor.unicordoba.edu.co:2186/docview/1761133134?accountid=137088>
- Clarke, G., Xu, L., & Zou, H. (2003). *Finance and income Inequality: Test of alternative theories*. New York: World Bank.
- Cotler, P. (2009). Acceso y participación de los sectores populares mexicanos en el mercado formal de crédito. *El Trimestre Económico*, 76(3), 671-693. Recuperado de <https://ezproxyucor.unicordoba.edu.co:2186/docview/748427899?accountid=137088>
- Cull, R., Tilman, E., & Holle, N. (2014). La inclusión financiera y el desarrollo: Pruebas recientes de su impacto. *Enfoques*, 92. Recuperado de <https://www.cgap.org/sites/default/files/FocusNote-Financial-Inclusion-and-Deelopment-April-2014-Spanish.pdf>
- DANE, (2018). *Series de población*. Recuperado de <http://www.dane.gov.co/index.php/estadisticas-por-tema/demografia-y-poblacion/series-de-poblacion>
- Flórez, C., & Soto, V. (2006). Fecundidad adolescente y desigualdad en Colombia y la Región de América Latina y el Caribe. En: *Reunión de expertos sobre población y pobreza en América Latina y el Caribe* (pp. 1-26). Santiago: CEPAL.
- Fonti, A., & Moslares, C. (2008). Definición de un modelo evolutivo para las entidades de financiación inclusiva. *Revista De Fomento Social*, 251. Recuperado de <https://ezproxyucor.unicordoba.edu.co:2186/docview/1782244608?accountid=137088>
- Garzón, M., Ariza, J., Quintanilla, E. S. R., & Cardona, L. F. V. (2012). Microbonos. Una alternativa de inversión para los estratos uno, dos y tres. *Criterio Libre*, 10(17), 74-88. Recuperado de <https://ezproxyucor.unicordoba.edu.co:2186/docview/1322998468?accountid=137088>
- González Vega, C., & Chaves, R. (1995). Diseño de intermediarios financieros exitosos: evidencia de Indonesia. *Debate Agrario*, 23, 113-133. Recuperado de <https://ezproxyucor.unicordoba.edu.co:2186/docview/217835109?accountid=137088>
- Guízar, I., González-Vega, C., & Miranda, M. J. (2015). Un análisis numérico de inclusión financiera y pobreza. *EconoQuantum*, 12(2), 7-24. Recuperado de <https://ezproxyucor.unicordoba.edu.co:2186/docview/1763382464?accountid=137088>
- Gujarati, D., & Porter, D. (2010). *Econometría*. México: Mc Graw Hill.

- Mballa, L. V. (2017). Desarrollo local y microfinanzas como estrategias de atención a las necesidades sociales: Un acercamiento teórico conceptual. *Revista Mexicana De Ciencias Políticas y Sociales*, 62(229), 101-127. Recuperado de <https://ezproxyucor.unicordoba.edu.co:2186/docview/1873604347?accountid=137088>
- McFadden, D. (1973). *Conditional logit analysis of qualitative choice behaviour*. New York: Academic Press.
- Méndez, L., & Fuentes, A. (2006). Paradigmas del mercado financiero rural en países en desarrollo. *Agroalimentaria*, 23, 21-41. Recuperado de <https://ezproxyucor.unicordoba.edu.co:2186/docview/748686285?accountid=137088>
- Méndez del Río Piovich, M. (2012). Finanzas productivas para la inclusión y el desarrollo. *Boletín De Estudios Económicos*, 67(206), 365-393. Recuperado de <https://ezproxyucor.unicordoba.edu.co:2186/docview/1319234520?accountid=137088>
- Montaña A., V. I., & Ferrada B., L. M. (2016). Disparidades regionales de la bancarización en Chile. Período 2001-2012. *Economía Chilena*, 19(3), 68-88. Recuperado de <https://ezproxyucor.unicordoba.edu.co:2186/docview/1872561879?accountid=137088>
- Neaime, S., & Gaysset, I. (2017). Financial inclusion and stability in MENA: Evidence from poverty and inequality. *Finance Research Letters*, 1-8.
- Pleite, F. M., Soriano, A. M. M., Eid, M., & Sueiras, J. C. (2016). Inclusión financiera en el ámbito rural mediante cajas de ahorro. Estudio de una experiencia en México. *Perfiles Latinoamericanos*, 24(48), 185-211. Recuperado de <http://ezproxyucor.unicordoba.edu.co:2075/10.18504/pl2448-008-2016>
- Raccanello, K., & Guzmán, E. H. (2014). Educación e inclusión financiera. *Revista Latinoamericana De Estudios Educativos*, 44(2), 119-141. Recuperado de <https://ezproxyucor.unicordoba.edu.co:2186/docview/1554160435?accountid=137088>
- Raccanello, K., & Roldán-Bravo, G. (2014). Instituciones microfinancieras y cajas de ahorro en Santo Tomás Hueyotlipan, Puebla. *Economía, Sociedad y Territorio*, 14(44), 201-233. Recuperado de <https://ezproxyucor.unicordoba.edu.co:2186/docview/1501302980?accountid=137088>
- Rodríguez-Raga, S., & Riaño Rodríguez, F. F. (2016). Determinantes del acceso a los productos financieros en los hogares colombianos. *Estudios Gerenciales*, 32(138), 14-24.
- Ruben, R., & Moll, H. (2002). Financiamiento rural como seguro. El papel del crédito para el manejo de riesgos. *Encuentro*, 60, 66-77. Recuperado de <https://ezproxyucor.unicordoba.edu.co:2186/docview/212025591?accountid=137088>
- Rubio Guerrero, G. (Enero-Junio de 2016). La Responsabilidad social empresarial en las Instituciones Financieras de Ibagué: Un Análisis Multivariante. *EIA*(25), 119-134.
- Saiden, C. T. (2009). Bancarización: una aproximación al caso colombiano a la luz de américa latina. *Estudios Gerenciales*, 25(110), 13-37. Recuperado de <https://ezproxyucor.unicordoba.edu.co:2186/docview/750060211?accountid=137088>
- Sánchez-Val, M. M. (2016). La incidencia de los entornos regionales sobre las restricciones financieras en pequeñas y medianas empresas. *El Trimestre Económico*, 83(1), 37-60. Recuperado de <https://ezproxyucor.unicordoba.edu.co:2186/docview/1773240366?accountid=137088>
- Sanz, F. P. (2010). Modelo de servicios microfinancieros propuesto para resolver el problema de la falta de acceso a los servicios financieros en los países en desarrollo. *Estudios Gerenciales*, 26(116), 37-61. Recuperado de <https://ezproxyucor.unicordoba.edu.co:2186/docview/853501697?accountid=137088>
- Spicker, P. (2009). *Pobreza: Un glosario Internacional*. Buenos Aires: CLACSO.

## ANEXO

### Cuestionario de las encuestas aplicadas

ENCUESTA DE HOGARES SUCREÑOS						Fecha:	
Municipio:	Nombre jefe de Hogar:			Nombre informante:		Telefono:	
Dirección	1. Barrio	2. Estrato (VERIF RECIBO DE ENERGIA)		3. Cuantas personas viven ?	4. Cuantas menores de: 10 - 12		
5. Tipo de vivienda (marcar con X la opción escogida)	Casa	7. Marque con X el tipo de servicios Públicos que posee la vivienda?	Acueducto por tubería	8. Cuantos cuartos hay?	9. Ingresos laborales promedio en dinero del hogar por mes \$		
	Cuarto		Acueducto otra (pila comunal)	10a. Ingresos por ayuda estatal			
	Apartamento		Otra fuente (pozo, represa, rio)	10b. Ingresos por ayuda familiar	\$		
	Carpa, cambuche		Energía	11. Por falta de ingresos, dejaron de comer alguna comida la semana anterior? Si [ ] No [ ]			
	Otro		Recolección basura				
6. Tipo de Material predominante en la Vivienda: Piso: 1Alfombra, 2baldosa, 3cemento, 4madera, 5tierra Pared: 1Material-ladrillo, 2madera, 3zinc, 4plastico-tela Techo: 1Material-etnrit, 2madera, 3zinc, 4plastico-otro	Pisos:	Gas	13. Valor cuota mensual que paga (Solo PROPIA) \$				
	Paredes:	Alcantarillado					
	Techos:	Pozo septico/letrina					
12. Condicion de tenencia de la vivienda: 1Propia, 2Arriendo, 3Familiar-usufruto, 4 a cambio de trabajo, 5posesion sin titulo	13. Valor cuota mensual que paga (Solo PROPIA)		\$				
	14. Valor pago arriendo o estimado		\$				
15. Edades de los menores de 12 años	( ) , ( ) , ( ) , ( )		16. Sexo / A que se dedican ó donde están ?		( / ) , ( / ) , ( / ) , ( / )		

#### DATOS DEL JEFE DEL HOGAR

18. Estado civil	
19. Sexo (1.Masc / 0.Femenino)	
20. Edad (Años cumplidos)	
21. Sabe leer y escribir ? (1.Si / 0.No)	
22. Estudia actualmente (1.Si / 0.No)	
23. Nivel Educativo alcanzado	
24. Cual es su estado Ocupacional?	

#### SOBRE INCLUSIÓN FINANCIERA

49.	Tienen o tuvieron algún crédito del sistema financiero? 1Tarjeta credito, 2microcredito, 3educativo, 4 vehiculo, 5vivienda(hipotec), 6comercial, 7con ONG, 8para victimas del conflicto, 9prestamistas	Si	Valor \$				
		No	Razón ?				
50.	Tienen: 1cta ahorro, 2cta corriente, 3cta ahorro programado, 4CDT, 5 Aportes sociales, 6 otro ¿Cuál? _____	Si	No	No Razon?			
51.	El medio más usado para sus transacciones es: 1Oficinas, 2Cajeros automáticos, 3Datafonos, 4Por Telefono, 5Internet, 6Débito automático, 7Corresponsal Bancario, 8Efecty o Baloto, 9Otro: cual? _____						
52.	La transacción que más realiza en el medio seleccionado anteriormente es: 1Pagos (serv púb, telefonía, Etc), 2retiros, 3Transferencias, 4 Depósitos, 5 Transacciones internacionales, 6 Consulta de saldo, otra cual? _____						
53.	¿Confía Ud. En las transacciones por internet?	Si	No	Nunca he realizado			
54.	Recibe Ud. Remesas ( dinero) desde el Exterior: 1Estado Unidos, 2Venezuela, 3Chile, 4Ecuador, 5Perú, 6Panamá, 7otro Cual? _____, 8No recibo						
55.	A través de que medio las recibe: 1Bancos, 2Empresas de giros (Ej. Western Union), 3Con otra persona, 4otrocual? _____						
56.	Vr de la remesa mes \$ _____, destino: 1pagocreditovivienda, 2pagootrocredito, 3gastosedelacasa, 4otro cual? _____						
57.	Posee Ud. Alguno de estos seguros personales: 1Vida grupo deudores (por lo general va ligado a un préstamo), 2Vida individual, 3Vida grupo voluntario, 4Segurovehiculo, 5Seguro contra accidentes personales, 6Seguro Exequial, 7Beneficios económicos periódicos, 8 otro cual? _____						

# Instructions for Authors

## Aims and Scope

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

## Preferred and Acceptable Languages

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

## Publication Schedule

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

## Submission of a Manuscript Precludes Submission to Another Journal

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

## Procedure for the Review of Submitted Manuscripts

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

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

## Acceptable Format for Submitted Manuscripts

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

## Each article should contain the following:

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

## Quotes and References

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

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



- If there are more than six authors, et al. is used from the first mention.
- At the end of the article should appear the bibliographical references (only those used inside the text). They are organised in alphabetical order while works by the same author are ordered chronologically using French indentation with double spacing.

### **Books**

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

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

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

### **Books in electronic form**

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

### **Articles from printed journals**

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

### **Articles from the Web**

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

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

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

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



Vigilada Mineducación