

# ANALISIS ECONOMICO

VOLUMEN 32 - N° 1

ISSN 0716-5927

ABRIL DE 2017

## ARTICULOS / ARTICLES

**Alicia Garcia-Herrero, Eric Girardin, Hermann González**  
Analyzing the impact of monetary policy on financial markets in Chile  
*Análisis del impacto de la política monetaria sobre los mercados financieros en Chile*

**Lourdes Marcela Espinoza Vásquez, Raúl Rubín de Celis Cedro**  
Regulador no benevolente y asimetrías de información.  
Aproximación con un modelo de agencia  
*An agency model for non-benevolent regulation under asymmetric information*

**Cintya Lanchimba, Juan Pablo Díaz-Sánchez**  
Efectos de los ingresos del hogar, educación de la mujer y participación laboral femenina sobre la fecundidad ecuatoriana  
*The effects of the household income, female education and woman's labor market participation on ecuadorean fecundity*

**Gabriel Rodríguez**  
Selecting between autoregressive conditional heteroskedasticity models:  
An empirical application to the volatility of stock returns in Peru  
*Selección de modelos de heterocedasticidad autorregresiva condicional:  
Una aplicación a la volatilidad de los retornos bursátiles en Perú*

**Natalia Pecorari**  
Booms de consumo e inversión:  
El rol del crédito a las firmas y de los hábitos en el consumo  
*Investment and consumption booms:  
The role of credit to firms and habits in consumption*

Erasmus Escala 1835  
Teléfono: (56) 22 8897356  
Santiago  
Chile

ILADES / GEORGETOWN UNIVERSITY  
UNIVERSIDAD ALBERTO HURTADO

## ECONOMIC ANALYSIS

REVISTA DE  
ANÁLISIS ECONOMICO  
ECONOMIC ANALYSIS REVIEW

EDITOR

James Albrecht  
Georgetown University

COEDITOR

Carlos García  
ILADES-Universidad Alberto Hurtado

EDITORIA EJECUTIVA

Claudia González

EDITORES ASOCIADOS

Claudio Agostini, Universidad Adolfo Ibáñez, Chile  
Hildegart Ahumada, Universidad Torcuato Di Tella, Argentina  
Aloísio Araújo, Instituto de Matemática Pura e Aplicada, Brasil  
César Calderón, Banco Mundial, EE.UU.  
Guillermo Calvo, University of Maryland, EE.UU.  
Augusto Castillo, Universidad Adolfo Ibáñez, Chile  
Sebastián Edwards, University of California, EE.UU.  
Eduardo Engel, Universidad de Chile, Chile  
Francisco Ferreira, Banco Mundial, EE.UU.  
Eugenio Giolito, ILADES-Universidad Alberto Hurtado, Chile  
Rognvaldur Hannesson, Norges Handelshøyskole, Noruega.  
Roger Lagunoff, Georgetown University, EE.UU.  
Eduardo Lora, Banco Interamericano de Desarrollo, EE.UU.  
Nora Lustig, George Washington University, EE.UU.  
Hugo Nopo, Banco Interamericano de Desarrollo, EE.UU.  
Guillermo Paraje, Universidad Adolfo Ibáñez, Chile  
Marcela Perticarà, ILADES-Universidad Alberto Hurtado, Chile  
Álvaro José Riascos, Universidad de los Andes, Colombia  
Marius Schwartz, Georgetown University, EE.UU.  
Klaus Schmidt-Hebbel, Pontificia Universidad Católica de Chile, Chile  
Consuelo Silva, Universidad de Los Andes, Chile  
Vicente Tuesta, CENTRUM Católica y Prima AFP, Perú  
James Tybout, Pennsylvania State University, EE.UU.  
Andrés Velasco, Independiente, Chile  
Susan Vroman, Georgetown University, EE.UU.  
Gustavo Yamada, Universidad del Pacífico, Perú

Indexed in: EconLit, JEL, RePEc, Latindex,  
EBSCOhost, SSRN, DOAJ and Scopus.

REVISTA DE ANÁLISIS ECONOMICO es una publicación de carácter internacional y bilingüe auspiciada por el Programa de Postgrado en Economía de ILADES/Georgetown University de la Universidad Alberto Hurtado. La revista, que se publica dos veces por año, en abril y en octubre, tiene por objetivo estimular la producción y el intercambio intelectual de estudios teóricos y empíricos en materias económicas. Son de especial interés los trabajos relevantes para economías en desarrollo, particularmente de América Latina.

ECONOMIC ANALYSIS REVIEW is an international bilingual journal sponsored by the Graduate Program in Economics of ILADES/Georgetown University, Universidad Alberto Hurtado. Published twice a year (April and October), the journal aims to disseminate theoretical and empirical research in economics. Some preference is attached to topics relevant for developing countries, specially on Latin America.

© 2014 Instituto Latinoamericano de Doctrina y Estudios Sociales, ILADES.  
Erasmus Escala 1835, Santiago, Chile.  
Representante Legal de la Revista: Fernando Montes M., S.J.

CONTRIBUCIONES

Los autores que deseen enviar artículos para su publicación deben tener presente que:

- Los trabajos deben ser originales e inéditos.
- Se requiere una versión electrónica del mismo.
- Los trabajos deben ser escritos en castellano o en inglés, y aquellos seleccionados se publicarán en el idioma correspondiente.
- Cada manuscrito debe acompañarse de un resumen o "abstract" de no más de cien palabras en inglés y en español.
- La página de cubierta deberá incluir el nombre del autor, su afiliación institucional, su dirección y el nombre del trabajo.
- Los artículos serán revisados por árbitros externos. Este proceso será anónimo tanto para el autor como para los árbitros.
- Los manuscritos aceptados para su publicación deberán seguir las instrucciones de estilo que aparecen en la página web de la RAE: [www.economia.uahurtado.cl/rae](http://www.economia.uahurtado.cl/rae)

SUBMISSION OF PAPERS

Author submitting articles for possible publication should know:

- All papers should be original work.
- An electronic version of the article is required.
- Manuscripts should be written in Spanish or English and those accepted will be published in the corresponding language.
- All manuscripts should be accompanied by an abstract of no more than 100 words in English and Spanish.
- The cover page should include the author's name, institutional affiliation, and current address, as well as the paper's title.
- Articles will be reviewed by external referees. This process will be double-blinded.
- Accepted manuscripts must follow our style guidelines at RAE's web page: [www.economia.uahurtado.cl/rae](http://www.economia.uahurtado.cl/rae)

Los manuscritos, así como cualquier otra correspondencia, deben dirigirse a:  
Manuscripts, as well as any other correspondence, should be addressed to:

Editor Revista de Análisis Económico  
e-mail: [rae@uahurtado.cl](mailto:rae@uahurtado.cl)  
ILADES/Georgetown University  
Erasmus Escala 1835  
Santiago  
Chile

SUSCRIPCIONES

Los valores de suscripción para los dos números de 2017, incluyendo envío aéreo, son los siguientes:

	Chile (pesos chilenos)	Resto del Mundo (dólares)
Individuos	12.000	35.00
Instituciones	16.000	40.00
Números sueltos	6.000	20.00

El pago del resto del mundo debe hacerse en cheque en dólares de Estados Unidos o por medio de una "money order" internacional, pagadero a Universidad Alberto Hurtado. Envíe toda correspondencia relativa a esta materia a: Editor, Revista de Análisis Económico, ILADES/Georgetown University, Erasmus Escala 1835, Santiago, Chile.

SUBSCRIPTIONS

The subscription rates for 2017 (Vol. 32, two issues) including air mail, are:

Individuals	12.000	35.00
Institutions	16.000	40.00
Single copy rate	6.000	20.00

Make all remittances payable to Universidad Alberto Hurtado, in United States Currency. Correspondence should be addressed to Editor, Revista de Análisis Económico, ILADES/Georgetown University, Erasmus Escala 1835, Santiago, Chile.

---

# ANALISIS ECONOMICO

---

VOLUMEN 32 - Nº 1

ISSN 0716-5927

ABRIL DE 2017

## ARTICULOS / ARTICLES

**Alicia Garcia-Herrero, Eric Girardin, Hermann González**

Analyzing the impact of monetary policy on financial markets in Chile

*Análisis del impacto de la política monetaria sobre los mercados financieros en Chile*

3

**Lourdes Marcela Espinoza Vásquez, Raúl Rubín de Celis Cedro**

Regulador no benevolente y asimetrías de información.

Aproximación con un modelo de agencia

*An agency model for non-benevolent regulation under asymmetric information*

23

**Cintya Lanchimba, Juan Pablo Díaz-Sánchez**

Efectos de los ingresos del hogar, educación de la mujer y participación laboral femenina sobre la fecundidad ecuatoriana

*The effects of the household income, female education and woman's labor market participation on ecuadorean fecundity*

47

**Gabriel Rodríguez**

Selecting between autoregressive conditional heteroskedasticity models:

An empirical application to the volatility of stock returns in Peru

*Selección de modelos de heterocedasticidad autorregresiva condicional:*

*Una aplicación a la volatilidad de los retornos bursátiles en Perú*

69

**Natalia Pecorari**

Booms de consumo e inversión: El rol del crédito a las firmas y de los hábitos en el consumo

*Investment and consumption booms: The role of credit to firms and habits in consumption*

95

---

# ECONOMIC ANALYSIS

---



## **ANALYZING THE IMPACT OF MONETARY POLICY ON FINANCIAL MARKETS IN CHILE**

### **ANÁLISIS DEL IMPACTO DE LA POLÍTICA MONETARIA SOBRE LOS MERCADOS FINANCIEROS EN CHILE**

---

**ALICIA GARCIA-HERRERO**

NATIXISand

**ERIC GIRARDIN**

Aix-Marseille University (Aix-Marseille School of Economics), CNRS, & EHESS

**HERMANN GONZALEZ\***

Banco Bilbao Vizcaya Argentaria (BBVA)

#### **Abstract**

*During the past few years, monetary policy communication has become a hot topic in as far as it seems to have become a very relevant way for central banks to guide markets, beyond actual monetary policy decisions. This paper investigates this issue empirically for the case of Chile. More specifically, using data from 2005 to 2014 and a Component GARCH model, we assess whether changes in the communication of the Central Bank of Chile generates in particular a permanent or temporary change in the volatility of interest rates, after controlling for changes in monetary policy instruments. Our results show that the volatility in interest rate futures in Chile's swap markets increases following the Central Bank's communication. However, the impact tends to be temporary instead of permanent and only statistically significant in the pre-crisis period. All in all, our results indicate a reduced relevance of Central Bank's communication for short term swap markets which may reflect that market participants have learned to anticipate changes in monetary policy communication, especially after the global financial crisis.*

**Keywords:** *Monetary policy, communication, interest rates, Chile, Central Bank.*

**JEL Classification:** *E52, E58, E43.*

---

\* Alicia Garcia Herrero (aligarciaherrero@gmail.com)  
Hermann González (hgonzalezb@bbva.com)  
Eric Girardin (eric.girardin@univ-amu.fr)

## Resumen

*Durante los últimos años la comunicación de la política monetaria se ha convertido en un tema candente en la medida que ha sido usada por los bancos centrales como una forma muy relevante de guiar a los mercados, más allá de las decisiones de política monetaria. Este trabajo investiga empíricamente el tema para el caso de Chile. Más específicamente, usando datos desde 2005 a 2014 y un modelo C-GARCH, evaluamos si los cambios en la comunicación del Banco Central de Chile generan en particular un cambio permanente o temporal en la volatilidad de las tasas de interés, después de controlar por cambios en los instrumentos de política monetaria. Nuestros resultados muestran que la volatilidad de los futuros de tasas de interés en los mercados de tasas swap de Chile aumenta siguiendo la comunicación del Banco Central. Sin embargo, el impacto tiende a ser temporal en lugar de permanente y solo estadísticamente significativo en el período precrisis. En definitiva, nuestros resultados indican una menor relevancia de la comunicación del Banco Central para los mercados de tasas swap de corto plazo, lo que puede reflejar que los participantes del mercado han aprendido a anticipar los cambios en la comunicación de la política monetaria, especialmente después de la crisis financiera global.*

Palabras clave: *Política monetaria, comunicación, tasas de interés, Chile, Banco Central.*

Classificación JEL: *E52, E58, E43.*

## 1. INTRODUCTION

In the context of inflation targeting regimes like the one which has been in place in Chile since 1991, a transparent and credible communication is a key element to ensure the effectiveness of monetary policy. Monetary policy will be considered effective whenever it is able to align the expectations reflected by market interest rates with the vision of the Central Bank about the key interest rates within the horizon of the monetary policy.

The objective of this paper is to assess empirically whether interest rate futures in Chile (swap rates) react to changes in the monetary policy rate (MPR) and, especially, to different pieces of communication released by the Central Bank of Chile (CBC). We use daily data from 2005 to 2014, quantifying communication in line with Rosa and Vega (2007) and building on a Component GARCH model (Ding and Granger, 1996; Engle and Lee, 1999) that allows us to determine whether changes in monetary policy instruments and communication generate a permanent or temporary change in the volatility of interest rate futures.

The relevant Chilean literature has mostly revolved around two aspects of monetary policy and its effects on markets. One strand of the literature has highlighted the importance of credibility and transparency of monetary policy, both in terms of

effectiveness as well as in terms of the legitimacy of the Central Bank as independent agency. The second strand of the literature aims at quantifying the impact of monetary policy surprises on market interest rates. The evidence regarding the effects of monetary policy communication on the level and volatility of short term interest rates is weak or inexistent. Our analysis corresponds to this second strand but focuses on the impact on the short end of the curve.

The effectiveness of monetary policy depends both on the credibility the Central Bank enjoys and on the transparency of its communication. Regarding the first point, Céspedes and Soto (2006) suggest that when the CBC was gaining credibility, price adjustments occurred less frequently, the weight assigned to the inflation target in the mechanism of indexation increased at the expense of past inflation, and the impact of the exchange rate on inflation faded. Furthermore, these results imply that the changes in the inflation process could have had an important impact on the conduct of monetary policy. In particular, by gaining credibility, the Central Bank was able to counter deviations in inflation from the target more vigorously without having to considerably sacrifice GDP.

De Gregorio (2008) suggested that the transparency of the conduct of monetary policy by an autonomous Central Bank is fundamental, not only for reasons of effectiveness, but also as a necessary measure of legitimacy that an independent institution in a democratic system should possess. Moreover, he states that conducting monetary policy with an inflation target of 3% projected for two years, requires permanently high levels of transparency and a clear communication of the evaluation of the economic situation and of the objectives pursued by the Central Bank. However, he indicates that transparency should be limited in order to avoid jeopardizing the achievement of price stability. Also Vergara (2014) states that Central Bank communication policies have changed over the last decades, due to the fact that central banks realized that monetary policy works better when it is open and transparent. In addition, a greater degree of transparency and openness protects them from political pressures.

With regard to the effects of monetary policy on market interest rates, the studies of Meyer (2006) and Larraín (2007) analyze the impact of unexpected monetary policy rate (MPR) changes on interest rates on medium and long term securities issued by the Central Bank. The study of Meyer focuses on the response of the Central Bank bonds denominated in pesos (BCP) and UF<sup>1</sup> (BCU) to economic announcements, including surprises in the MPR. Differing from the study of Larraín who used forward rates in order to quantify market expectations concerning the MPR, Meyer uses the Bloomberg survey. The results of his study indicate that the return on nominal instruments with a maturity of 5 years (BCP-5) rises roughly by 6.5 bp (basis points) when facing an unexpected increase of 25 bp of the MPR. The interest rates of the instruments denominated in UF with maturities of 5 and 10 years also tend to move in the same direction facing an unexpected change in the MPR. When confronted with an unexpected movement of the MPR of 25 bp, the BCU-5 and BCU-10 bills move by around 6.4 and 5.1 bp, respectively.

---

<sup>1</sup> *Unidad de Fomento*: Unit of measure linked to the inflation rate.

The study of Larraín (2007) estimates the impact of innovations of monetary policy on the nominal and real yield curve in Chile during the period from 2002 to 2007. His paper documents that a monetary policy surprise has a positive and significant impact on the nominal yield curve. An increase of 100 basis points of the MPR, in turn, increases the one-year interest rate by 35 basis points. However, this effect decreases with maturity, ending in an effect of 13 bp on the 10-year interest rate. At the same time, the observed effects of an innovation in the monetary policy on the real yield curve are minor and the expected component of the monetary policy does not have a significant impact on the yield curve.

This study contains many innovative features related to the effects of monetary policy and monetary policy communication on market rates in Chile. First, it constructs an exhaustive measure of CBC's communication covering written statements from 2005 to 2014, indicating whether the monetary authority is willing to tighten, maintain unchanged or ease monetary conditions (i.e. whether the pieces of communication are contractionary, neutral or expansionary). Importantly, our measure includes all written statements (communiqués of the monetary policy decisions, monetary policy meetings' minutes and quarterly inflation reports). This is in contrast with studies that only consider surprises in the MPR decisions and not the tone of the communication. Second, for the first time in the literature on Chile, we consider whether communication impacts volatility temporarily or permanently, thanks to the use of a component-GARCH model (a la Ding and Granger, 1996; and Engle and Lee, 1999). We are thus able to show that the impact is always only temporary and after Lehman no more statistically significant on both maturities considered (180 and 360 days). As our analysis also takes the impact on volatility into account, among other things (i.e. the monetary policy communication tone), we provide a more complete characterization of these changes than that provided by previous work (Meyer 2006 and Larraín 2007).

We show that in general swap rates increase (decrease) following a rise (fall) in the reference rate. Moreover, the volatility in swap rates rises (decreases) after the release of a piece of "contractionary" ("expansionary") communication by the CBC, although the effect is only temporary and no more statistically significant in the post crisis period. Our analysis also reveals that the impact of monetary policy changed significantly after the 2008 crisis. The effects of changes in MPR on the changes in swap rates increased and at the same time the communication process became less noisy (i.e. the impact on the level and volatility of swap rates became smaller).

The paper is structured as follows. Section 2 presents the methodology as well as the data compilation, with particular attention to the construction of our measure of CBC communication, including the CBC documents it builds on. Section 3 provides our empirical results and interpretations, including some robustness analysis. Finally, Section 4 draws some conclusions.

## **2. DATA AND METHODOLOGY**

### **2.1. Data**

In the context of the inflation targeting scheme which has been in place since 1991, the CBC has taken relevant steps towards a clearer communication about the



economic scenario and the monetary policy decisions. The Central Bank Board is in charge of setting the monetary policy and defining the reference interest rate (MPR). The Board meets to determine the MPR once a month. On the eve of the meeting, background material prepared by the staff is posted on the Central Bank's web site; the day of the meeting a communiqué is published at 6 PM; the next day, the graphs and tables used in the monetary policy discussion are also posted on the Central Bank's web site and finally, two weeks after the meeting, the minutes are made public.

The main information vehicle used to communicate the Central Bank macroeconomic forecasts and monetary policy assumptions is the quarterly Monetary Policy Report (IPoM). Additionally, there are other publications employed by the Central Bank's Board in order to announce its vision of the current developments of the economy and the perspectives of inflation; these are the communiqués and minutes of the monthly monetary policy meetings, the presentations and speeches of the Board members and the interviews conducted by various press agencies. Moreover, all public information is published on the webpage of the Central Bank. With the purpose to act as independently as possible during the monetary policy meetings and minimize the risk to produce disruptions in the financial markets, the Board of the Central Bank has imposed a period of silence on itself covering the days before meetings and the release of the IPoM.

For the purpose of constructing a measure of CBC communication we take into account three pieces of communication as financial markets are potentially impacted by each one of them. These are the quarterly inflation reports, the monthly communiqués and the minutes of the monetary policy meetings. Therefore, we include in our sample the 118 communiqués, the 118 minutes and the 35 inflation reports released from January 11<sup>th</sup> 2005 to October 16<sup>th</sup> 2014.

We follow Rosa and Vega (2007) and codify the available CBC communication to get an index ranging from  $-2$  to  $+2$ , i.e. indicating whether there is a very clear intention to loosen monetary policy ahead ("very expansionary" tone:  $-2$ ), just some intention to loosen monetary policy ("expansionary" tone:  $-1$ ), the intention to maintain monetary conditions unchanged ("neutral" tone:  $0$ ), some intention to tighten monetary policy ("contractionary" tone:  $+1$ ) or a very clear intention to tighten monetary policy ahead ("very contractionary" tone:  $+2$ ).

Table 1 presents some examples of pieces of communication released by the CBC, together with the code attached to it, and Figure 1 displays a time series of the communication index used in our estimations.

### *Financial markets: futures interest rates*

Different from the scarce existing literature about monetary policy's impact on long term interest rates, we focus on the effect on 180- and 360-day swaps rates (SPC). Movements in those rates are plotted in Figure 2. The swaps rates market has grown substantially since 2002, so the information obtained from SPC is increasingly representative of market expectations.

In Chile swaps rates operations in national currency are made in Chilean pesos and in UF and the data is available at the CBC web page. Users of SPC are the major banks that operate in the local market, which employ those instruments to make risk

**TABLE 1**  
**EXAMPLES OF BC COMMUNICATION AND ATTACHED CODE**

Code	Meaning	Example of communication	Excerpts
2	Very contractionary	Minutes (August 29, 2008)	The most credible and prudent decision was to maintain the rhythm of strong MPR hikes; the process of monetary adjustment has not been concluded and the most probable scenario was that the MPR would need to be revised to a higher level in the upcoming months.
1	Contractionary	Communiqué (April 12, 2011)	It will be necessary to continue on with the reduction of the monetary stimulus in the coming months.
0	Neutral	Minutes (October 3, 2014)	The MPR was situated at a perfectly reasonable level, moreover it is important to concretize that this cycle of decreases have been concluded.
-1	Expansionary	Communiqué (April 17, 2014)	The possibility to introduce additional MPR cuts in accordance with the development of relevant internal and external macroeconomic decisions will be evaluated.
-2	Very expansionary	Minutes (February 5, 2009)	A strong reduction of the MPR should be followed up by further strong reductions since this cut is just a part of the total reduction required and therefore one should expect significant movements in the next months.

**FIGURE 1**  
**CBC COMMUNICATION INDEX**  
 (Ranging from -2 to +2 from Jan 11<sup>th</sup> 2005 to October 16<sup>th</sup> 2014)

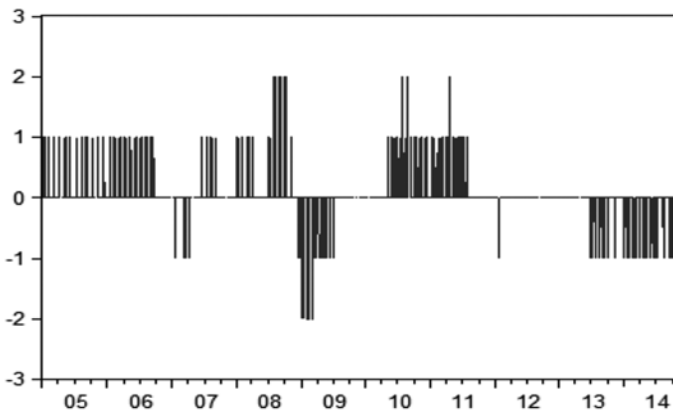
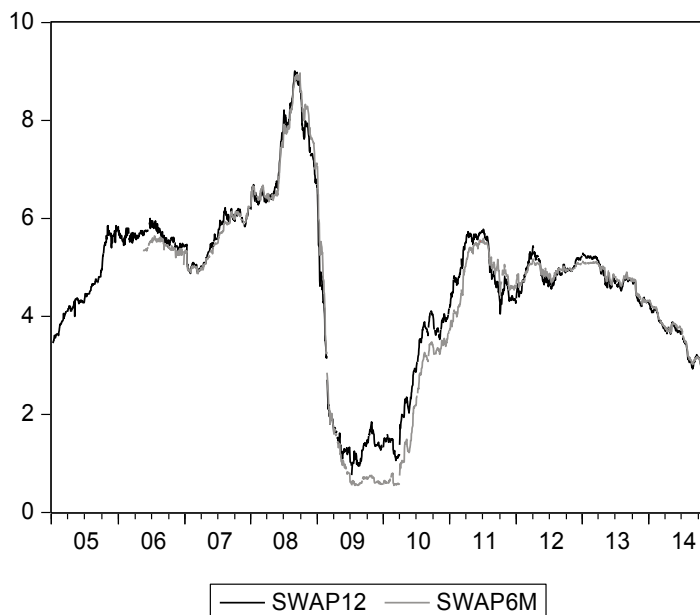


FIGURE 2

“SWAP PRE X DI” FIXED-RATE SWAPS RATES, 180 AND 360 DAYS (%)



Source: Bloomberg.

coverage operations and speculate. Also some foreign institutions, like banks and hedge funds, primarily from the US, operate SPC with national banks. The main maturities traded, both in pesos and in UF, are six months, one year, and two years.

We focus the analysis in 180 and 360 day swaps rates, because it is of our interest to study the effects of monetary policy decisions and communication on short term interest rates. Following the work made by Garcia-Herrero, Girardin and Dos Santos (2015) for Brazil, the short term market is better represented by maturities until one year. Another reason is that in the case of Chile the two-year swap market tends to be less liquid than the 180 and 360 day ones.

#### *Monetary Policy Rate and other macroeconomic variables*

The change in SPC rates<sup>2</sup>, our financial variables of interest, will be the independent variables in our econometric exercises. In addition to our CBC communication index,

<sup>2</sup> Descriptive statistics are presented in Appendix 1.

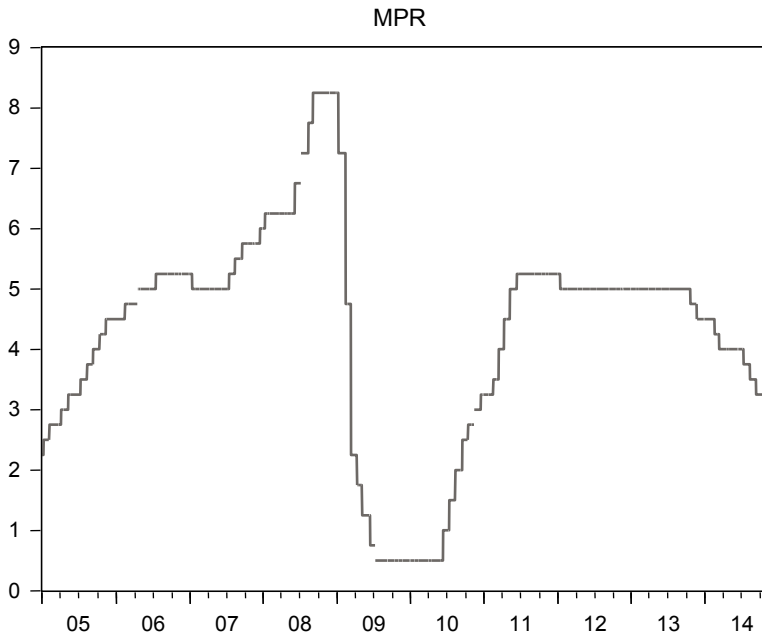
which is our main explanatory variable, we will include, as controls, the change in monetary policy rate (MPR) set by the CBC Board during its monetary policy meetings (see Figure 3), the change in global risk aversion proxied by the VIX, and the change in US dollar interest rate swap rate to control for changes in the US monetary policy stance (see the sub-section on methodology below for more details).

## 2.2. Methodology

To evaluate the impact of CBC communication on Chile's interest rate futures, we adopt an encompassing approach in the spirit of Ehrmann and Fratzscher (2007), using joint estimates of the mean and the volatility of interest rate futures. Regarding the first, we analyze empirically whether swap markets understand CBC's words. Following Ehrmann and Fratzscher (2007), we examine whether speeches and written statements move mean interest rate changes in the intended direction, i.e. as indicated by our CBC communication index. With respect to the volatility, we follow Kohn and Sack (2004), Connolly and Kohler (2004) and Reeves and Sawicki (2007). In

FIGURE 3

MONETARY POLICY INTEREST RATE SET BY THE MPC (%)



Source: Central Bank of Chile.

principle, the most logical hypothesis is that the volatility of asset returns should be higher on days of Central Bank communication, everything else equal, because such signals contain news. However, a reduction in volatility could also be a response to central-bank communication in as far as the situation prior to such news was very uncertain, in such a way that it helps calm down the market (Geraats, 2002).

The model is, thus, composed of two different parts. On the one hand, equation (1) analyses how Central Bank's communication affects the mean interest rates. On the other hand, equations (2) and (3) specify the volatility of the change in the swap rate and how Central Bank communication may affect it. To that end, it uses a conditional volatility model, namely a component-GARCH model (to be explained below), as suggested by Garcia-Herrero, Girardin and dos Santos (2015) for the study of the effects of monetary policy communication.

We make the change in futures interest rate (*SWP* in our notation below) depend on the Central Bank's communication variable (*COM*), as well as on other relevant controls. In the volatility part of the analysis, the absolute value of the communication variable (*ACOM*) replaces the *CBC* communication variable. Such communication variables enter the equations at time  $t$ . The control variables include, most importantly, the change in the stance of monetary policy, i.e. the observed daily change in the policy rate ( $\Delta PR$ ), or the surprise component in that change (Realized minus expected). Finally, we control for the well-known global risk aversion, proxied by the *VIX* in first difference (since the level of this variable is non stationary), as well as the (one-year) US dollar interest rate swap rate, to control for changes in the US monetary policy stance.

It is important to determine whether communication has persistent or temporary effects, i.e. whether it impacts long-run or short-run volatility. We employ the component-GARCH(*C-GARCH*) model of Engle and Lee (1999) and Ding and Granger (1996) in order to be able to do precisely this. The encompassing model is a *C-GARCH* model for the swap interest rate of maturity  $j$  as follows, with mean equation (1) and volatility equations (2) and (3):

$$\Delta SWP_{jt} = a_1 + \sum_{k=1}^n a_{2k} \Delta SWP_{jt-k} + a_3 COM_t + a_4 (\Delta PR)_t + a_5 \Delta VIX_t + a_6 \Delta USSWAP + (h_t)^{1/2} v_t \quad (1)$$

$$(q_t) = \omega + \rho (q_{t-1} - \omega) + \phi [(\varepsilon_{t-1})^2 - h_{t-1}] + \lambda ACOM_t \quad (2)$$

$$(h_t - q_t) = \alpha [(\varepsilon_{t-1})^2 - q_{t-1}] + \beta [h_{t-1} - q_{t-1}] + \mu ACOM_t \quad (3)$$

The time-varying variance of the change<sup>3</sup> in the swap rate is noted as  $h_t$ , and  $\varepsilon_t$  is a unit-variance, serially uncorrelated, zero mean, i.i.d. error term. In addition,  $q$

---

<sup>3</sup> We model the first difference in the swap rates in light of the presence of a unit-root in their level as reported in Appendix 1.

represents the long run component of volatility, which converges to the long-run time-invariant volatility level  $\omega$  according to the magnitude of  $\rho$ . Equation (3) specifies the short-run dynamics, in which volatility moves around this long-run time-varying mean. Accordingly, the deviation of the current conditional variance from the long-run variance at time  $t$  is affected by the deviation of the previous error from such long-run variance and the previous deviation of the conditional variance from the long-run variance  $q$ . It is noteworthy that the short run component can be either positive or negative, since volatility fluctuates around the long run component. Due to non-normality in the residuals we use the Student-t distribution.

We estimate restricted versions of this model in two separated steps. On the one hand, we examine whether markets understand the CBC by excluding the absolute value of the communication variable (ACOM) from the conditional variance equation ( $\mu = \lambda = 0$  in equations (2) and (3)). On the other hand, we test whether the volatility of interest rates reacts to the CBC words, by excluding the communication variable from the mean equation ( $a_3 = 0$  in equation (1)). On the basis of the likelihood, we test whether communication influences rather the long run ( $\lambda$  different from zero) or the short run ( $\mu$  different from zero) component of volatility.

### 3. EFFECTS OF CBC COMMUNICATION ON INTEREST RATE SWAP MARKETS

In this section we show the results of our estimations that measure the effects of the MPR and, more importantly given this paper's objectives, the impact of communication on the volatility and the mean of swap rates changes.

We focus our analysis on two periods, the first from May 2006 until September 2008, the "pre-crisis period", and the second, from February 2009 until November 2014, the "post-crisis period". The division of the sample in two sub-periods is in line with the general perception and the evidence already presented by the literature that the global financial crisis structurally changed, among many other things, the management and the impact of monetary policy.

#### 3.1. Do changes in the MPR impacts changes in SPC rates?

From the estimation of equation (1), leaving parameter  $a_3$  free (but constraining  $\lambda = \mu = 0$ ), we are able to get an estimate for the parameter  $a_4$ , which measures the impact of changes in the traditional monetary policy instrument, i.e. the MPR, on swap rates. The Table 2 shows that, only in the post-crisis period, this effect of monetary policy is positive and significant for both maturities considered. This means that increases (decreases) in the MPR have been driving swap rates up (down), as expected, but only since 2009. In the pre-crisis period, the impact of changes in the MPR on swap rates was not statistically significant for the 180-day maturity and only marginally significant for 360 days.

**TABLE 2**  
EFFECT OF CHANGES IN MONETARY POLICY RATE ON DAILY  
CHANGES IN SWAP RATES

Swap rate changes (maturity)	Pre-crisis: May 24, 2006 – September 12, 2008	Post-crisis: February 2, 2009 – November 3, 2014
180 days	0.016	0.034***
360 days	-0.07*	0.040**

Interest rate swap rate: Daily close minus previous day close. Component-GARCH estimation with Student-t Distribution. This corresponds to the estimation of equation (1) jointly with (2) and (3) with  $\lambda = \mu = 0$ . The coefficients of control variables are reported in Appendix 2 Table 2.1. \*\*\* significant at the 1% (\*\* 5%; \* 10%) on the basis of the Z-statistics.

### 3.2. Does CBC communication impact changes of interest rate futures?

From the estimation of equation (1) we also obtain an evaluation of the impact of the variable constructed to summarize the directional intent and intensity of communication on swap rates. We find that in the pre-crisis period the swap rates react to the communication by the CBC in the intended direction, i.e. they increase (decrease) following contractionary (expansionary) pieces of communication. Nonetheless, in the post-crisis period this impact is no more significant.

That is, combining the results so far, we see that, in the post-crisis period, monetary policy decisions, measured by their impact on swap rates, have gained prominence over the communication itself.

**TABLE 3**  
EFFECT OF CBC COMMUNICATION ON DAILY CHANGES  
IN SWAP RATES

Swap rate changes (maturity)	Pre-crisis: May 24, 2005 – September 12, 2008	Post-crisis: February 2, 2009 – November 3, 2014
180 days	0.020***	-0.0015
360 days	0.034***	-0.0027

Daily close minus previous-day close. The COM dummy for communication has a FIVE-pronged classification as very expansionary (-2), expansionary (-1), neutral (0), contractionary (+1), and very contractionary (+2). Component-GARCH estimation with Student-t Distribution. This corresponds to the estimation of equation (1) jointly with (2) and (3) with  $\lambda = \mu = 0$ . The coefficients of control variables are reported in Appendix 2 Table A.2.1. \*\*\* significant at the 1% (\*\* 5%; \* 10%) on the basis of the Z-statistics.

### 3.3. Does CBC communication impact the volatility of interest rate futures?

Leaving  $\lambda$  or  $\mu$  free in equations (2) and (3), but constraining  $a_3$  to zero in equation (1), we test the hypothesis that volatility of swap rates moves in a statistically significant way right after the release of CBC communication.

As far as the expected sign is concerned, existing literature has long preferred to rationalize increases in volatility in response to communication as a confirmation that markets listen to Central Bank's communication. The underlying justification was that messages from central bankers convey new information and that the latter tends to move markets.

Another view would rather interpret a fall in volatility as an indication that Central Bank communication is able to calm markets. The explanation of the latter phenomenon, suggested by Geraats (2002), relies on the presence of a degree of uncertainty before the Central Bank speaks and also the clarity of its speech. In her view, central banks may as well confuse markets (increasing volatility) as clarify the situation (reducing it). The novelty of our analysis consists in ascertaining whether such an impact on volatility is transitory or persistent.

Results in Table 4 indicate that, for both maturities, the volatility in swap markets increases following the release of CBC communication, indicating that the CBC words convey information that markets perceive as relevant. This is in line with Fleming and Remolona (1999) and Ehrmann and Fratzscher (2007). However, also in this case, the impact of the CBC communication on financial markets' volatility is only statistically significant in the pre-crisis period, confirming the finding that in the post-crisis period the CBC communication became less noisy.

In addition, the component-GARCH model enables us to observe that before and after the crisis the impact of communication on the variance of swap rate changes was temporary in both cases (i.e. on the 180 and the 360-days maturities) since we never found any significant effect on long run volatility (i.e. the coefficient  $\lambda$  is always insignificant in equation (2)).

TABLE 4

EFFECT OF CBC COMMUNICATION ON VOLATILITY OF CHANGES IN SWAP RATES

Swap rate maturity	Pre-crisis: May 24, 2005 – September 12, 2008	Post-crisis: February 2, 2009 – November 3, 2014
180 days	T0.0021**	T0.00053
360 days	T0.0061**	T0.0002

This corresponds to the coefficient of ACOM in equation (3) for the temporary (T) component, estimated jointly with equations (1) and (2). We report the coefficients of control variables in Appendix 2, Table A.2.2.1. The table presents the coefficient of the absolute value of the dummy for coded statements. The ACOM dummy takes a value of one when a statement occurs and zero when there is none. Component-GARCH estimation with Student-t Distribution. \*\*\* significant at the 1% (\*\*5; \* 10%) on the basis of the Z-statistics. In each cell in this table, T stands for temporary effects. (a) P-value: 0.14.



### 3.4. Robustness analysis

One could argue that we should focus on the impact of a surprise change in the MPR rather than in the actual change in interest rates. Accordingly, we re-estimate our mean model<sup>4</sup> substituting the observed change in the MPR for the unexpected change of the policy rate in equation (1). As shown in Table 5, by considering surprise changes in MPR rate we confirm that the impact of deeds was statistically significant only in the post-crisis period. In quantitative terms the effect of surprise changes in MPR on swap rates is greater than that of the effective changes in MPR; up to two or three times greater, depending on the maturity of the swap rate considered. Such a difference in magnitude is logical in as much as expected policy changes should already have been taken into account by forward-looking markets.

TABLE 5  
EFFECT OF SURPRISE CHANGES IN MONETARY POLICY RATE  
ON DAILY CHANGES IN SWAP RATES

Swap rate changes (maturity)	Pre-crisis: May 24, 2005 – September 12, 2008	Post-crisis: February 2, 2009 – November 3, 2014
180 days	-0.011	0.040
360 days	-0.035	0.109***

The Surprise variable is observed minus expected MPR rate in equation (1). Component-GARCH estimation with Student-t Distribution. This corresponds to the estimation of equation (1) jointly with (2) and (3). \*\*\* significant at the 1% (\*\* 5%; \* 10%) on the basis of the Z-statistics.

Controlling for surprise MPR changes, the impact of communication on the level of swap rates (Table 6) is similar to that displayed previously in Table 3. This implies that, in line with the results found in other studies for the US and Brazil, especially for the short maturities (180 days), it is the unexpected part of changes in the policy rates which is driving the effects on swap rates (in the pre-crisis period), while the predicted part has hardly any impact.

<sup>4</sup> In the Appendix we do not report the full detailed results since they are similar for most variables to those reported for the estimation with the observed policy rate in Table A.2.1 in Appendix 2.

TABLE 6

EFFECT OF CBC COMMUNICATION ON DAILY CHANGES IN SWAP RATES,  
WITH SURPRISE MONETARY POLICY RATE CHANGES

Swap rate changes (maturity)	Pre-crisis: May 24, 2005 – September 12, 2008	Post-crisis: February 2, 2009 – November 3, 2014
180 days	0.021***	0.0016
360 days	0.029***	0.0022

Daily close minus previous day close. The COM dummy for communication has a FIVE-pronged classification as very expansionary (-2), expansionary (-1), neutral (0), contractionary (+1), and very contractionary (+2). Component-GARCH estimation with Student-t Distribution. This corresponds to the estimation of equation (1) jointly with (2) and (3). \*\*\*significant at the 1% (\*\* 5%; \* 10%) on the basis of the Z-statistics.

#### 4. CONCLUSIONS

This paper provides evidence on the ability of the Central Bank of Chile to affect the market interest rate futures and, in particular, the swap rate markets. We differentiate between deeds, i.e. changes in the Monetary Policy Rate, and words, i.e. written statements. For the latter, we collect information on speeches and summaries of Chile's Monetary Policy Committee, using data collected from 2005 until 2014. We, then, analyze separately the effects on the mean changes and on the short- or long-run volatility of the swap rates.

Our results show that from May 2005 to September 2008 –the pre-crisis period-, swap rates reacted mainly to words: they increased (decreased) following a contractionary (expansionary) piece of communication. In that period, the reaction of swap rates to deeds (i.e. to changes in the official rate) was not statistically significant.

This study also shows that after the global financial crisis, the response of swap rates to deeds and words changed in a substantial way. In the years after 2008, increases (decreases) in the MPR drove the swap rate up (down), as expected. In fact, monetary policy decisions, measured by their impact on swap rates, have gained prominence over the communication itself.

In addition to the results for changes in market rates (i.e. on the mean of interest rates) CBC communication impacts the volatility of swap markets and this impact is positive, which means that the CBC conveys information that markets perceive as relevant. However this impact is always temporary and is significant only in the pre-crisis period, confirming the finding that, in the post-crisis period, the CBC communication became less noisy.

Therefore in the case of Chile, evidence shows that, in the post crisis period, the swap market has reacted less than pre-crisis to the CBC communication, both in

terms of the mean changes and the volatility of the rates, which probably reflects a more neutral or less noisy monetary policy communication. This trend is different from what has been observed in developed economies, where words have become more relevant. However in Chile the decreased importance of communication in the post-crisis period may reflect the fact that market participants have learned to understand the economic situation and its implication for monetary policy decisions, making them able to anticipate the changes in CBC communication. This anticipation is reflected in changes in the swap rates prior to the monetary policy announcement and almost no change in swap rates once the CBC statement is made available to the public. To provide support to this hypothesis would require incorporating surprises in CBC communication, which could be explored in future work.

**APPENDIX 1****DESCRIPTIVE STATISTICS AND UNIT-ROOT TESTS**

TABLE A1

## DESCRIPTIVE STATISTICS ON SWAP RATE CHANGES

Swap rate change (maturity)	May 24, 2005 – September 12, 2008	February 2, 2009 – November 3, 2014
<b>180 days</b>		
Mean	0.006	-0.001
Std. dev	0.049	0.046
Skewness	-0.087	-1.34
Kurtosis	9.77	25.5
<b>360 days</b>		
Mean	0.057	-0.0009
Std. dev	0.059	0.052
Skewness	-0.303	-0.793
Kurtosis	6.91	12.64

TABLE A2

## UNIT-ROOT TESTS

Elliott-Rottenberg-Stock DF-GLS Test stat	May 24, 2005 – September 12, 2008	February 2, 2009 – November 3, 2014
<b>Swap rate (maturity)</b>		
180	82.05	87.3
360	49.65	38.7
<b>Swap rate change (maturity)</b>		
180	0.37	0.72
360	0.11	0.64

With constant and trend. Null hypothesis: series has a unit root (Elliott, Rothenberg and Stock, 1996). DF-GLS statistics critical values are: -3.48 (1%), -2.89 (5%), -2.57 (10%).

## APPENDIX 2

## DETAILED ESTIMATION RESULTS

## A. Effect of communication on mean

TABLE A.2.1

SWAP RATE CHANGE WITH OBSERVED CHANGE IN MPR (AND COM IN MEAN EQUATION)

	May 24, 2005 – September 12, 2008	February 2, 2009 – November 3, 2014	May 24, 2005 – September 12, 2008	February 2, 2009 – November 3, 2014
Mean	180D	180D	360D	360D
Cst	0.0022**	-0.0001	0.0031	-0.0007
$\Sigma AR$ (1 to $n$ )	0.020 (4)	0.16** (3)	0.187 (5)	0.223** (5)
$(\Delta R)$	0.016	0.034***	-0.070*	0.040**
<i>Com</i>	0.020***	-0.0015	0.034***	-0.0027
$\Delta VIX$	0.00013	0.0018***	0.0017	-0.0042***
$\Delta US_{swap}$	0.066***	-0.0033	0.040	-0.059
<i>Dum011207</i>	-0.31***		-0.393	
<i>Dum122606</i>	-0.34***			
<i>Dum122706</i>	0.22***			
Variance				
$c$	0.002	0.025	0.0089	0.0025**
$\rho$	0.988***	0.998***	0.99***	0.99***
$\phi$	0.075	0.091	0.052	0.051***
$\alpha$	0.132*	0.080	0.131	0.155*****
$\beta$	0.562**	0.629	-0.14	-0.048
GED				1.14***
T-distribution. <i>DOF</i>	3.01***	2.84***	4.61***	
<i>Adj R2</i>	0.138	0.048	0.087	0.064
<i>AR(10)</i>	12.8 [0.23]	8.70 [0.56]	8.60 [0.57]	13.7 [0.18]
ARCH	0.19 [0.66]	0.39 [0.53]	0.35 [0.55]	0.33 [0.56]
Log Likelihood	1077.9	2911.2	651.3	2501.4
AIC	-3.72	-4.07	-3.03	-3.48
BIC	-3.58	-4.01	-2.86	-3.43

Interest rate 180 and 360 day swap rates: Daily close minus previous day close. The observed policy rate (MPR) is included in the mean equation. C-GARCH estimation with Student-t Distribution. This corresponds to the estimation of equation (1) jointly with (2) and (3). Parameters  $\mu$  and  $\lambda$  are constrained to zero. \*\*\* Z-statistic, significant at 1% level (\*\* 5%; \* 10%). [P-value].

## B. Effect of communication on volatility

TABLE A.2.2

SWAP RATE CHANGE WITH OBSERVED CHANGE IN MPR  
(AND ACOM IN VARIANCE EQUATION)

	May 24, 2005 – September 12, 2008	February 2, 2009 – November 3, 2014	May 24, 2005 – September 12, 2008	February 2, 2009 – November 3, 2014
<b>Mean</b>	<b>180D</b>	<b>180D</b>	<b>360D</b>	<b>360D</b>
Cst	0.0024***	-6.85 E-05	0.0045**	-0.0011
$\Sigma AR$ (1 to $n$ ) ( $\Delta R$ )	0.027 (4)	0.153** (3)	0.092 (3)	0.212** (3)
$\Delta VIX$	0.0024	-0.0017***	0.0018	-0.0041***
$\Delta US_{swap}$	0.055**	-0.0042	0.031	-0.07
$Dum_{07-08/07/08}$			-0.158*	
$Dum_{011207}$	-0.28***			
$Dum_{122606}$	-0.259			
$Dum_{122706}$	0.204			
<b>Variance</b>				
$c$	0.0035	0.024	0.061	0.0022*
$\rho$	0.98***	0.99***	0.99***	0.99***
$\phi$	0.089*	0.095***	0.089***	0.024*
$\alpha$	0.142**	0.098**	0.066	0.039
$\beta$	0.465***	0.482**	0.317	0.866***
$\mu$	0.0021**	0.0005	0.006**	0.0002
T-distribut. $DOF$	2.96***	2.86***	3.34***	4.17***
Adj R2	0.139	0.048	0.024	0.067
$AR(10)$	12.4 [0.26]	8.71 [0.56]	3.45 [0.96]	12.9 [0.23]
ARCH	0.61 [0.43]	0.46 [0.49]	0.21 [0.64]	1.38 [0.24]
Log Likelihood	1080.3	2912.8	636.07	2501.5
AIC	-3.73	-4.07	-2.96	-3.49
BIC	-3.60	-4.02	-2.82	-3.43

Interest rate 180 and 360 day swap rates: Daily close minus previous day close. C-GARCH estimation with Student-t distribution. This corresponds to equation (1), estimated together with equation (2), and (3) where  $a_3$  and  $\lambda$  are constrained to zero.\*\*\* Z-statistic significant at 1% level (\*\* 5%; \* 10%). [P-value].

## REFERENCES

- CESPEDES, L.F., and C. SOTO (2006). "Régimen de Metas de Inflación y Credibilidad de la Política Monetaria en Chile", *Revista Economía Chilena* 9 (3), Banco Central de Chile, December.
- CONNOLLY, E. and M. KOHLER (2004). "News and Interest Rate Expectations: A Study of Six Central Banks" in *The Future of Inflation Targeting*, eds. C. Kent and S. Guttman. Sydney: Reserve Bank of Australia, pp. 108-134.
- DE GREGORIO, J. (2008). "Transparencia y Comunicaciones en la Banca Central Moderna", *Documentos de Política Económica* 25, Banco Central de Chile, July.
- DING, Z. and C.W.J. GRANGER (1996). "Modelling Volatility Persistence of Speculative Returns: A New Approach", *Journal of Econometrics* 73, pp. 185-215.
- EHRMANN, M. and M. FRATZSCHER (2007). "Communication by Central Bank Committee Members: Different Strategies, Same Effectiveness?", *Journal of Money, Credit, and Banking* 39 (2-3), pp. 509-541.
- ELLIOTT, C., T.J. ROTHENBERG and J.H. STOCK (1996). "Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root", *Econometrica* 64, pp. 813-836.
- ENGLE, R.F. and G.G.J. LEE (1999). "A Long-Run and Short-Run Component Model of Stock Return Volatility" in *Cointegration, Causality, and Forecasting*, ed. by Engle, and White. Oxford University Press.
- FLEMING, J.M. and E.M. REMOLONA (1999). "Price Formation and Liquidity in the U.S Treasury Market: The Response to Public Information", *Journal of Finance* 54 (5), pp. 1901-1915.
- GARCIA-HERRERO, A., E. GIRARDIN and E. DOS SANTOS (2015). "Follow what I do, and also what I say: monetary policy impact on Brazil's financial markets", BBVA, Economic research department, Working Paper, 15/12, April.
- GERAATS, P. (2002). "Central Bank Transparency", *Economic Journal* 112, pp. 532-565.
- KOHN, D.L. and B. SACK (2004). "Central Bank Talk: Does it Matter and Why?" in *Macroeconomics, Monetary Policy, and Financial Stability*, Ottawa: Bank of Canada, pp. 175-206.
- LARRAIN, M. (2007). "Sorpresas de Política Monetaria y la Curva de Rendimiento en Chile", *Revista Economía Chilena* 10 (1), Banco Central de Chile, April.
- MEYER de P, J. (2006). "Impacto de las Sorpresas Económicas en el Rendimiento de los Bonos del Banco Central de Chile", *Revista Economía Chilena* 9 (2), Banco Central de Chile, August.
- REEVES, R. and M. SAWICKI (2007). "Do Financial Markets React to Bank of England Communication?", *European Journal of Political Economy* 23 (1), pp. 207-227.
- ROSA, C. and G. VEGA (2007). "On the Consistency and Effectiveness of Central Bank Communication: Evidence from the ECB", *European Journal of Political Economy* 23 (1), pp. 146-175.
- VERGARA, R. (2014). "Estrategias de Comunicación y Efectividad de la Política Monetaria", *Documentos de Política Económica* 50, Banco Central de Chile, June.





# REGULADOR NO BENEVOLENTE Y ASIMETRIAS DE INFORMACION. APROXIMACION CON UN MODELO DE AGENCIA

## AN AGENCY MODEL FOR NON-BENEVOLENT REGULATION UNDER ASYMMETRIC INFORMATION

---

LOURDES MARCELA ESPINOZA VASQUEZ\*

Universidad Católica Boliviana

RAUL RUBIN DE CELIS CEDRO\*\*

Universidad Católica Boliviana

### Abstract

*This document presents a theoretical model of a non-benevolent regulator and cost heterogeneous operators where the objective function to be maximized, besides considering consumers' and producers' surpluses, includes rent seeking from at least one of the operators that directly benefits the regulator. Under these conditions, the resulting regulatory contract complies with individual rationality and incentive compatibility; however, it introduces distortions that affect the most efficient operators resulting in costs to society as a whole. The main results from this model point towards the need to evaluate the relevance of maintaining regulation under such settings.*

Keywords: *Benevolent regulator, optimal prices, information asymmetries, incentive compatibility, participation constraint.*

JEL Classification: *L51, D8, D86.*

### Resumen

*El documento presenta un modelo teórico de un regulador no benevolente con agentes de diferente tipo, donde la función objetivo a maximizar, además*

---

\* Dra. en Economía, Profesora de la carrera de Economía. Email: lespinozav@ucb.edu.bo.

\*\* Magíster en Economía, Profesor de la carrera de Economía. Email: r.rubindecelis@acad.ucb.edu.bo.

*de considerar el excedente del consumidor y del productor, incluye la extracción de rentas a alguno de los operadores que favorecen directamente al regulador. Se concluye que el contrato regulatorio resultante cumple con racionalidad individual y compatibilidad de incentivos, sin embargo, se introducen distorsiones que afectan a las empresas más eficientes generando costos para la sociedad en su conjunto. Los resultados sugieren la necesidad de evaluar la pertinencia de mantener la regulación bajo el esquema regulatorio planteado.*

Palabras clave: *Regulador benevolente, tarifas óptimas, asimetrías de información, compatibilidad de incentivos, restricción de participación.*

Clasificación JEL: *L51, D82, D86.*

## 1. INTRODUCCION

Bajo un enfoque de la “Teoría del Interés Público”<sup>1</sup> (Pigou (1932) y Bonbright (1961)), un regulador buscará maximizar el nivel de bienestar de la sociedad, al enfrentar una falla de mercado traducida en la presencia de un monopolio; esta maximización se logrará mediante la fijación de una tarifa óptima compatible con la asignación eficiente de recursos. Lo anterior supone que el regulador es “benevolente”<sup>2</sup> y que bajo un escenario de información simétrica, entre regulador y firma, se establece un contrato regulatorio óptimo en materia tarifaria.

Si bien el escenario de regulador benevolente sin asimetrías de información se convierte en un modelo básico para encontrar resultados óptimos, en cuanto a eficiencia asignativa y máximo bienestar, la evidencia empírica muestra que la regulación económica se caracteriza por la presencia de asimetrías de información entre regulado y regulador. Estas asimetrías pueden reflejarse por la presencia de selección adversa (información oculta) o riesgo moral (acción oculta), que llevan a un regulador a diseñar mecanismos que, plasmados en un contrato regulatorio (menú de tarifas), incentiven a la firma a revelar su verdadera información además de alinear su conducta con la de un regulador maximizador del bienestar social.

La inclusión dentro de la teoría regulatoria de escenarios que contemplan asimetrías de información dio lugar a una nueva línea de estudio denominada “Regulación por Incentivos” (Laffont y Tirole (1999) y Armstrong y Sappington (2005)), que tiene un fundamento en el diseño de mecanismos orientados a corregir

---

<sup>1</sup> La teoría del interés público sostiene que la regulación surge en respuesta a la demanda de la sociedad por corregir ineficiencias del mercado y asume que la regulación beneficia a la sociedad en su conjunto buscando maximizar el bienestar de los consumidores y productores. Los promotores de esta línea defienden el reemplazo de la competencia por la participación estatal, fijando ya sea precios o bien controlando las condiciones de calidad y condiciones de servicio.

<sup>2</sup> Bajo el enfoque de la Economía del Bienestar, un regulador benevolente es aquel que propicia los intereses de la sociedad y no los suyos, por tanto, posee como función objetivo la maximización del bienestar.

o minimizar los problemas que surgen de la asimetría de información en mercados regulados. En materia regulatoria, la presencia de riesgo moral implica que variables endógenas (como el esfuerzo por reducir costos) no son observadas por el regulador ni siquiera por medio de auditorías regulatorias, mientras que con selección adversa es la firma la que posee mayor información respecto de variables exógenas (como la tecnología o más propiamente la función de costos). Considerando esos aspectos, la regulación es aproximada como un problema de agencia (Ross, 1973), donde el regulador (principal) busca maximizar el nivel de bienestar de la sociedad y el regulado (agente) tiene los incentivos correctos para trabajar con el mayor esfuerzo y revelar su tecnología<sup>3</sup>. Además de las restricciones informacionales que enfrenta el regulador al momento de establecer un contrato regulatorio, este modelo supone que se diseña correctamente el mecanismo con el que se maximiza la función de bienestar social, sujeta a las restricciones de racionalidad individual y compatibilidad de incentivos, encontrando resultados donde, aun con la presencia de asimetrías de información, el contrato regulatorio es óptimo.

Por su parte la “Teoría del Interés Privado” (Stigler, 1971; Posner, 1974 y Peltzman, 1976) sostiene que, desde el momento en que el regulador no tiene suficiente información para realizar su labor, enfrenta la posibilidad de que diferentes agentes en el proceso regulatorio (consumidores o firmas) traten de capturarlo para que maximice su propio interés. Debido a ese escenario la regulación beneficiaría a grupos de interés que capturan al regulador y que se encuentran favorecidos y protegidos por los reguladores<sup>4</sup>. Se asume que los agentes con mayor capacidad para realizar la captura del regulador son las firmas, tanto por la relación directa que tienen con los reguladores así como por la capacidad de pago que poseen.

Si bien los modelos teóricos desarrollados hasta el momento contemplan diversas situaciones en el proceso regulatorio enfocados en la presencia de asimetrías de información y el hecho de que el regulador sea o no benevolente, un aspecto no abordado por la teoría económica es aquella de un regulador no benevolente que ante la presencia de agentes heterogéneos en costos desea extraer rentas de alguno de los operadores regulados para su propio beneficio. Esta extracción de rentas puede ser interpretada como una situación en la que el regulador no cumple una característica esencial para su funcionamiento, tal cual es la “independencia” en la toma de sus decisiones respondiendo a intereses del hacedor de política, o bien posee algún sesgo por alguno de los operadores en función al tipo de propiedad (público o privado) que este puede presentar (Vickers y Yarrow, 1988), o finalmente por la presencia de corrupción, que según Laffont (2005) se encuentra presente fundamentalmente en economías en vías de desarrollo.

---

<sup>3</sup> Dentro del estudio de la economía muchos de los temas que implican el diseño de mecanismos son explicados por los modelos de agencia, donde un principal posee una función objetivo que es alcanzable con el trabajo de un agente, quien incurre en un esfuerzo al trabajar para el principal.

<sup>4</sup> Según señala Stigler (1971), bajo su enfoque “el regulador no es un agente benevolente, con conocimiento perfecto del mercado sino más bien es una organización que persigue su interés personal y se encuentra capturado por grupos de interés. Por tanto la regulación *es obtenida por la industria, diseñada y operada para su propio beneficio*”.

Bajo esta última idea, en el presente documento se desarrolla un modelo teórico de un regulador no benevolente que enfrenta operadores de diferente tipo según sus costos, tratando de extraer rentas de alguno de ellos para su propio beneficio, generando por tanto resultados ineficientes en cuanto al contrato regulatorio que se establece, aun cuando este cumple con las restricciones de racionalidad individual y compatibilidad de incentivos. Las distorsiones generadas son asumidas por las empresas más eficientes del mercado introduciendo costos para la sociedad en su conjunto. Los resultados sugieren la necesidad de evaluar la pertinencia de mantener la regulación bajo este esquema.

En tal sentido, en la siguiente sección se parte mostrando dos modelos básicos que suponen la presencia de un regulador benevolente y sin asimetrías de información, uno aportado por Baron y Myerson (1982) y el otro por Laffont y Tirole (1999), este último incluye el financiamiento de la labor regulatoria, mostrando el gasto en que incurren los consumidores por esta actividad. De ambos modelos se concluye que el menú de tarifas corresponde a una situación de primer mejor que hace máximo el nivel de bienestar social. En la Sección 3 se desarrolla el modelo de Laffont y Tirole (*op. cit.*) con asimetrías de información, obteniendo un contrato regulatorio óptimo, cuando la función objetivo de bienestar social se maximiza considerando las restricciones de racionalidad individual y compatibilidad de incentivos. En la Sección 4 se contrastan esos resultados con un escenario que describe a un regulador que deja de ser benevolente, enfrenta asimetrías de información y pretende extraer rentas de alguno de los operadores del mercado, encontrando un contrato regulatorio que, si bien cumple con las restricciones de compatibilidad de incentivos y racionalidad individual, es distorsionante debido a que incorpora costos para las firmas más eficientes. La Sección 5 presenta una comparación de escenarios con el fin de contrastar los resultados que se tienen en materia de eficiencia y maximización de bienestar para finalmente en la Sección 6 presentar las principales conclusiones del trabajo.

## 2. MODELO BASICO: INFORMACION COMPLETA Y REGULADOR BENEVOLENTE

De acuerdo con el planteamiento de Baron y Myerson (1982), se asume que la función objetivo del regulador es el bienestar de la sociedad, la que bajo un enfoque de mercados es la sumatoria del excedente del consumidor y del productor (este último aproximado mediante la función de beneficios (ver también Shy, 1995)). Dicha función (que en general se asume como regulación de *utilities*<sup>5</sup>) adopta la siguiente forma:

$$W(q) = V(q) + \mu (P(q)q - cq - \rho)$$

donde :

$V(q)$  = Excedente del consumidor que puede ser expresado como:  $V(q) = \int P(q) dq - P(q)q$

<sup>5</sup> Se denominan *utilities* a los servicios de utilidad pública, entre los que figuran servicios de agua potable por red, alcantarillado, telecomunicaciones, transportes, electricidad, gas por redes.

$(P(q)q - cq - \rho)$  = Beneficio de la firma (ingresos menos costos totales)

$q$  = Cantidad producida del bien regulado

$\mu$  = Ponderador que establece el regulador respecto de los intereses de las firmas y los consumidores. Cuando  $\mu = 1$  se considera que el regulador privilegia con el mismo peso los intereses de firmas y usuarios, en general se asume que  $0 < \mu \leq 1$

Considerando la expresión del excedente del consumidor, el problema que debe resolver el regulador es el siguiente:

$$\max_q W(q) = \int P(q) dq - P(q)q + \mu (P(q)q - cq - \rho) \quad (1)$$

De las condiciones de primer orden respecto de  $q$  se obtiene:

$$\frac{P(q) - c}{P(q)} = \frac{1 - \mu}{\mu} \frac{1}{\varepsilon} \quad (2)$$

donde  $\varepsilon$  = Elasticidad precio de la demanda.

Cuando el regulador pondera con el mismo peso los intereses de firmas y consumidores se cumple que  $\mu = 1$ , por lo que a partir de la ecuación (2) y ante la presencia de información perfecta se concluye que el precio es igual al costo marginal, alcanzándose por tanto una situación de primer mejor donde se hace máximo el nivel de bienestar de la sociedad.

En presencia de monopolios naturales<sup>6</sup>, como el que caracteriza la regulación de los *utilities*, el resultado obtenido anteriormente debe ser entendido como una regulación de primer mejor que puede ser acompañada con la presencia de subsidios o bien de un esquema tarifario de precios no lineales, como tarifas en dos partes, donde el componente variable podría fijarse respecto del Costo Marginal de producción y el cargo fijo establecerse en función a la pérdida que genera la presencia de altos costos hundidos.

A partir de ese planteamiento básico, el modelo de regulador benevolente con información completa desarrollado por Laffont y Tirole (1999) incluye el esfuerzo que realiza la firma por disminuir costos, así como el financiamiento de un proceso regulatorio, que en la literatura económica se refleja como el costo de recaudar fondos de los contribuyentes (ya sea que venga de un impuesto o bien de una tasa cobrada a las firmas). Se considera por tanto un parámetro  $\lambda$ , exógeno a la firma regulada y

<sup>6</sup> Los monopolios naturales son definidos como aquellas estructuras de mercado que presentan subaditividad de costos en un rango relevante de producción (Baumol, Panzar y Willig, 1982). Esta definición se aplica tanto a monopolios uniproducto como multiproducto. Bajo la teoría del interés público la Regulación Económica se justifica por la presencia de fallas de mercado, en este caso, por la presencia de monopolios naturales.

que refleja el costo social de los fondos públicos<sup>7</sup>, una pérdida de peso muerto para los contribuyentes, ya que el cobro de impuestos puede generar distorsiones en la actividad productiva al reducir niveles de esfuerzo eficientes o bien inducir a realizar esfuerzos no productivos para evadir impuestos. Se asume que el bienestar de los consumidores disminuye en  $(1 + \lambda)$  pesos por cada peso de ingresos que por concepto de impuestos recauda el gobierno<sup>8</sup>.

Con información perfecta, el regulador observa el esfuerzo de la firma y desea incentivar este último para que sea más eficiente, es decir, busca bajar su nivel de costos. Para tal efecto y siguiendo lo planteado por Laffont y Tirole (*op. cit.*), se parte modelando una situación donde la firma regulada posee una función de costos de la forma:

$$C = (\beta - e)q + \rho$$

donde:

$\beta$  = Parámetro tecnológico (parámetro de eficiencia de la firma)

$e$  = Nivel de esfuerzo de la firma por reducir costos

$q$  = Cantidad producida del bien regulado

$\rho$  = Costo fijo conocido

El regulador observa el costo total y el producto, asimismo, se asume que realizar un esfuerzo por bajar el nivel de costo le genera a la firma una desutilidad igual a  $\varphi(e)$ , donde a mayor esfuerzo por bajar costos, mayor la desutilidad cumpliéndose que  $\varphi'(e) > 0$ . A su vez la tasa a la que crece dicho esfuerzo es creciente cumpliéndose que  $\varphi''(e) > 0$  (donde la función de esfuerzo es convexa), se asume también que  $\varphi'''(e) \geq 0$ , que refleja la condición suficiente para que el problema de optimización del regulador sea cóncavo. No olvidemos que bajo el escenario de información perfecta el regulador conoce la tecnología así como el nivel de esfuerzo que realiza la empresa.

El nivel de utilidad de la firma (excedente del productor) será:

$$U = t - \varphi(e) \tag{3}$$

donde  $t$  = Transferencia neta<sup>9</sup> que da el regulador a la firma (ingreso que dependerá del precio que le fije el regulador) y donde el agente se ocupa de la transferencia neta así como del esfuerzo.

<sup>7</sup> En parte de la literatura acerca de regulación económica, planteada por Baron y Myerson (*op. cit.*), no se considera el parámetro  $\lambda$ , sino más bien un parámetro  $\mu$ , último que pondera los intereses de las firmas dentro de la función objetivo del regulador.

<sup>8</sup> En el presente documento se asume un  $\lambda > 0$ , ya que se pretende capturar el impacto que tiene el financiamiento del proceso regulatorio sobre los consumidores que demandan bienes o servicios de sectores regulados.

<sup>9</sup> Se define como transferencia neta porque los costos serán reembolsados por el regulador.

Bajo información completa, el regulador busca garantizar un beneficio normal que será atractivo para que la firma, trabajando con un nivel de esfuerzo óptimoXX, ingrese al mercado cumpliendo así la condición de racionalidad individual o restricción de participación<sup>10</sup>.

Para los consumidores su excedente neto puede ser expresado de la siguiente forma:

$$EC = V(q) - (1 + \lambda)(t + C) \quad (4)$$

donde:

$V(q)$  = Excedente bruto de los consumidores

$(t + C)$  = Transferencia a la empresa más el costo total de producción de la firma

$\lambda$  = Costo sombra de los fondos públicos

$(1 + \lambda)$  = Desutilidad generada por los impuestos distorsionantes que se aplican para financiar la regulación, que son asumidos por los contribuyentes.

Operando en la ecuación (4) se obtiene la siguiente expresión:

$$EC = V(q) - (1 + \lambda)(t + (\beta - e)q + \rho)$$

Por lo que la función objetivo de bienestar para un regulador utilitarista será la siguiente:

$$W = V(q) - (1 + \lambda)[t + (\beta - e)q + \rho] + [t - \varphi(e)] \quad (5)$$

Con el fin de tener una expresión del bienestar que refleje la utilidad de la firma podemos reescribir la ecuación (5) de la siguiente manera:

$$W = V(q) - (1 + \lambda)[t + (\beta - e)q + \rho] + [t - \varphi(e)] + \lambda[t - \varphi(e)] - \lambda[t - \varphi(e)]$$

Por lo que bajo un modelo simple, con información completa el problema que debe resolver el regulador es el siguiente:

$$\max_{(q,e)} W = V(q) - (1 + \lambda)[(\beta - e)q + \rho + \varphi(e)] - \lambda U$$

Con información perfecta el regulador busca que  $U = 0$  o  $t = \varphi(e)$ , por lo que las condiciones de optimalidad que se obtienen son:

<sup>10</sup> La restricción de participación o de racionalidad individual nos dice que un agente, condicionado a su tipo  $\delta$ , está dispuesto a participar en una determinada transacción o intercambio si se cumple que  $U(\delta) \geq 0, \forall \delta \in (\underline{\delta}, \bar{\delta})$ .

$$\frac{dW}{de} = (1 + \lambda) \left[ \frac{d\varphi(e)}{de} - q \right] = 0 \quad \text{o} \quad \frac{d\varphi(e)}{de} = q$$

$$\frac{dW}{dq} = \frac{dV(q)}{dq} - (1 + \lambda)(\beta - e) = 0 \quad \text{o} \quad \frac{dV(q)}{dq} = (1 + \lambda)(\beta - e)$$

Las condiciones de optimalidad anteriormente encontradas deben reflejarse en la formulación de un contrato regulatorio, que puede ser presentado en diferentes menús de tarifas<sup>11</sup> que logren autorrevelación de información por parte de las empresas al regulador. Dicho menú puede ser escrito de forma general como  $t = t(\beta, C)$ , que al ser linealizado<sup>12</sup> toma la forma  $t(\beta, C) = t^*(\beta, C^*) + t'(\beta, C^*)(C - C^*)$  (6), donde  $(C - C^*)$  muestra la diferencial de costos de un nivel efectivo ( $C$ ) respecto de uno óptimo ( $C^*$ ). Por otra parte, considerando que  $t = U + \varphi(\beta - C)$ , tenemos que  $b = \frac{dt}{dC} = -\frac{d\varphi(\beta - C)}{d(\beta - C)} = \varphi'(e^*(\beta))$  y donde  $a(\beta) = t^*(\beta) + \varphi'(e^*(\beta))C^*(\beta)$ . Operando en la ecuación (6) la expresión final de la tarifa será:

$$t(C) = a - bC \tag{7}$$

De la ecuación (7) destaca que  $b$  refleja la fracción de costos que cubre la firma, por lo que puede ser visto como el poder que el esquema de incentivos tiene sobre la tarifa. El contrato será de alto o bajo poder en función a los incentivos que se da a la firma para que realice o no un mayor esfuerzo por disminuir sus costos<sup>13</sup>. Un contrato será de bajo poder si  $b = 0$ , es decir, uno en el que se retribuya a la firma exactamente en función a los costos declarados por la misma. Por otra parte cuando  $b = 1$  se tendrá un contrato tarifario donde  $t = t^*(\beta)$ , es decir, uno en el que el operador alcance el nivel de costos óptimos y por tanto sea de alto poder. Finalmente, en la medida en la que  $0 < b < 1$  se tendrá un esquema híbrido entre un contrato de alto y otro de bajo poder.

En el caso de un regulador benevolente con información perfecta el nivel de costo así como el esfuerzo que la firma debe realizar para disminuir los mismos se observan directamente, en tal sentido  $b = 1$ , por lo que, a partir de las condiciones de optimalidad anteriormente encontradas, se inducirá a la firma a que trabaje con un nivel de costo óptimo y por tanto la fijación tarifaria será óptima generando un contrato regulatorio de alto poder.

Del modelo de regulador benevolente con información perfecta, con y sin financiamiento de la labor regulatoria, se tienen las siguientes conclusiones:

<sup>11</sup> La teoría sobre discriminación de precios supone que el diseño óptimo de un menú de tarifas logra autoselección y autorrevelación de información.

<sup>12</sup> Dicha expresión se linealiza empleando una serie de Taylor de orden uno.

<sup>13</sup> Se definen contratos de alto poder aquellos esquemas tarifarios que inducen a mayor esfuerzo por parte del operador para bajar el nivel de costo y por tanto tener una tarifa óptima, por su parte los contratos de bajo poder no contienen incentivos para disminuir costos y por tanto las tarifas tienden a ser no óptimas.



- a) El contrato regulatorio es uno de alto poder, donde la tarifa se fija de acuerdo con el nivel de costo óptimo (primer mejor), que garantiza la maximización del bienestar social.
- b) La situación de primer mejor, en la regulación de monopolios naturales, es entendida como la fijación de una tarifa no lineal, donde la pérdida que se genera por la presencia de altos costos hundidos puede ser cubierta con un cargo fijo o bien con la introducción de un subsidio.

### 3. INFORMACION INCOMPLETA Y REGULADOR BENEVOLENTE

Definida la tarifa óptima que debería cobrar un regulador a un monopolista en un escenario donde no existe asimetría de información y la función objetivo a maximizar es el bienestar social, se considera ahora una situación donde el regulador no puede observar la tecnología, ni el nivel de esfuerzo por parte de la firma para bajar costos. Dentro de este escenario el regulador enfrenta problemas tanto de selección adversa (desconocimiento de la tecnología ( $\beta$ ) o costos) como de riesgo moral (esfuerzo ( $e$ ) no observable), constituyéndose la tarifa en el resultado del mecanismo (incentivo) que lleva a las firmas a revelar su tecnología y las induce a realizar el mayor esfuerzo por disminuir sus costos.

Esta modelación considera la presencia de un regulador que enfrenta dos posibles tipos de operadores, uno eficiente y otro ineficiente. El regulador sabe que con probabilidad  $(1-v)$  puede enfrentar un operador que trabaja con una tecnología  $\bar{\beta}$  (ineficiente), y con probabilidad  $v$  un operador que tiene una tecnología  $\underline{\beta}$  (eficiente)<sup>14</sup>.

El resultado óptimo que debe alcanzar el regulador es que mediante la tarifa, el operador desee ingresar al mercado y se revele como lo que efectivamente es, esto último quiere decir que en su proceso de maximización del bienestar debe lograr una compatibilidad de incentivos, de tal forma que la mejor respuesta de cada uno de los operadores sea decir la verdad<sup>15</sup>. La restricción de compatibilidad de incentivos considera las transferencias o rentas que se dan a las firmas, de tal forma que se formula para cada uno de los tipos de agentes, con el fin de que se revelen como lo que efectivamente son. Diseñada la tarifa, el contrato tarifario se aplicará finalmente a un monopolio, que será el que ingresará al mercado a proveer el bien o servicio.

Bajo los supuestos de un regulador benevolente y dos tipos de agentes, se parte modelando la función objetivo del regulador. Se asume que la firma más eficiente es aquella cuyo esfuerzo por disminuir costos es más bajo y que la firma más ineficiente debe realizar un mayor esfuerzo para tener ganancias en eficiencia, Spence (1973).

<sup>14</sup> Se asume que la probabilidad está bien definida y por tanto se cumple que  $0 < v < 1$  y  $\sum_{i=1}^2 v_i = 1$ . Asimismo, debido a que el objeto del documento es diseñar un mecanismo de revelación, se asumen conocidas las probabilidades de que la firma sea o no eficiente.

<sup>15</sup> El cumplimiento de la compatibilidad de incentivos caracteriza un equilibrio de Nash, que fija el principal (regulador) al agente (regulado).

Debido a una probabilidad de que el regulador pueda enfrentar agentes de un tipo o del otro, la función de bienestar de la sociedad puede ser escrita como una función Von Neumann-Mongerstern (ver Jehle y Reny (2011)) de la siguiente forma:

$$\begin{aligned} \max_{(\bar{q}, \underline{q}, \bar{e}, \underline{e})} W = & v \left[ V(\underline{q}) - (1 + \lambda) \left( (\underline{\beta} - \underline{e}) \underline{q} + \rho + \varphi(\underline{e}) \right) - \lambda \underline{U} \right] \\ & + (1 - v) \left[ V(\bar{q}) - (1 + \lambda) \left( (\bar{\beta} - \bar{e}) \bar{q} + \rho + \varphi(\bar{e}) \right) - \lambda \bar{U} \right] \end{aligned} \quad (8)$$

En este escenario la empresa ineficiente recibe beneficios normales y no tiene incentivos a declararse como eficiente, ya que reduce la posibilidad de capturar alguna renta porque, en términos relativos, de revelarse como eficiente recibiría una transferencia más baja como resultado de mostrarse como una firma de costos bajos. Para la firma ineficiente la restricción de participación se expresa como  $\bar{U} = t(\bar{\beta}) - \varphi(\bar{\beta} - \bar{c}) = 0$ , mientras que la de compatibilidad de incentivos se cumplirá si:

$$t(\bar{\beta}) - \varphi(\bar{\beta} - \bar{c}) \geq t(\underline{\beta}) - \varphi(\underline{\beta} - \underline{c})$$

Es decir, a una firma de costos altos le conviene revelarse como tal antes que declararse como una firma de costos bajos, ya que de hacerse pasar por una firma eficiente la transferencia que obtendría sería menor, obteniendo pérdidas por decir que es eficiente y contradiciendo su restricción de participación como firma ineficiente.

En el caso de la empresa eficiente, y considerando que bajo este esquema regulatorio se contempla reembolso de costos, la restricción de compatibilidad de incentivos se la plantea de la siguiente forma:

$$\underline{U} > t(\bar{\beta}) - \varphi(\bar{\beta} - \bar{c}) + \varphi(\bar{\beta} - \bar{c}) - \varphi(\underline{\beta} - \underline{c})$$

Si se considera que un regulador buscará hacer sostenible la operación de la firma en el mercado y no dejarle beneficios extraordinarios, la anterior condición se la asume con igualdad estricta. Realizando algunas operaciones dicha restricción puede ser expresada como:

$$\begin{aligned} \underline{U} &= t(\bar{\beta}) - \varphi(\bar{\beta} - \bar{c}) + \varphi(\bar{\beta} - \bar{c}) - \varphi(\underline{\beta} - \underline{c}) \\ \underline{U} &= \bar{U} + \varphi(\bar{e}) - \varphi(\underline{\beta} + \bar{\beta} - \bar{\beta} - \bar{c}) \\ \underline{U} &= \bar{U} + \varphi(\bar{e}) - \varphi(\bar{e} - \Delta\beta) \end{aligned}$$

Teniendo en cuenta que  $\bar{U} = 0$ ,  $\underline{U} = \phi(\bar{e})$ , donde  $\phi(\bar{e}) = \varphi(\bar{e}) - \varphi(\bar{e} - \Delta\beta)$ , que se constituye en la renta informacional<sup>16</sup>. Esta renta informacional garantiza que

<sup>16</sup> Se denomina renta informacional a la disposición a pagar que algunos agentes económicos poseen para que los demás se revelen con su verdadera información

el eficiente no se desvíe de declarar la verdad para obtener beneficios del engaño (declararse como ineficiente y tener la transferencia del ineficiente que es más alta debido a sus costos altos), la función  $\phi(\bar{e})$  es convexa, por lo que  $\underline{U} \geq 0$ , de donde la restricción de participación de la firma eficiente se expresará como  $\iota(\underline{\beta}) - \phi(\underline{\beta} - \underline{c}) \geq 0$ .

Incluyendo las restricciones de participación y compatibilidad de incentivos en la ecuación (8), la función a maximizar por el regulador es:

$$\begin{aligned} \max_{(\bar{q}, \underline{q}, \bar{e}, \underline{e})} W = & v \left[ V(\underline{q}) - (1 + \lambda) \left( (\underline{\beta} - \underline{e}) \underline{q} + \rho + \phi(\underline{e}) \right) + \lambda \phi(\bar{e}) \right] \\ & + (1 - v) \left[ V(\bar{q}) - (1 + \lambda) \left( (\bar{\beta} - \bar{e}) \bar{q} + \rho + \phi(\bar{e}) \right) \right] \end{aligned} \quad (9)$$

Las condiciones de primer orden serán por lo tanto:

$$\frac{dW}{d\underline{q}} = v \frac{dV(\underline{q})}{d\underline{q}} - v(1 + \lambda)(\underline{\beta} - \underline{e}) = 0$$

$$\text{de donde: } \frac{dV(\underline{q})}{d\underline{q}} = (1 + \lambda)(\underline{\beta} - \underline{e})$$

$$\frac{dW}{d\bar{q}} = (1 - v) \frac{dV(\bar{q})}{d\bar{q}} - (1 - v)(1 + \lambda)(\bar{\beta} - \bar{e}) = 0$$

$$\text{de donde: } \frac{dV(\bar{q})}{d\bar{q}} = (1 + \lambda)(\bar{\beta} - \bar{e})$$

$$\frac{dW}{d\underline{e}} = (1 + \lambda) \left[ \frac{d\phi(\underline{e})}{d\underline{e}} - \underline{q} \right] = 0 \quad \text{o} \quad \frac{d\phi(\underline{e})}{d\underline{e}} = \underline{q}$$

$$\frac{dW}{d\bar{e}} = -v\lambda \frac{d\phi(\bar{e})}{d\bar{e}} - (1 - v) \left( (1 + \lambda) - \bar{q} + \frac{d\phi(\bar{e})}{d\bar{e}} \right) = 0$$

$$\text{o} \quad \frac{d\phi(\bar{e})}{d\bar{e}} = \bar{q} - \frac{v}{1 - v} \frac{\lambda}{1 + \lambda} \frac{d\phi(\bar{e})}{d\bar{e}}$$

Con la presencia de información asimétrica se debe diseñar un contrato regulatorio que induzca al operador a decir la verdad, el menú de contratos que se refleja en una tarifa no lineal, expresada genéricamente en la ecuación (7), debe inducir a la firma a decir la verdad respecto de  $(\beta)$  e incentivarla a realizar un esfuerzo óptimo ( $e^*$ ). A partir de las condiciones de primer orden, obtenidas anteriormente, se demuestra que bajo este escenario la tarifa se constituirá en un mecanismo que logre que la firma revele su tecnología y realice su mayor esfuerzo.

La demostración de cómo se resuelven los problemas de selección adversa y riesgo moral con el contrato diseñado son las que a continuación se presentan. Se

parte del siguiente problema de optimización que contempla maximizar la utilidad de la firma respecto de  $e$  y  $\beta$ .

$$\max_{(e, \beta)} U = t^*(\hat{\beta}) + \varphi'(e^*(\hat{\beta}))(\beta - e - \hat{\beta} + e^*) - \varphi(e)$$

de las condiciones de primer orden  $\frac{dU}{de}$  se tiene que:  $\varphi'(e^*) = \varphi'(e)$  por lo que  $e^*(\hat{\beta}) = e$ , resolviendo así el tema de riesgo moral, para demostrar que se resuelve el problema de selección adversa se asume dos tipos de tecnología  $\beta, \beta' \in [\underline{\beta}, \bar{\beta}]$ , a partir de la restricción de compatibilidad de incentivos se cumple que:  $t(\beta) - \varphi(\beta - C(\beta)) \geq t(\beta') - \varphi(\beta - C(\beta'))$  y  $t(\beta') - \varphi(\beta' - C(\beta')) \geq t(\beta) - \varphi(\beta' - C(\beta))$ , reordenando la anterior expresión se llega a:

$$\frac{\varphi(\beta - C(\beta')) - \varphi(\beta - C(\beta))}{\beta' - \beta} = \frac{t(\beta') - t(\beta)}{\beta' - \beta} = \frac{\varphi(\beta' - C(\beta')) - \varphi(\beta' - C(\beta))}{\beta' - \beta}$$

evaluando esa expresión en sus límites nos queda que:  $\frac{dt}{d\beta} = -\frac{d\varphi(e)}{de} \frac{dC}{d\beta}$ , lo que es equivalente a:  $\frac{dt}{d\beta} + \frac{d\varphi(e)}{de} \frac{dC}{d\beta} = 0$

A partir de lo anterior y realizando algunas operaciones se llega a:

$$\frac{dt^*}{d\beta} - \varphi'(e^*(\beta)) \left[ -1 + \frac{de^*(\hat{\beta})}{d\hat{\beta}} \right] - \varphi''(e^*(\beta)) \frac{de^*(\beta)}{d\beta} [\beta - \hat{\beta} - e - e^*(\hat{\beta})] = 0$$

$$\frac{dt^*(\beta)}{d\beta} + \varphi'(e^*(\beta)) \left[ \frac{dC(\beta)}{d\beta} \right] - \varphi''(e^*(\beta)) \frac{de^*(\beta)}{d\beta} [\beta - \hat{\beta} - e - e^*(\hat{\beta})] = 0$$

de donde:  $[\beta - \hat{\beta}] = 0$  por lo que:  $\beta = \hat{\beta}$  resolviendo el problema de selección adversa y logrando establecer si la empresa es eficiente o ineficiente, es decir, se alcanza un equilibrio separador, Spence (*op. cit.*).

Demostrado que el diseño de un menú de tarifas óptimo resuelve los problemas de asimetría de información, las tarifas óptimas se establecerán según tipo de operador, las que lograrán que cada empresa se revele de acuerdo con la tecnología que posee. Se tiene por tanto el siguiente menú de tarifas:

$$\text{Empresa eficiente: } a(\underline{\beta}) = \varphi(\underline{e}) + \phi(\bar{e}) + \varphi'(\underline{e})(\underline{\beta} - \underline{e})$$

$$b(\underline{\beta}) = \varphi'(\underline{e})$$

$$\text{Empresa ineficiente: } a(\bar{\beta}) = \varphi(\bar{e}) + \varphi'(\bar{e})(\bar{\beta} - \bar{e})$$

$$b(\bar{\beta}) = \varphi'(\bar{e})$$

Considerando la ecuación (7) la expresión final de las tarifas será:

$$\text{Empresa eficiente: } t^*(\underline{\beta}) = \varphi(\underline{e}) + \phi(\bar{e}) \quad (10)$$

$$\text{Empresa ineficiente: } t^*(\bar{\beta}) = \varphi(\bar{e}) \quad (11)$$

De lo anterior, los principales hallazgos bajo un escenario de información asimétrica y regulador benevolente son los siguientes:

- a) Respecto de un escenario sin asimetrías de información este modelo incluye, dentro de su menú de tarifas, incentivos para la revelación de información por parte de la firma.
- b) Se incurre en un costo de transacción para obtener información, tanto de la tecnología como del nivel de esfuerzo que realiza la firma por disminuir sus costos. Este costo se traduce en una renta informacional ( $\phi(\bar{e})$ ) que el regulador, mediante la tarifa, debe retribuir a la empresa eficiente, para que esta se revele como tal y se alcance un equilibrio separador.
- c) El menú de tarifas establecido por el regulador será óptimo en la medida que el proceso de maximización del bienestar social incluya las restricciones de compatibilidad de incentivos y de racionalidad individual. El contrato regulatorio así diseñado resuelve los problemas de selección adversa y riesgo moral, remunerando correctamente a la firma, ya sea que esta sea eficiente o ineficiente.

#### 4. REGULACION CON ASIMETRIA DE INFORMACION Y REGULADOR NO BENEVOLENTE

Los resultados encontrados bajo condiciones de regulador benevolente con y sin asimetrías de información, permite analizar las implicancias de un tercer escenario con la presencia de un regulador no benevolente que enfrenta asimetrías de información y que pretende obtener rentas de alguno de los operadores. En este caso, a diferencia de un modelo de captura, el regulador no busca propiciar los intereses de un grupo de interés determinado, sino que busca incrementar una transferencia que le sea de utilidad y que provenga de los operadores regulados. Bajo este escenario se modela el efecto que genera esta situación sobre las tarifas que finalmente son pagadas por los consumidores.

La función objetivo a maximizar por un regulador neutral al riesgo será:

$$W = V(q) - (1 + \lambda)(t + C) + t - \varphi(e) + \alpha \lambda(t - \varphi(e)) \quad (12)$$

donde:

$$V(q) - (1 + \lambda)(t + C) = \text{Excedente neto de los consumidores}$$

$$t - \varphi(e) = \text{Beneficios del monopolio}$$

$\alpha \lambda(t - \varphi(e)) =$  Utilidad para el regulador, donde  $\alpha$  refleja la proporción de los beneficios de la firma que van al regulador por tanto  $\alpha \in (0, 1)$

Se asume la función de costo total del operador con un costo fijo y un costo variable de la forma  $C = (\beta - e)q + \rho$ . Definida así la función de costos, se puede reescribir la función (12), donde a través de los costos se captura el impacto del parámetro tecnológico y del nivel de esfuerzo de la firma. Se tiene por tanto:

$$\begin{aligned} W &= V(q) - (1 + \lambda)(t + C) - \lambda(t - \varphi(e)) + (1 + \lambda)(t - \varphi(e)) + \lambda\alpha(t - \varphi(e)) \\ W &= V(q) - (1 + \lambda)(t + C - t + \varphi(e)) + \lambda(\alpha - 1)(t - \varphi(e)) \\ W &= V(q) - (1 + \lambda)(C + \varphi(e)) - \lambda(1 - \alpha)(t - \varphi(e)) \end{aligned}$$

Obteniendo finalmente la expresión donde el regulador desea maximizar los intereses de la sociedad y sus propios intereses:

$$W = V(q) - (1 + \lambda)((\beta - e)q + \rho + \varphi(e)) - \lambda(1 - \alpha)(t - \varphi(e)) \quad (13)$$

La ecuación (13) es la función objetivo a ser maximizada por el regulador cuyos argumentos son  $q$  y  $e$ . Se advierte que el esfuerzo de la firma determina la transferencia que finalmente obtiene el regulador para sí mismo.

Para ver los impactos del parámetro  $\alpha$  sobre la función objetivo, se asumen dos escenarios, el primero contempla la presencia de información perfecta, el segundo incluye asimetría de información con dos tipos de agentes que no pueden ser diferenciados en cuanto a tecnología y esfuerzo, para finalizar con un modelo que considera un continuo de tipos, este último representa un modelo general en el que se admite la posibilidad de varios tipos de agentes según su tecnología, en este caso se asume que la fuente de la asimetría proviene de diferentes niveles de eficiencia que poseen una gama de operadores.

### Regulador no benevolente con información perfecta

Partimos retomando la ecuación (13), en un escenario de información completa el regulador no dejará renta al monopolista, es decir, se cumplirá que  $U = 0$  por lo que  $t = \varphi(e)$ . En tal caso, es fácil deducir que el modelo se torna equivalente a uno donde el regulador es benevolente, es decir, donde se tiene una función objetivo a maximizar de la forma:

$$\max_{(q, e)} W = V(q) - (1 + \lambda)((\beta - e)q + \rho + \varphi(e))$$

donde las condiciones de optimalidad serán las encontradas anteriormente, expresadas de la siguiente forma:

$$\frac{dW}{de} = (1 + \lambda) \left[ \frac{d\varphi(e)}{de} - q \right] = 0 \quad \text{o} \quad \frac{d\varphi(e)}{de} = q$$

$$\frac{dW}{dq} = \frac{dV(q)}{dq} - (1 + \lambda)(\beta - e) = 0$$

En materia tarifaria el resultado de ese proceso de optimización muestra un menú de tarifas óptimo y eficiente. Una conclusión con información perfecta, es que bajo este escenario, un regulador no puede obtener ventajas cuando trata de extraer rentas a los operadores, lo anterior porque no solo el regulador conoce la función de producción de las firmas, sino que los operadores conocen la tecnología de sus rivales. Sin asimetrías de información cuando un regulador establece una tarifa, esta refleja la diferencia en costos que los operadores tienen, por lo que un operador, eficiente o ineficiente, no aceptará que el regulador quiera cobrarle rentas por algo que él ya conoce, en este escenario si se quiere extraer renta de alguno de los operadores estos pueden optar por no ingresar a este mercado que presenta una regulación asimétrica.

### Regulador no benevolente con dos tipos de agentes

Bajo el supuesto de información asimétrica, con un regulador que busca rentas por parte de algunos de los operadores que son de diferente tipo, se retoma la función expresada en la ecuación (13). A causa de esa función el regulador sabe que la probabilidad de enfrentar un operador eficiente es igual a  $v$  y de enfrentar un operador ineficiente es  $(1-v)$ , es decir, el regulador conoce la distribución de probabilidad de los operadores, pero no sabe quién es quién con certeza.

Bajo ese supuesto se plantea el problema del regulador como una función de bienestar esperada de la forma:

$$\max_{(\bar{q}, q, \bar{e}, e)} W = v \left[ V(q) - (1 + \lambda) \left( (\beta - e)q + \rho + \varphi(e) \right) - \lambda(1 - \alpha) \left( t(\beta) - \varphi(e) \right) \right]$$

$$+ (1 - v) \left[ V(\bar{q}) - (1 + \lambda) \left( (\beta - \bar{e})\bar{q} + \rho + \varphi(\bar{e}) \right) - \lambda(1 - \alpha) \left( t(\beta) - \varphi(\bar{e}) \right) \right]$$

De acuerdo con lo establecido con anterioridad  $t(\beta) - \varphi(e) = U$ , por lo que la anterior expresión se puede reescribir como:

$$\max_{(\bar{q}, q, \bar{e}, e)} W = v \left[ V(q) - (1 + \lambda) \left( (\beta - e)q + \rho + \varphi(e) \right) - \lambda(1 - \alpha) U \right] +$$

$$(1 - v) \left[ V(\bar{q}) - (1 + \lambda) \left( (\beta - \bar{e})\bar{q} + \rho + \varphi(\bar{e}) \right) - \lambda(1 - \alpha) \bar{U} \right]$$

Asimismo y de acuerdo con los resultados presentados en la sección anterior, por restricción de compatibilidad de incentivos se tiene que  $\underline{U} = \phi(\bar{e})$  y por su parte

$\bar{U} = 0$  por lo que finalmente se puede expresar la función objetivo a maximizar de la siguiente manera:

$$\max_{(\bar{q}, \underline{q}, \bar{e}, \underline{e})} W = v \left[ V(\underline{q}) - (1 + \lambda) \left( (\underline{\beta} - \underline{e}) \underline{q} + \rho + \varphi(\underline{e}) \right) - \lambda(1 - \alpha) \phi(\bar{e}) \right] + (1 - v) \left[ V(\bar{q}) - (1 + \lambda) \left( (\bar{\beta} - \bar{e}) \bar{q} + \rho + \varphi(\bar{e}) \right) \right] \quad (14)$$

A partir de la ecuación (14) las condiciones de primer orden que se obtienen son:

$$\frac{dW}{d\underline{q}} = v \frac{dV(\underline{q})}{d\underline{q}} - v(1 + \lambda)(\underline{\beta} - \underline{e}) = 0$$

de donde:

$$\frac{dV(\underline{q})}{d\underline{q}} = (1 + \lambda)(\underline{\beta} - \underline{e})$$

$$\frac{dW}{d\underline{e}} = (1 + \lambda) \left[ \frac{d\varphi(\underline{e})}{d\underline{e}} - \underline{q} \right] = 0 \text{ o } \frac{d\varphi(\underline{e})}{d\underline{e}} = \underline{q}$$

$$\frac{dW}{d\bar{q}} = (1 - v) \frac{dV(\bar{q})}{d\bar{q}} - (1 - v)(1 + \lambda)(\bar{\beta} - \bar{e}) = 0$$

de donde:

$$\frac{dV(\bar{q})}{d\bar{q}} = (1 + \lambda)(\bar{\beta} - \bar{e})$$

$$\frac{dW}{d\bar{e}} = -v\lambda(1 - \alpha) \frac{d\phi(\bar{e})}{d\bar{e}} - (1 - v)(1 + \lambda) \left( -\bar{q} + \frac{d\varphi(\bar{e})}{d\bar{e}} \right) = 0$$

de donde:

$$-\frac{v}{1 - v} \frac{\lambda}{1 + \lambda} (1 - \alpha) \frac{d\phi(\bar{e})}{d\bar{e}} = -\bar{q} + \frac{d\varphi(\bar{e})}{d\bar{e}}$$

De la anterior expresión destaca que el esfuerzo óptimo para la empresa ineficiente puede expresarse como:

$$\frac{d\varphi(\bar{e})}{d\bar{e}} = \bar{q} - \frac{v}{1 - v} \frac{\lambda}{1 + \lambda} (1 - \alpha) \frac{d\phi(\bar{e})}{d\bar{e}} \quad (15)$$

Se advierte que las condiciones de optimalidad que se encuentran bajo este escenario son las mismas a las del modelo de regulador benevolente con asimetrías



de información con excepción de la ecuación (15). Si se retoma la ecuación (7), se determina que las tarifas dentro de este modelo son las mismas a las obtenidas en las ecuaciones (10) y (11). Por tanto, el menú de tarifas será óptimo debido a que resuelve el problema de la asimetría de información tanto para el parámetro tecnológico como para el nivel de esfuerzo óptimo al que se induce a la firma para reducir sus costos.

Si bien el menú de tarifas encontrado es óptimo, debe considerarse dentro del mercado, el impacto que genera la presencia de un porcentaje de renta que espera el regulador. Para aproximar dicho impacto se realizan dos análisis, el primero donde se determina cómo el esfuerzo óptimo que realiza una firma se ve afectado por el porcentaje de renta que el regulador pretende obtener en una proporción expresada por  $\alpha$ , y el segundo determinando el impacto de  $\alpha$  sobre la tarifa que se establece en el mercado.

Para determinar cómo el esfuerzo óptimo de una firma se ve afectado por  $\alpha$ , se parte de un análisis de estática comparativa considerando la condición de optimalidad que sale del nivel de bienestar respecto de los niveles de esfuerzo que realizan las firmas.

En el caso de la firma eficiente se tiene:  $\frac{dW}{d\bar{e}} = (1 + \lambda) \left[ \frac{d\phi(\bar{e})}{d\bar{e}} - \underline{q} \right]$  por lo que  $\frac{d\bar{e}}{d\alpha} = 0$ , es decir, que  $\alpha$  no afecta el nivel de esfuerzo que pueda realizar la empresa eficiente.

Para la firma ineficiente se retoma la expresión (15) y se la expresa como:

$$\frac{d\phi(\bar{e})}{d(\bar{e})} - \bar{q} + \frac{v}{1-v} \frac{\lambda}{1+\lambda} (1-\alpha) \frac{d\phi(\bar{e})}{d(\bar{e})} = 0 \quad (16)$$

A partir del teorema de la función implícita se resuelve (16) obteniendo lo siguiente:

$$\frac{d\bar{e}}{d\alpha} = \frac{\frac{v}{1-v} \frac{\lambda}{1+\lambda} \frac{d\phi(\bar{e})}{d(\bar{e})}}{\frac{d^2\phi(\bar{e})}{d\bar{e}^2} + \frac{v}{1-v} \frac{\lambda}{1+\lambda} (1-\alpha) \frac{d^2\phi(\bar{e})}{d\bar{e}^2}} > 0$$

La anterior expresión confirma un aspecto que en materia de mecanismos se cumple, es decir, que el regulador debe exigir un alto nivel de esfuerzo al ineficiente. Sin embargo, se debe recordar que bajo este escenario el regulador desea obtener una renta expresada en  $G = \lambda\alpha(t - \phi(\bar{e}))$ , la que de manera equivalente puede ser vista como  $G = \lambda\alpha(\phi(\bar{e}))$ , donde la renta del regulador depende a su vez de la renta informacional que se tiene que retribuir a la firma eficiente para que se revele como tal. Debido a que se encontró que  $\frac{d\bar{e}}{d\alpha} > 0$  se cumple que:

$$\frac{dG}{d\alpha} = \lambda[\phi(\bar{e})] + \lambda\alpha \left[ \frac{d\phi(\bar{e})}{d(\bar{e})} \frac{d\bar{e}}{d\alpha} \right] > 0$$

En otras palabras, la renta que espera obtener el regulador será más alta en la medida que mayor sea el porcentaje que espere extraer de renta a los operadores, última que a su vez depende de la tarifa que establezca el regulador.

Para determinar el impacto de  $\alpha$  sobre la tarifa se parte de lo siguiente:

$$\frac{dt}{d\alpha} = \frac{da(\beta)}{d\bar{e}} \frac{d\bar{e}}{d\alpha} - \frac{db(\beta)}{d\bar{e}} \frac{d\bar{e}}{d\alpha} C = \left( \frac{da(\beta)}{d\bar{e}} - \frac{db(\beta)}{d\bar{e}} C \right) \frac{d\bar{e}}{d\alpha}$$

cuando la firma es eficiente el efecto de  $\alpha$  en la tarifa será:

$$\frac{dt}{d\alpha} = \frac{d\phi(\bar{e})}{d\bar{e}} \frac{d\bar{e}}{d\alpha} > 0$$

cuando la firma es ineficiente el efecto de  $\alpha$  en la tarifa será:

$$\frac{dt}{d\alpha} = \left[ \varphi'(\bar{e}) + \varphi''(\bar{e}) (\bar{\beta} - \bar{e}) - \varphi'(\bar{e}) - \varphi''(\bar{e}) \bar{C} \right] \frac{d\bar{e}}{d\alpha}$$

A causa de que el mecanismo hace que la firma se revele como lo que es, el efecto para la empresa ineficiente será nulo, es decir, se cumple que  $\bar{C} = \bar{\beta} - \bar{e}$ , es decir,  $\frac{dt}{d\alpha} = 0$ .

En resumen, la extracción de rentas, por parte del regulador a los operadores regulados, tendrá impacto sobre la tarifa de la firma eficiente y no así en la ineficiente, determinando que para la eficiente sea más costoso revelarse y trabajar dentro del mercado como lo que efectivamente es, ya que debe transferir parte de su ganancia obtenida por renta informacional al regulador.

De este modelo puede concluirse lo siguiente:

- a) Respecto de un escenario base, sin asimetrías de información, un regulador no benevolente no logra extraer rentas de ninguno de los operadores regulados.
- b) Al existir asimetrías de información y un regulador no benevolente, el menú de tarifas logra resolver el problema de selección adversa inherente a tecnología ( $\beta$ ) y el de riesgo moral, en cuanto a inducción de esfuerzo óptimo por bajar costos ( $e$ ). Sin embargo, como la función objetivo incluye un interés del regulador, es la empresa eficiente la que debe transferir al regulador parte de su renta informacional, que hace costoso para esta firma revelarse del tipo que es.
- c) Si el operador eficiente considera alta la renta que le exige el regulador podría tener incentivos para revelarse como ineficiente, o bien, tal como señala Akerlof (1971), podría cumplirse la Ley de Gresham, donde el ineficiente puede llegar a desplazar parcial o totalmente al eficiente, generando por tanto un colapso del contrato regulatorio.
- d) Con la renta que el regulador busca para sus propios intereses, la empresa ineficiente no ve afectado su menú de tarifas, por lo que le conviene actuar como tal sin buscar mayores ganancias en eficiencia.
- e) Al verse afectado el menú de tarifas que se ofrece a la empresa eficiente y teniendo esta incentivos a salir del mercado o comportarse como una ineficiente, se pone en riesgo alcanzar una asignación óptima en el corto plazo y mejorar la eficiencia dinámica, lo que va en desmedro del bienestar de la sociedad en su conjunto.

### Regulador no benevolente con un continuo de tipos

Generalizando el modelo anterior con un continuo de tipos, la función objetivo que el regulador busca maximizar será la siguiente:

$$\max_{(q(\beta), e(\beta))} \int_{\underline{\beta}}^{\bar{\beta}} \left[ V(q(\beta)) - (1+\lambda)((\beta - e(\beta))q(\beta) + \rho + \varphi(e(\beta))) - \lambda(1-\alpha)U(\beta) \right] f(\beta) d\beta$$

sujeto a:

$$\frac{dU(\beta)}{d\beta} = - \frac{d\varphi(e(\beta))}{de(\beta)}$$

Sea el hamiltoniano

$$H = \int_{\underline{\beta}}^{\bar{\beta}} \left[ V(q(\beta)) - (1+\lambda)((\beta - e(\beta))q(\beta) + \rho + \varphi(e(\beta))) - \lambda(1-\alpha)U(\beta) \right] f(\beta) d\beta - \mu(\beta) \frac{d\varphi(e(\beta))}{de(\beta)}$$

donde  $\frac{dH}{dU(\beta)} = - \frac{d\mu(\beta)}{d\beta}$

Se tiene entonces:  $\lambda(1-\alpha)f(\beta) = \frac{d\mu(\beta)}{d\beta}$

$$\lambda(1-\alpha)dF(\beta) = d\mu(\beta)$$

Integrando por partes se tiene:

$$\int \lambda(1-\alpha)dF(\beta) = \int d\mu(\beta)$$

$$\mu(\beta) = \lambda(1-\alpha)F(\beta)$$

$$\frac{dH}{dq(\beta)} = \frac{dV(q(\beta))}{dq(\beta)} - (1+\lambda)(\beta - e(\beta)) = 0$$

$$\frac{dV(q(\beta))}{dq(\beta)} = (1+\lambda)(\beta - e(\beta))$$

$$\frac{dH}{de(\beta)} = -(1+\lambda) \left( -q(\beta) + \frac{d\varphi(e(\beta))}{de(\beta)} \right) f(\beta) - \mu(\beta) \frac{d^2\varphi(e(\beta))}{de(\beta)^2} = 0$$

Se sabe que:  $\mu(\beta) = \lambda(1-\alpha)F(\beta)$

reemplazando se tiene:

$$-\lambda(1-\alpha)F(\beta)\frac{d^2\varphi(e(\beta))}{de(\beta)^2} = (1+\lambda)\left(-q(\beta) + \frac{d\varphi(e(\beta))}{de(\beta)}\right)f(\beta)$$

$$\frac{d\varphi(e(\beta))}{de(\beta)} = q(\beta) - \frac{\lambda}{1+\lambda}(1-\alpha)\frac{F(\beta)}{f(\beta)}\frac{d^2\varphi(e(\beta))}{de(\beta)^2}$$

Si se desea verificar el efecto de  $\alpha$  en el nivel de esfuerzo se analiza la estática comparativa utilizando el teorema de la función implícita a partir de la cual se obtiene lo siguiente:

$$\frac{d\varphi(e(\beta))}{de(\beta)} - q(\beta) + \frac{\lambda}{1+\lambda}(1-\alpha)\frac{F(\beta)}{f(\beta)}\frac{d^2\varphi(e(\beta))}{de(\beta)^2} = 0$$

Por tanto:

$$\frac{de(\beta)}{d\alpha} = \frac{\frac{\lambda}{1+\lambda}\frac{F(\beta)}{f(\beta)}\frac{d^2\varphi(e(\beta))}{de(\beta)^2}}{\frac{d^2\varphi(e(\beta))}{de(\beta)^2} + \frac{\lambda}{1+\lambda}(1-\alpha)\frac{F(\beta)}{f(\beta)}\frac{d^3\varphi(e(\beta))}{de(\beta)^3}} > 0$$

El resultado al que se llega confirma lo encontrado para el caso de dos tipos, por lo que las implicancias en las tarifas son totalmente equivalentes a las analizadas en el caso anterior, es decir, cuando el regulador desea extraer rentas a alguno de los operadores eso se verá traducido en la presencia de una tarifa que no es óptima para el operador eficiente, generando finalmente costos sociales para los consumidores que hacen uso del bien o servicio regulado.

El modelo de regulador no benevolente y múltiples tipos de agentes permite concluir lo siguiente:

- Con un regulador no benevolente y asimetría de información, la extracción de renta por parte del regulador hace que sea costoso para la firma eficiente revelarse del tipo que es, por lo que eventualmente si esta renta que extrae el regulador llegara a ser muy alta este operador podría declararse como ineficiente o bien salir del mercado. En ambos casos se cumple la Ley de Gresham provocando un colapso del contrato regulatorio.
- La empresa ineficiente al no tener un efecto de  $\alpha$  sobre su tarifa, no tiene incentivos a obtener mayores ganancias en eficiencia, generándose un costo en cuanto al nivel de eficiencia dinámica dentro de este mercado.

### 5. COMPARACION DE ESCENARIOS

El modelo de regulador no benevolente con asimetría de información, donde el regulador pretende extraer rentas para su propio interés, muestra resultados no óptimos en el diseño de los menús de tarifas que eligen los operadores que ingresan a un mercado regulado. Los resultados a los que se arriban en materia de contrato regulatorio, a partir de cada modelo desarrollado, se resumen en la tabla siguiente.

Escenario	Función objetivo	Contratos regulatorios
Regulador benevolente (información simétrica)	$\max_{(U, q, e)} W = V(q) - (1 + \lambda)[(\beta - e)q + \rho + \varphi(e)] - \lambda U$	Tarifa óptima de primer mejor $t = C^*$ donde $C^* = \text{costo marginal}$
Regulador benevolente (información asimétrica)	$\max_{(\bar{q}, \underline{q}, \bar{e}, \underline{e})} W = v[V(\underline{q}) - (1 + \lambda)((\underline{\beta} - \underline{e})\underline{q} + \rho + \varphi(\underline{e})) - \lambda\phi(\bar{e})] + (1 - v)[V(\bar{q}) - (1 + \lambda)((\bar{\beta} - \bar{e})\bar{q} + \rho + \varphi(\bar{e}))]$	Empresa eficiente: $t^*(\underline{\beta}) = \varphi(\underline{e}) + \phi(\bar{e})$ Empresa ineficiente: $t^*(\bar{\beta}) = \varphi(\bar{e})$
Regulador no benevolente (información asimétrica)	$\max_{(\bar{q}, \underline{q}, \bar{e}, \underline{e})} W = v[V(\underline{q}) - (1 + \lambda)((\underline{\beta} - \underline{e})\underline{q} + \rho + \varphi(\underline{e})) - \lambda(1 - \alpha)\phi(\bar{e})] + (1 - v)[V(\bar{q}) - (1 + \lambda)((\bar{\beta} - \bar{e})\bar{q} + \rho + \varphi(\bar{e}))]$	Empresa eficiente: $t^*(\underline{\beta}) = \varphi(\underline{e}) + \phi(\bar{e})$ Con: $G = \lambda\alpha(\phi(\bar{e}))$ . donde: $\frac{dt}{d\alpha} = \frac{d\phi(\bar{e})}{d\bar{e}} \frac{d\bar{e}}{d\alpha} > 0$ Empresa ineficiente: $t^*(\bar{\beta}) = \varphi(\bar{e})$

De dicha tabla se concluye que en la medida que los reguladores son benevolentes, ya sea que enfrenten asimetrías de información o no, el menú de tarifas logra que las firmas se revelen como lo que son y se maximiza el nivel de bienestar social. Si bien con asimetrías de información se debe incurrir en una renta informacional para motivar al eficiente a que participe en el mercado, el mecanismo plasmado en la tarifa logra resolver el problema de selección adversa y de riesgo moral.

En un modelo de asimetrías de información con un regulador no benevolente que pretende sacar rentas de alguno de los operadores regulados, el resultado de la regulación económica se traduce en el diseño de tarifas que resuelven los problemas de asimetría de información pero que introducen un costo a la empresa eficiente, la que puede dejar de tener incentivos para participar dentro del contrato regulatorio y

para operar de forma eficiente, ocasionando finalmente un costo social elevado para los consumidores que forman parte del mercado regulado.

Escenarios como el anterior llaman a la reflexión respecto de situaciones en las que la regulación debería privilegiar, en todos los casos, la maximización del bienestar de la sociedad, ya que cuando por algún motivo, político, social o económico, el regulador busca la extracción de rentas de los agentes regulados, se pueden generar notorias distorsiones en el funcionamiento de los contratos regulatorios. Al respecto, si se asume que los agentes son de diversos tipos, con funciones de costo diferentes, se puede terminar desplazando a la empresa eficiente en la medida que esta no esté dispuesta a realizar la transferencia al regulador. Este aspecto, ya presentado por Akerlof (*op. cit.*), origina que el contrato regulatorio colapse al no poder corregirse adecuadamente el problema de información asimétrica llevando a que en el mercado se desincentive la eficiencia generando por tanto altos gastos a los consumidores finales.

## 6. CONCLUSIONES

De la revisión realizada se pueden arribar a las siguientes conclusiones:

- ✓ Cuando un mercado es regulado por un regulador benevolente que además posee información perfecta acerca de la tecnología de las empresas así como del nivel de esfuerzo que las firmas realizan para bajar sus costos, se logra fijar una tarifa eficiente que hace máximo el nivel de bienestar de la sociedad. En general, bajo este escenario se logra alcanzar niveles de eficiencia asignativa que son equivalentes a la formulación de contratos de alto poder, donde los agentes tienen incentivos a realizar esfuerzos óptimos que permiten alcanzar niveles de costo de prestación del servicio más bajos.
- ✓ Bajo un escenario de un regulador benevolente que enfrenta asimetrías de información, el diseño de un mecanismo óptimo, traducido en la tarifa, logra que los agentes se autorrevelen como lo que efectivamente son, es decir, los eficientes se declararán como tales así como los ineficientes. Lo anterior es factible en la medida que la función objetivo del regulador se maximiza sujeto a la restricción de compatibilidad de incentivos y de racionalidad individual. Se encuentra que bajo un escenario de información asimétrica el regulador debe incurrir en un costo (renta informacional) por obtener información de quién es la empresa más eficiente, lo que finalmente se traduce en el logro de tarifas óptimas, que permiten alcanzar un equilibrio separador.
- ✓ Un regulador no benevolente, que enfrenta diferentes tipos de agentes y busca extraer rentas de algunos de ellos, solo puede obtener ventajas cuando están presentes las asimetrías de información. Lo anterior es cierto porque con información perfecta, no solo el regulador ve el esfuerzo y conoce la función de producción de las firmas, sino que a su vez, son los operadores los que conocen dicha información. Es claro que cualquier tipo de operador (eficiente o ineficiente) que posea información perfecta no aceptará que el regulador quiera cobrarle rentas por algo que él ya conoce, por lo que en un escenario donde se quiera obtener alguna ventaja por

parte de los operadores, este puede optar por no ingresar a este mercado que presentaría una regulación asimétrica.

El diseño del contrato regulatorio, de un regulador no benevolente con asimetrías de información, muestra que el menú de tarifas resuelve el problema de la información asimétrica en cuanto a tecnología y esfuerzo óptimo a ser realizado por las firmas. Se muestra que la tarifa ofrecida al operador eficiente incluye una renta informacional que lo motiva a revelarse como tal, sin embargo, ya que el regulador pretende llevarse, para su propio beneficio, una parte de dicha renta informacional, genera que la firma eficiente tenga incentivo a no participar del contrato, o bien a comportarse como una firma ineficiente porque revelarse como lo que es tiene un costo. Si la transferencia exigida por el regulador llegara a ser muy alta ( $\alpha$  tendiendo a 1) el operador ineficiente podría quedar indiferente ante el contrato del eficiente, porque se le exige un nivel de esfuerzo demasiado alto generando un colapso del contrato regulatorio formulado, llevando a evaluar en términos prácticos la pertinencia de mantener un esquema regulatorio que no logra cumplir con los objetivos de eficiencia asignativa y máximo nivel de bienestar para la sociedad.

## BIBLIOGRAFIA

- AKERLOF, G. (1971). "The market for "lemons": Quality, Uncertainty and the Market Mechanism", *The Quarterly Journal of Economics* 84 (3), pp. 488-500.
- ARMSTRONG, M. y D. SAPPINGTON (2005). *Recent Developments in the Theory of Regulation*. University of Florida, Florida.
- BARON, D. y R. MYERSON (1982). "Regulating a Monopolist with Unknown Costs", *Econometrica* 50 (4), pp. 911- 930.
- BAUMOL, W.J., J.C. PANZAR y R.D. WILLIG (1982). *Contestable Markets and the theory of industry structure*. Harcourt Brace Jovanovitch, New York.
- BONBRIGHT, J.C. (1961). *Principles of Public Utility Rates*. Columbia University Press.
- JEHLE, G. y P. RENY (2011). *Advanced Microeconomic Theory*, Third Edition. Prentice Hall.
- LAFFONT, J.J. y J. TIROLE (1999). *A Theory of incentives in procurement and regulation*. MIT, Cambridge, Massachusetts.
- LAFFONT, J.J. (2005). *Regulation and development*. University Press, Cambridge.
- PELTZMAN, S. (1976). "Toward a more General Theory of Regulation", *Journal of Law and Economics* 19 (2), pp. 211-240.
- PIGOU, A.C. (1932). *The Economics of Welfare*. Macmillan and Co., London.
- POSNER, R. (1974). "Theories of Economic Regulation", *The Bell Journal of Economics and Management Science* 5 (2), pp. 335-358.
- ROSS, S. (1973). "The Economic theory of agency: The principal's problem", *American Economic Association* 63 (2), pp. 134-139.
- SPENCE, M. (1973). "Job Market Signaling", *The quarterly journal of economics* 87 (3), MIT Press.
- SHY, O. (1995). *Industrial Organization, Theory and applications*. The MIT Press, Cambridge, Massachusetts.
- STIGLER, G. (1971). "The theory of Economic Regulation", *The Bell Journal of economics and management science* 2 (1), pp. 3-21.
- VICKERS, J. y G. YARROW (1988). *Privatization: An Economic Analysis*. The MIT Press, Cambridge, Massachusetts.





# EFFECTOS DE LOS INGRESOS DEL HOGAR, EDUCACION DE LA MUJER Y PARTICIPACION LABORAL FEMENINA SOBRE LA FECUNDIDAD ECUATORIANA\*

*THE EFFECTS OF THE HOUSEHOLD INCOME, FEMALE EDUCATION AND WOMAN'S LABOR MARKET PARTICIPATION ON ECUADOREAN FECUNDITY*

---

CINTYA LANCHIMBA\*\*

Escuela Politécnica Nacional· Université de Lyon

JUAN PABLO DIAZ-SANCHEZ\*\*\*

Escuela Politécnica Nacional· Universitat de Barcelona

## Abstract

*This paper studies the economic determinants of fecundity. In the analytical part, authors have analyzed the vast economic literature devoted to the study of fecundity, from which several testable hypotheses that relates it to household income, education level of the mother and her occupation have been derived. The article provides empirical evidence from 46,716 Ecuadorian women between 12 and 49 in 2006 and 2014. In particular, it was found, through count data models, that years of mother education and household income have a negative effect on fecundity.*

Keywords: *Fecundity, count data models, Ecuador.*

JEL Classification: *J13, J62, C25.*

---

\* Los autores agradecen a los revisores externos así como a académicos y colegas de seminarios y congresos que con sus sugerencias elevaron la calidad de este trabajo. De manera especial, agradecen los comentarios de Javier Román Fernández, quien dio luces fundamentalmente en la parte metodológica de esta investigación. Cualquier error es de responsabilidad exclusiva de los autores.

\*\* Escuela Politécnica Nacional, Facultad de Ciencias, Quito, Ecuador y Université de Lyon, CNRS, GATE L-SE UMR 5824 F-42023 Saint-Etienne, France. E-mail: [cintya.lanchimba@epn.edu.ec](mailto:cintya.lanchimba@epn.edu.ec)

\*\*\* Escuela Politécnica Nacional, Facultad de Ciencias, Quito, Ecuador y Universitat de Barcelona, Facultat d'Economia i Empresa, Barcelona, España. E-mail: [juan.diaz@epn.edu.ec](mailto:juan.diaz@epn.edu.ec)

## Resumen

*En este trabajo se estudia los determinantes económicos de la fecundidad. En la parte analítica se examina la vasta literatura económica dedicada al estudio de la fecundidad, de la que varias hipótesis comprobables que relacionan los ingresos económicos de los hogares, el nivel de educación de la madre y su ocupación laboral con la fecundidad se derivan. El artículo elaborado con datos ecuatorianos proporciona evidencia empírica de 46.716 mujeres entre 12 y 49 años, en dos momentos temporales (2006 y 2014) que son combinados en un pool de datos. En particular, se comprobó, mediante modelos de datos de recuento, que los años de educación de la madre y los ingresos del hogar tienen un efecto negativo en la fecundidad.*

Palabras clave: *Fecundidad, modelos de datos de recuento, Ecuador.*

Classificación JEL: *J13, J62, C25.*

## 1. INTRODUCCION

Desde las primeras teorías planteadas por Tomas Malthus, en las últimas décadas muchos han sido los estudios acerca de la fecundidad y su impacto en la economía. Sin embargo, fueron autores como Leibenstein (1975), Becker (1960), Easterlin (1975), Willis (1973), Shultz (1997) quienes han hecho aportes relevantes respecto de la importancia de la variación de la fecundidad en la teoría económica.

El análisis de la fecundidad y su aplazamiento ha sido clave en las últimas décadas. Según Pestieau y Ponthiere (2015), los cambios en la tendencia poblacional son producto de la postergación de la paternidad y la maternidad, debido a un aumento general de los costos económicos de la crianza de los niños y la disminución del grado de altruismo familiar. El grado de altruismo familiar de los padres a sus descendientes radica en el hecho de que su propio bienestar depende de la siguiente generación (Barro y Becker, 1989).

Asimismo, los países con alto desarrollo económico han experimentado niveles diferentes de fecundidad que pasaron de altos a bajos. De hecho, esto parece estar relacionado con el nivel de crecimiento económico del país (Strulik y Vollmer, 2015). El crecimiento puede estar positivamente relacionado con la desigualdad, pero luego puede ser negativo debido al envejecimiento generalizado de la población (Miyazawa, 2006). Por otro lado, Lai (2012) demuestra que existe un beneficio directo entre los niños y los costos financieros que conlleva su crianza. Aunque la literatura muestra que el declive de la fecundidad sería causado por la reducción del beneficio económico que producen los niños, en el caso de Taiwán, la crianza de niños ha sido positiva durante la transición demográfica. En este contexto, Lanchimba y Medina (2011) muestran evidencia empírica de que Ecuador estaría en presencia de un bono demográfico (de 2013 a 2022), por lo que un estudio de determinantes económicos de la fecundidad en Ecuador se hace interesante.

Sin embargo, Gutiérrez y Domenech (2008) encontraron evidencia de que si bien este fenómeno puede estar asociado a las bajas tasas de fecundidad, también puede explicarse por otras razones. La flexibilización del mercado laboral, por ejemplo, habría contribuido a la estabilización de las tasas de fecundidad en los Países Bajos y Suecia, a diferencia de España, donde se evidencia una notoria caída de las tasas de fecundidad. Si bien la flexibilización laboral está asociada a una precariedad del empleo, esto mantendría el trabajo de muchos individuos, y por tanto, sus ingresos económicos.

En Ecuador se han suscitado importantes cambios demográficos y económicos en las últimas décadas, que han ido ensanchando la parte superior de la pirámide poblacional (ver Anexo 1). Por ejemplo, según el Banco Mundial, la tasa de fecundidad se redujo drásticamente de 6,7 hijos en 1960 a 2,5 hijos en 2014, mientras que la esperanza de vida se ha alargado pasando de 53 años a 73 años. El envejecimiento de la población es un tema de gran preocupación. Por otra parte, según el Banco Mundial el producto interno bruto real a precios constantes de 2010 pasó de 10,2 mil millones en 1960 a 86,2 mil millones en 2015. Junto con el crecimiento económico, los programas de bienestar y asistencia social en Ecuador se han incrementado en la última década, aunque no se han desarrollado completamente. Por otra parte, de acuerdo con cifras del Ministerio de Inclusión Económica y Social (MIES), el 30% de las personas de edad avanzada viven con sus hijos, donde los hijos podrían representar una fuente de subsistencia y cuidado para este grupo poblacional. Para estos adultos mayores la decisión de tener hijos pudo estar representado, entonces, por la seguridad que ellos representarían en la vejez, como lo señalan Barro y Becker (1989).

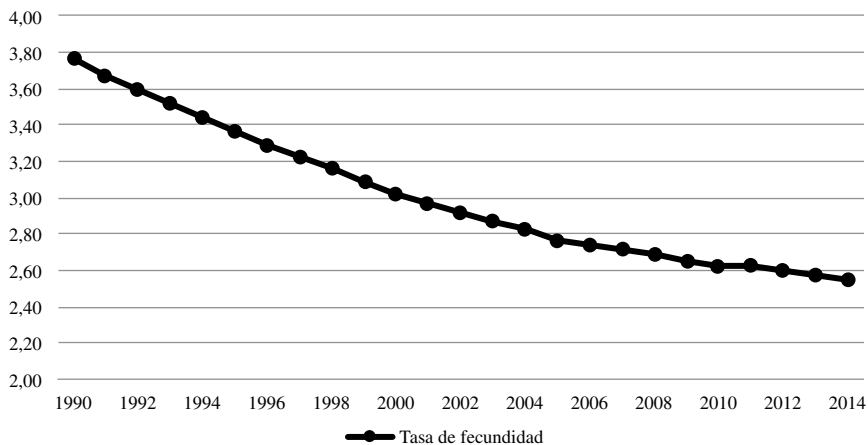
En los últimos años el nivel de educación femenina y la participación laboral aumentaron exponencialmente. Es así que, según el Instituto de Estadísticas y Censos (INEC), para el 2001, las mujeres de 24 años y más presentaban 6,5 años de escolaridad en promedio, mientras que para el 2010 esta cifra pasó a 9,5 años. Además, según datos del Banco Mundial, el porcentaje de mujeres en la población activa se elevó de 32% a 40,4% entre 1990 y 2014 (Banco Mundial).

No obstante, la participación laboral femenina crece a una velocidad relativamente baja en comparación con algunos otros países de similar ingreso económico (ingreso económico medio, clasificación de acuerdo con el Banco Mundial). Aunque la mayor parte de mujeres se incorporan al mercado laboral después de graduarse del colegio o la universidad, más de la mitad lo abandonan para criar a los hijos. Entre 1990 y 2007 el país experimentó un rápido descenso de la tasa de fecundidad, según el INEC esta tasa pasó de 10,64% a 6,85 %. Mientras tanto, la esperanza de vida al nacer ha mejorado enormemente entre 1960 y 2014, de un promedio de 55 a 79 años para las mujeres y del 52 a 73 años para los hombres.

En consecuencia, la disminución de la fecundidad ecuatoriana, ilustrada en la Figura 1, se debería al hecho de que las mujeres alcanzan un mayor nivel de educación, y que están entrando cuantiosamente en el mercado laboral. En este contexto, este artículo pretende analizar los determinantes de la tasa de fecundidad en Ecuador. Estudios previos como Llerena (2012) y Lanchimba y Medina (2011) analizaron los determinantes de la fecundidad mediante poblaciones totales, dejando de lado las decisiones personales. En contraste con esos estudios se pretende estudiar los determinantes de la fecundidad a nivel de los hogares ecuatorianos; utilizando la

FIGURA 1

## TASA DE FECUNDIDAD EN EL ECUADOR



Elaboración: Los autores. Fuente: Banco Mundial.

Encuesta de Condiciones de Vida del INEC se analizará cómo los ingresos económicos de los hogares, el nivel de educación de la madre y su ocupación laboral inciden en la determinación de la fecundidad ecuatoriana en 2006 y 2014.

El resto del artículo está organizado así: la Sección 2 presenta el marco teórico. La Sección 3 describe los datos. La Sección 4 presenta la metodología relativa al estudio de la fecundidad y los resultados. Por último, la Sección 5 concluye el trabajo.

## 2. MARCO TEORICO

### 2.1. Educación femenina

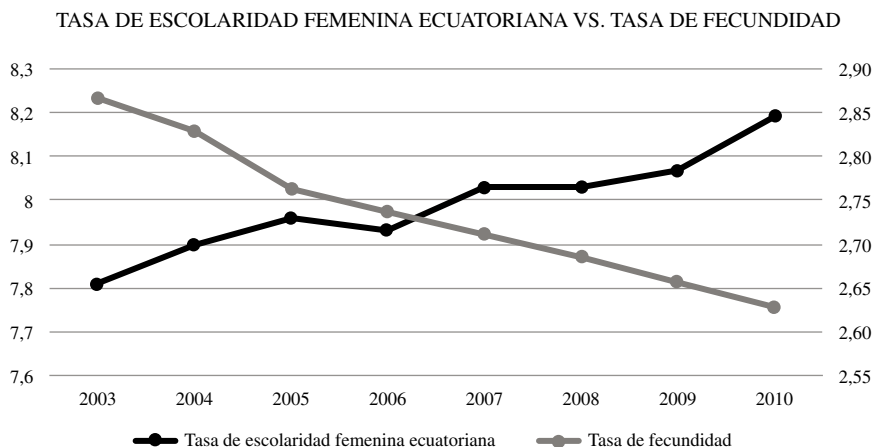
El crecimiento económico en los países desarrollados y algunos países en vías de desarrollo ha sido frecuentemente asociado al mejoramiento de la calidad de vida de las personas. En esos países el nivel de educación de las mujeres al parecer tiene una influencia en el comportamiento reproductivo de las mismas. Así, la educación ha marcado un punto de inflexión en la decisión de tener hijos y, por tanto, en los niveles de fecundidad de la población. Puntualmente, la educación en las mujeres ha aumentado su acceso a mejores oportunidades laborales, es así que el costo de la crianza de los hijos es mayor para las madres educadas. Este costo de oportunidad sería superior al que enfrentan los hombres, cuya función de utilidad es diferente (Dasgupta, 1995).

Además, las mujeres con educación tienden a tener mayor conocimiento acerca de planificación familiar, lo que llevaría también a familias más pequeñas (Dasgupta, 1995).

En este sentido, Klasen y Launovi (2006) encontraron evidencia de que el aumento del uso de anticonceptivos tendría una influencia significativa en el descenso de las tasas de fecundidad. La educación, por tanto, estaría asociada a la disminución de las tasas de fecundidad (Schulz, 1997). Puntualmente, la influencia de la educación superior sería determinante en la disminución de la fecundidad (Klasen y Launovi, 2006).

Se esperaría, entonces, que las mujeres más educadas sean más conscientes del gran costo de oportunidad que un hijo conlleva, reduciendo las tasas de fecundidad (la Figura 2 ilustra el nivel de educación de las mujeres ecuatorianas frente a la tasa de fecundidad).

FIGURA 2



Elaboración: Los autores. Fuente: INEC.

Se plantea, entonces:

**Hipótesis 2.1** El nivel de educación de una mujer incide en la disminución de la fecundidad.

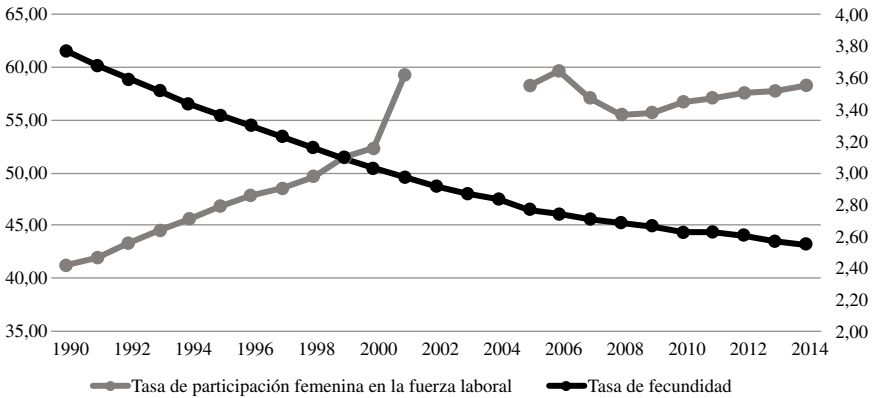
## 2.2. Ocupación laboral

No solo la educación puede explicar los bajos niveles de fecundidad, Vlasbom y Schippers (2004) proveen evidencia empírica para explicar que los cambios en la tendencia se deberían a cambios en el comportamiento, la influencia social o institucional. De hecho, el aumento de la participación laboral femenina con o sin hijos ha sido importante en las últimas décadas en Europa, así como en Ecuador (ver Figura 3).

La remuneración percibida por el trabajo parecería empoderar más a las mujeres que la educación a la hora de decidir el número de hijos que van a tener (Dasgupta,

FIGURA 3

TASA DE PARTICIPACION FEMENINA EN LA FUERZA LABORAL VS. TASA DE FECUNDIDAD



Nota: Para los años 2002, 2003 y 2004 no existen datos disponibles de la tasa de participación femenina en la fuerza laboral.

Elaboración: Los autores. Fuente: Banco Mundial.

1995). Shang y Weinberg (2013) muestran evidencia que, desde mediados hasta finales de 1990, la tasa de fecundidad aumentó en las mujeres estadounidenses graduadas de la universidad, especialmente en aquellas con edades avanzadas. Aunque esta tasa también ha aumentado en las mujeres con menor nivel educativo, pero estas eran jóvenes.

En este sentido Vere (2007) encuentra que las mujeres de 27 años con educación universitaria entre 1982 y 2002 aumentaron su tasa de fecundidad. Sin embargo, Percheski (2008) argumenta que para una mujer educada esta edad podría ser muy temprana, ya que las mujeres que tienen más hijos optarían por reducir sus horas laborales, lo que afectaría las expectativas de empleo. El autor muestra evidencia que no se han producido aumentos en la fecundidad entre 1960 y 2005. Por tanto, el empleo sería una barrera para la formación de familias, ya que las mujeres que trabajan posponen nacimientos debido a la capacidad limitada para combinar el empleo con la maternidad, lo que reduciría las tasas de fecundidad (Klasen y Launovi, 2006; Gutiérrez y Domenech, 2008; Del Bono, 2001).

En este contexto, se puede establecer que la ocupación laboral influiría en las decisiones reproductivas. Sin embargo, esto puede ser rápidamente refutado cuando se toma en cuenta factores de largo plazo como la estabilidad laboral. En primer lugar, el desempleo afectaría a las tasas de matrimonio. El matrimonio, como institución, es muy importante en términos de fecundidad, pues reduce las asimetrías de información a la que se enfrentan hombres y mujeres a la hora de procrear. La asimetría de información vendría dada por el hecho de la facilidad de reconocimiento de la descendencia de las mujeres, mientras que los hombres lo hacen

respecto de su capacidad reproductiva (Bethmann y Kvasnicka, 2011). Por tanto, con una disminución de las tasas de matrimonio, las tasas de fecundidad se verían afectadas en el largo plazo (Gutiérrez y Domenech, 2008). Además, Ahn y Mira (2001) proveen evidencia empírica que muestra una relación entre la disminución de las tasas de fecundidad y la presencia de crisis económicas. A pesar de que los autores no analizan la ocupación laboral femenina, sino la masculina, establecen que hay un estrecho vínculo entre el desempleo y la fecundidad. Así, en tiempos de crisis económica el costo de oportunidad de tener un hijo sería muy alto, ya que mujeres con hijos tendrían dificultad para encontrar un empleo, a esto se suma la dificultad de combinar el empleo con la maternidad y la falta de facilidades para la crianza de los niños de ciertos países (Klasen y Launovi, 2006), lo que contradice a la teoría microeconómica estándar que sostiene que la demanda de niños aumenta en períodos de desempleo, debido a que el costo de oportunidad de tener hijos sería menor que cuando una persona está empleada. Por otra parte, Bono *et al.* (2015) proveen evidencia empírica que muestra que el desempleo como tal no tendría una incidencia importante en las decisiones reproductivas. Pero el hecho de tener un hijo sería trasladado a las posibilidades de carrera a las que una mujer puede acceder. Por tanto, la fecundidad influiría en el tipo de ocupación laboral de los padres.

En este contexto, la relación entre la ocupación laboral femenina y la fecundidad sería bidireccional, como lo sostiene Salamaliki *et al.* (2013). En este estudio proponemos probar que la ocupación laboral femenina influye en la disminución de la fecundidad ecuatoriana, en lugar de la relación inversa. En la actualidad y como se menciona en la introducción, aunque muchas mujeres van a la universidad, más de la mitad la abandonan para criar a sus hijos, reduciendo así sus posibilidades laborales. En consecuencia, si bien muchas de estas mujeres ingresan posteriormente al mercado laboral, su nivel de educación sumado a factores como la experiencia laboral, el tiempo a veces limitado que pueden dedicar al trabajo (Percheski, 2008), entre otros, restringirían los puestos a los que podrían acceder, lo que conllevaría a que en el largo plazo sus decisiones reproductivas sean influenciadas por su ocupación laboral. Adicionalmente, la legislación laboral ecuatoriana no es muy vigilante a la hora que se establecen los contratos de trabajo, ya que muchas mujeres son obligadas a aceptar de manera explícita o tácita cláusulas que las obligan a no quedar embarazadas durante la relación contractual. Por tanto, se establece que:

**Hipótesis 2.2.** La ocupación laboral femenina influye en la disminución de la fecundidad.

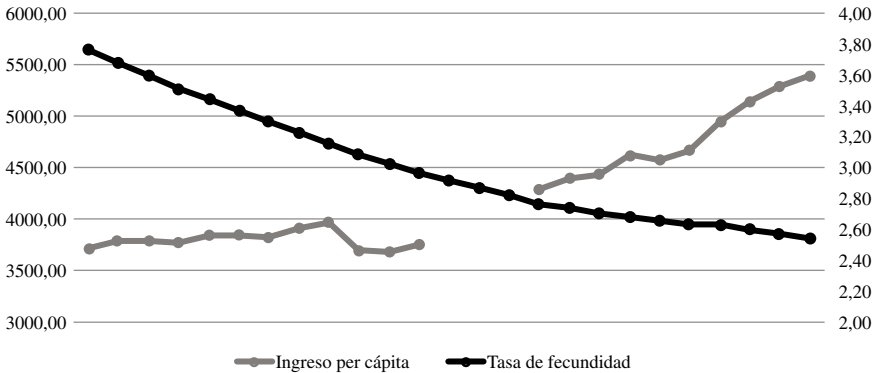
### 2.3. Ingresos económicos

Los ingresos económicos pueden ser un determinante a la hora de decidir el número de hijos que los individuos tienen, debido a los costos elevados de su crianza (ver Figura 4). En este sentido, la literatura empírica muestra evidencia de que las tasas de fertilidad y los costos de criar un hijo estarían inversamente asociados (Becker, 1960; Easterlin, 1978; Easterlin *et al.*, 1980).

De hecho, en los países desarrollados los hijos pueden ser considerados como bienes inferiores, ya que una vez que los ingresos de un hogar aumentan otras

FIGURA 4

## INGRESO PER CAPITA VS. TASA DE FECUNDIDAD



Nota: Para los años 2002, 2003 y 2004 no existen datos disponibles del ingreso per cápita.  
Elaboración: Los autores. Fuente: Banco Mundial.

fuentes de utilidades similares pueden ser comparables (trabajo, tiempo libre, futura seguridad económica, etc.). Por tanto, a mayores ingresos, menor es su demanda, con baja o incluso negativa elasticidad-ingreso de la demanda (Robinson, 1997). En este sentido, Becker (1960), quien sugiere que los hijos pueden ser vistos como bienes de consumo y por tanto la fecundidad se ve influenciada por la demanda de los mismos, consideraba a los padres como agentes racionales que maximizan su utilidad en función de los hijos y la restricción presupuestaria a la que se enfrentan. En consecuencia, la decisión de un hijo adicional está basada en un modelo de elección racional, y en la interacción entre calidad y cantidad óptima de recursos que se dedicaría a cada hijo (Willis, 1973). Mientras que en los países en vías de desarrollo los hijos pueden elegirse debido a la ausencia de otras opciones como un programa de cuidado para la vejez (Barro y Becker, 1989).

En contraste, Easterlin *et al.* (1980) sugirieron que las personas toman sus decisiones reproductivas sobre la base de su capacidad actual y futura de los ingresos, y del nivel que se espera de la vida (Chabé-Ferret y Melindi, 2013). Los autores proponen que si la relación del ingreso y el nivel de vida es alta (buenas condiciones económicas), la tasa de fecundidad también lo será. Esto se traduciría en un ciclo poblacional donde la tasa de fecundidad será alta. Los nacidos de esta generación se enfrentarán a gran competencia laboral en el mercado del trabajo, provocando entonces otro ciclo poblacional donde se observará un descenso en la población (Waldor y Byun, 2005). Posteriormente, el autor sugiere que la fertilidad está inversamente relacionada con las aspiraciones de consumo (Easterlin, 1966). En este contexto se plantea:

**Hipótesis 2.3.** Los ingresos percibidos inciden en la disminución de la fecundidad.



### 3. DATOS

#### 3.1. Descripción de los datos

Las fuentes de los datos a utilizar son las Encuestas de Condiciones de Vida (ECV) correspondientes a 2006 y 2014, mismas que son realizadas por el Instituto Ecuatoriano de Estadística y Censos (INEC). Las ECV tienen un diseño muestral probabilístico, lo que posibilita que sus resultados puedan ser generalizados para toda la población. Asimismo, es importante señalar que en las ECV la vivienda constituye la unidad de selección, mismas que fueron elegidas por muestreo aleatorio simple, mientras que el hogar constituye la unidad de observación (INEC, 2014).

En esta investigación se utiliza un *pool* de datos entre las dos Encuestas de Condiciones de Vida. Entre las ventajas del *pool* de datos se puede mencionar que permite obtener estimadores más robustos, además de evitar automáticamente el problema de autocorrelación en el término de error, porque las observaciones, en este caso las del 2006 y 2014, son independientes en el tiempo.

Es importante indicar que estas encuestas proveen información de 13.581 hogares para el 2006 y 29.052 hogares para el 2014. Considerando que lo que se está analizando son los factores que afectan a la fecundidad, es necesario segmentar el análisis para las mujeres que tengan entre 12 y 49 años por ser este el período fértil. Una vez hecha esta segmentación, se tienen 46.716 observaciones, 15.613 en 2006 y 31.103 en 2014. Estas mujeres se encuentran geográficamente distribuidas de la siguiente forma:

TABLA 1

DISTRIBUCION DE MUJERES QUE HAN SIDO MADRES POR REGION GEOGRAFICA

Región	Año 2006	Año 2014	<i>Pool</i> de datos
Costa	6.096	10.273	16.369
Sierra	8.286	14.988	23.274
Oriente	1.231	5.262	6.493
Galápagos		580	580

Elaboración: Los autores.

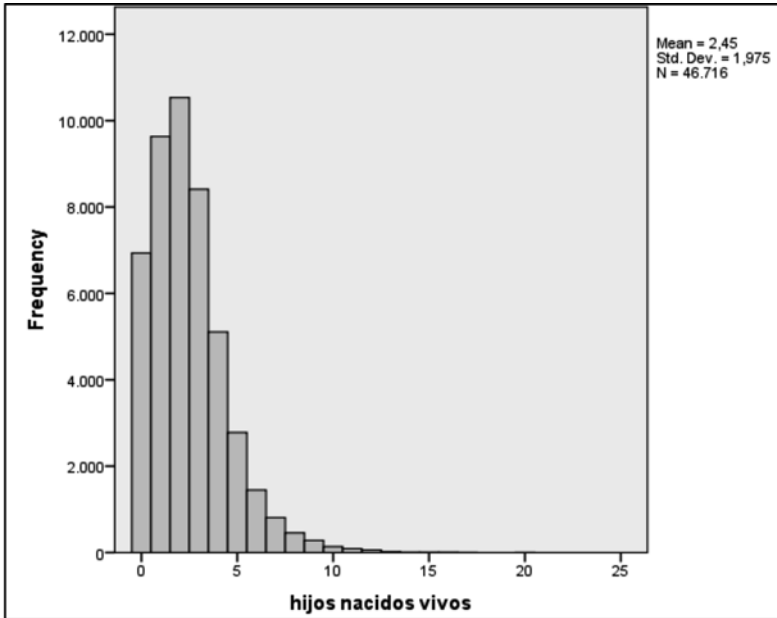
#### 3.2. Variable dependiente

La variable dependiente es el número de hijos que ha tenido la mujer. Al realizar un histograma de la variable dependiente se puede ver que la mayor concentración de mujeres tiene 2 hijos, seguido de 1 y 3 niños nacidos vivos por cada mujer (Figura 5).

Se puede observar que para el total de observaciones la media de hijos nacidos vivos por mujer entre 12 y 49 años de edad es de 2,45 y su desviación estándar es de 1,975. Además, es importante mencionar que, para el 2006, la media de hijos

FIGURA 5

HISTOGRAMA DE LA VARIABLE HIJOS NACIDOS VIVOS POR MUJER



nacidos vivos por mujer fue de 2,56 y su desviación estándar fue de 2,1. Mientras que para el 2014 la media fue 2,39 hijos nacidos vivos por mujer entre 12 y 49 años de edad y la desviación estándar fue de 1,91. Claramente hay un descenso de la media de 0,17 niños por mujer. Por otra parte, para el 2006 el 85,3% de mujeres ecuatorianas entre 12 y 49 años de edad habían sido madres, mientras que para el 2014 esta cifra pasó a 84,5%.

Es también importante indicar que para el 2006 en la zona rural el 83,9% de mujeres ha tenido o tiene un hijo nacido vivo, mientras que en el 2014 esta cifra pasó al 84,5%. Asimismo en el área urbana para el 2006 el porcentaje de mujeres que tiene o ha tenido hijos nacidos vivos pasó del 85,7% al 86,2% en el 2014.

### 3.3. Variables independientes

Las variables a ser utilizadas se encuentran explicadas en la siguiente Tabla 2:

Suele ser común que en este tipo de estudios se incluya a la variable edad al cuadrado, en este caso de la mujer, como variable explicativa. Sin embargo, en este trabajo se ha excluido debido a dos razones. Primero, la inclusión de la edad al cuadrado, acompañada de la variable edad suele estar dada por la necesidad de verificar si la

**TABLA 2**  
**VARIABLES DEL MODELO**

Variable	Breve explicación	Signo esperado
Nro_Hijos	Es el número de hijos que ha tenido la mujer. Variable endógena.	n/a.
Ingreso del Hogar	Representa el ingreso total mensual percibido por el hogar. Medido en dólares de los Estados Unidos.	-
Educación	Representa los años de educación formal que tiene la mujer.	-
Trabaja	Es una variable dicotómica que toma el valor de 1 si la mujer trabaja y 0 si no lo hace.	-
Edad	Representa la edad de la mujer. Variable medida en años.	+
Etnia	Es una variable categórica que representa la autoidentificación étnica de la mujer. La categoría de referencia es mestizo, mientras que las otras categorías posibles son indígena, blanco, negro, mulato, montubio, otro.	n/a.
Estado Civil	Es una variable categórica que representa el estado civil de la mujer. La variable cualitativa. La categoría de referencia es soltera, mientras que las otras categorías posibles son casada, unión libre, separada, divorciada y viuda.	n/a.
VIH	Es una variable proxy de información que toma el valor de 1 si la mujer conoce o ha escuchado sobre VIH/SIDA o 0 caso contrario.	-
Plan_Fam	También actúa como una variable proxy de información y toma el valor 1 si la mujer ha escuchado acerca de planificación familiar o 0 en caso contrario.	-
Región	Es una variable categórica que representa la región geográfica en la que reside la mujer. La categoría de referencia es Sierra, mientras que las otras categorías posibles son Costa, Amazonía y Galápagos.	n/a.
Área	Es una variable categórica que representa el área en la que reside la mujer. La categoría de referencia es rural, mientras que las otras categorías posibles son área urbana pequeña y área urbana grande, donde el área urbana grande corresponde al área de 5.000 y más habitantes, mientras que la urbana pequeña corresponde al área de 2.000 y más habitantes.	n/a.
D_2014	Es una variable dummy que toma el valor de 1 si la mujer encuestada pertenece a la base del año 2014 y 0 si pertenece a la encuesta del año 2006. Esta variable captura los efectos que pueden atribuirse al paso del tiempo, es decir, el comportamiento diferencial en el año 2014 respecto del 2006.	-

Elaboración: Los autores.

variable dependiente, que en este caso sería el número de hijos, tiene el comportamiento de una U o U invertida, según sea el caso, a medida que el tiempo pasa. En el presente estudio la mujer tiene no la mayoría, sino todos sus hijos en la edad fértil, entonces, la concentración de eventos estará dada en este período y será menor tanto antes como después de este intervalo de tiempo. Claramente se comporta como una U invertida. Segundo, la inclusión de la variable edad al cuadrado suele, necesariamente, presentar un problema de multicolinealidad con la variable edad, debido a que la primera ha sido generada mediante un proceso que toma como base a la segunda. Debido a que ya se sabe el comportamiento del número de hijos respecto de la edad de la madre, la inclusión de la variable edad al cuadrado es, a todas luces, un riesgo innecesario.

Existen tres variables que son de especial interés en este estudio. Primero, la educación de la mujer que está expresada en los años de educación formal con la que cuenta. Schulz (1997) estableció que la educación en la mujer se traduciría en una disminución en la tasa de fecundidad, por lo que se espera que el signo del estimador sea negativo, ya que como mencionaba Klasen y Launovi (2006), si la mujer alcanzaba la educación superior, este hecho resultaba determinante en la disminución de la tasa de fecundidad. Por tanto, mediante el signo negativo se puede establecer la relación inversa entre la educación de la mujer y la tasa de fecundidad.

Por otra parte, también es de interés analizar cuál es el efecto de la ocupación laboral femenina en la tasa de fecundidad. Para el análisis se ha incluido la variable dicotómica *Trabaja*. En cuanto al signo esperado de esta variable, Klasen y Launovi (2006), Gutiérrez y Domenech (2008), muestran evidencia empírica de que la decisión de trabajar y la tasa de fecundidad están inversamente relacionadas. Una mujer que decide trabajar tiene más dificultades para formar una familia, ya que limita su capacidad entre el trabajo y la maternidad. Por otro lado, autores como Dasgupta (1995) y Shang y Weinberg (2013), determinaron que la remuneración por el trabajo que recibe la mujer genera una sensación de empoderamiento en las mujeres, debido a la independencia económica que el trabajo les genera y esto también influye en su decisión de tener hijos. Es por esto que para el presente análisis se espera que el signo del estimador de esta variable sea negativo, para evidenciar la relación inversa entre la ocupación laboral y la tasa de fecundidad.

Además, la literatura indica que cuando la mujer presenta mayores ingresos, esto también puede influir en su decisión de tener más hijos. Becker (1960), Easterlin (1978), Easterlin *et al.*, (1980), por ejemplo, mostraron que existe una relación inversa entre los ingresos que percibe la mujer y el costo de criar a un hijo. Incluso, Robinson (1997) encontró evidencia empírica de que en países desarrollados los hijos pueden ser vistos como un bien inferior. Es por esto que se esperaría que el estimador de la variable ingreso del hogar presente un signo negativo, ya que ante un incremento del ingreso, las mujeres demandarán menos hijos.

La Tabla 3 reporta la media, la desviación estándar, y las correlaciones entre las variables: dependiente, independientes y de control (continuas). Se observa que la variable *Ingreso del Hogar* es heterogénea, ya que la desviación estándar es mayor que la media. Por tanto, se utilizará el logaritmo natural de esta variable en la estimación. Adicionalmente, el coeficiente de correlación entre las variables número de hijos y edad presentan un valor relativamente alto. Sin embargo, este no es significativo.

**TABLA 3**  
**ESTADISTICOS DESCRIPTIVOS Y MATRIZ DE CORRELACION**

	Media	Desv. Est.	1	2	3	4	5
1. Edad	27,9	10,865	1	0,029**	0,001**	0,049**	0,048**
2. Educación	10,03	4,057	0,029**	1	0,019**	0,3222**	-0,229**
3. Ingreso_del_Hogar	1.437,33	25061.257	0,001	0,019	1	0,136*	0,0001
4. ln(Ingreso)	6.5419654	1.0563362	0,049**	0,3222	0,136	1	-0,069
5. Nro_Hijos	2,45	1,975	0,048**	-0,229**	0,001	-0,069	1

Nivel de significancia: \*=10%, \*\*=5%, \*\*\*=1%.

Elaboración: Los autores.

## 4. METODOLOGIA

### 4.1. Modelos de datos de recuento

Debido a la naturaleza de la variable dependiente que se desea modelar, el número de hijos que tiene una mujer ecuatoriana, la opción más acertada es utilizar modelos de datos de recuento, es decir, ajustar nuestros datos a una regresión Poisson o Binomial Negativa. Entonces, en el primer caso, la función de probabilidad de la distribución de Poisson está dada así,

$$P(x) = e^{-\lambda} \frac{\lambda^x}{x!} \quad (1)$$

donde,  $\lambda$  es un valor constante que resulta de la multiplicación entre la probabilidad de que el evento tome lugar ( $p$ ), el que es prácticamente nulo, por un infinito número de intentos ( $n$ ). Además, en la distribución Poisson el valor esperado y su varianza son iguales a la constante.

Adicionalmente, es importante mencionar que la regresión Poisson hace que el valor del parámetro dependa de las variables explicativas:

$$\lambda_i = e^{\beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \beta_2 X_{2i} + \dots + \beta_k X_{ki}} \quad (2)$$

Y si aplicamos logaritmos a la ecuación, obtenemos una ecuación lineal:

$$\ln(\lambda_i) = \beta_0 + \beta_1 x_{1i} + \beta_2 x_{2i} + \dots + \beta_k x_{ki} \quad (3)$$

Es importante recordar que aplicando este modelo a la variable dependiente, número de hijos, estamos estimando el valor esperado de la variable, y no la probabilidad como en los modelos de elección discreta. Por otro lado, en la distribución Binomial Negativa se considera que el valor esperado de la variable dependiente es igual a  $\lambda$ , pero incorpora un término de error en la varianza, como sigue:

$$\text{Var}(Y) = \lambda + \theta \quad (4)$$

Por lo tanto, si el término de error  $\theta$  es igual a 0, entonces significa que estamos frente a una distribución Poisson y esta será la forma funcional que se escogerá para el análisis. Entonces, dada la forma funcional como una distribución Poisson, el modelo a estimar será:

$$\lambda_i = e^Z \quad (5)$$

donde:

$$Z = \beta_0 + \beta_1 \ln(\text{Ingreso})_i + \beta_2 \text{Educación}_i + \beta_3 \text{Etnia}_i + \beta_4 \text{Educación}_i + \beta_5 \text{Estado Civil}_i + \beta_6 \text{VIH}_i + \beta_7 \text{Plan.Fam}_i + \beta_8 \text{Método}_8 \quad (6)$$

## 4.2. Resultados

Tomando en cuenta las variables explicativas para modelar el número de hijos nacidos vivos de las mujeres ecuatorianas entre 12 y 49 años, se puede plantear cuatro posibles especificaciones coherentes con la literatura. Es evidente que se puede utilizar las regresiones Poisson y Binomial Negativa; sin embargo, dentro de cada una de estas especificaciones se puede considerar el efecto del paso del tiempo de las observaciones del 2014 respecto de las del 2004, lo que es posible al incluir y excluir la variable  $D_{2014}$  que captura este efecto en cada una de las opciones de estimación. Todas las estimaciones serán realizadas con errores robustos para evitar los posibles problemas que se enfrentan debido a la heteroscedasticidad. En la Tabla 4 a continuación se muestran estas cuatro posibles especificaciones y sus resultados:

TABLA 4  
RESULTADOS DE LAS ESTIMACIONES

Variable	Distribución Poisson		Distribución binomial negativa	
	(1)	(2)	(3)	(4)
Constante	0,227*** (0,0257)	0,270*** (0,0255)	0,173*** (0,0296)	0,166*** (0,0295)
ln (Ingreso del hogar)	-0,015*** (0,0033)	-0,008*** (0,0034)	-0,023*** (0,0038)	-0,016*** (0,0039)
Años de educación	-0,031*** (0,0008)	-0,030*** (0,0008)	-0,023*** (0,0009)	-0,023*** (0,0009)
Trabaja	0,035*** (0,0070)	0,030*** (0,0070)	0,039*** (0,0075)	0,034*** (0,0127)

Variable	Distribución Poisson		Distribución binomial negativa	
	(1)	(2)	(3)	(4)
Edad	0,034*** (0,0033)	0,035*** (0,0004)	0,038*** (0,0004)	0,038*** (0,0004)
Etnia (mestizo referencia)	0			
Etnia (indígena)	0,122*** (0,0105)	0,129*** (0,0105)	0,119*** (0,0116)	0,126*** (0,0116)
Etnia (blanco)	-0,008 (0,0162)	-0,024 (0,0163)	-0,003 (0,0181)	-0,017 (0,0182)
Etnia (afrodescendiente)	0,126*** (0,0216)	0,120*** (0,0216)	0,095*** (0,0237)	0,090*** (0,0237)
Etnia (mulato)	0,086*** (0,0218)	0,083*** (0,0217)	0,057** (0,0237)	0,054** (0,0237)
Etnia (otro)	-0,024 (0,1102)	-0,007 (0,1106)	-0,004 (0,1058)	0,009 (0,1051)
Etnia (montubio)	-0,096*** (0,0188)	-0,072*** (0,0189)	-0,094*** (0,0210)	-0,072*** (0,0212)
Estado civil (soltero referencia)	0			
Estado civil (casado)	0,033*** (0,0090)	0,029*** (0,0090)	-0,057*** (0,0095)	-0,060*** (0,0095)
Estado civil (unión libre)	0,049*** (0,0094)	0,051*** (0,0094)	-0,019* (0,0100)	-0,309*** (0,0221)
Estado civil (separado)	-0,078*** (0,0130)	-0,072*** (0,0130)	-0,157*** (0,0130)	-0,150*** (0,0130)
Estado civil (divorciado)	-0,204*** (0,0218)	-0,201*** (0,0218)	-0,313*** (0,0221)	-0,309*** (0,0221)
Estado civil (viudo)	-0,014 (0,0247)	0,013 (0,0246)	-0,080*** (0,0247)	-0,079*** (0,0246)
Ha escuchado sobre SIDA/VIH	-0,047*** (0,0127)	-0,048*** (0,0127)	-0,018 (0,0144)	-0,020 (0,0143)
Conoce de planificación familiar	-0,036*** (0,0129)	-0,035*** (0,0129)	-0,038*** (0,0148)	-0,037*** (0,0148)
Región (Sierra referencia)	0			
Región (Costa)	0,055*** (0,0076)	0,054*** (0,0076)	0,039*** (0,0085)	0,038*** (0,0085)
Región (Amazonía)	0,130*** (0,0095)	0,139*** (0,0095)	0,093*** (0,0106)	0,101*** (0,0106)
Región (Galápagos)	-0,095*** (0,0261)	-0,077*** (0,0262)	-0,110*** (0,0293)	-0,095*** (0,0294)
Área (Rural referencia)	0			
Área urbana pequeña	-0,045*** (0,0156)	-0,047*** (0,0156)	-0,040** (0,0176)	-0,042** (0,0176)
Área urbana grande	-0,068*** (0,0072)	0,270*** (0,0255)	-0,059*** (0,0082)	-0,065*** (0,0082)
D_2014		-0,068*** (0,0069)		-0,062*** (0,0078)
Likelihood Ratio Chi-Square	21749,458***	21854,970***	6062,209***	6085,915***

Nivel de significancia: \*=10%, \*\*=5%, \*\*\*=1%

Elaboración: Los autores.

Para escoger una estimación preferida entre las cuatro planteadas es habitual guiarse por el logaritmo de verosimilitud –*Likelihood Ratio*–, que sigue una distribución Chi-cuadrado. El criterio de decisión indica que la estimación preferida será aquella cuyo *ratio* sea mayor. En este caso, el modelo preferido será el segundo, es decir, aquel que ha sido ajustado mediante una regresión de Poisson y que incluye la variable dummy para el 2014 como control. Toda vez que se ha escogido la mejor estimación, se puede observar que la mayoría de las variables resultan ser estadísticamente significativas a nivel individual, siendo de mayor interés las variables de ingreso, educación y trabajo.

Como se indicó en la revisión de literatura, la relación entre fecundidad y ocupación laboral podría ser bidireccional, lo que acarrearía posibles problemas de endogeneidad. Una solución sería instrumentar la variable de ocupación laboral, pero debido a la falta de variables que sean buenos instrumentos esto no ha podido ser llevado a efecto. Sin embargo, es interesante anotar que los coeficientes de correlación entre la variable número de hijos y ocupación laboral son bajos (Pearson = 0,18; Tau\_b de Kendall = 0,17; Spearman = 0,19), lo que da una primera idea de que estas variables tienen comportamientos independientes la una de la otra, eso sí, teniendo claro que correlación y causalidad son temas distintos. Adicionalmente, considerando la regresión preferida (2), se ha realizado una estimación en la que la variable de ocupación laboral no es incluida como explicativa (test de Hausman), misma que arroja resultados similares a los indicados en (2), entonces se puede concluir que la variable de ocupación laboral no es endógena.

Ahora bien, después de la validación de los resultados, se puede proceder a analizar los resultados de la regresión seleccionada como preferida. Primero, la variable *Años de Educación*, que recoge información acerca de los años de educación formal que tiene la mujer, es estadísticamente significativa a un nivel  $\lambda=1\%$ . Además, se observa que el signo del parámetro es negativo, lo que significa que ante el incremento marginal, es decir, de un año en la educación formal de la mujer, el número esperado de hijos nacidos vivos disminuirá. Este resultado comprueba la primera hipótesis planteada en este estudio, en donde se esbozó que un nivel de educación más alto se traduce en una disminución en la tasa de fecundidad, asociando el hecho de que la mujer educada tiene mejores oportunidades de trabajo y puede mejorar su calidad de vida, lo que puede influenciar en su decisión de tener menor número de hijos. Por otro lado, el hecho de acceder a la educación les asegura un mayor acceso a la información, como por ejemplo a conocer respecto de la planificación familiar. Esto se puede evidenciar mediante la variable *Plan. Fam.*, que resulta ser estadísticamente significativa a un  $\lambda=1\%$ , y que tiene signo negativo, mostrando que, cuando las mujeres conocen acerca de planificación familiar, el número esperado de hijos nacidos vivos será menor. Adicionalmente, al analizar la variable *SIDA/VIH* que se utilizó como proxy de información, se verifica la obtención de un signo negativo, lo que ratifica que una mujer que tiene acceso a información, en este caso información de enfermedades de transmisión sexual, tendrá un menor número esperado de hijos.

Segundo, la variable *Trabaja* resulta ser estadísticamente significativa a un nivel de  $\lambda=1\%$ . Esta variable tiene un efecto positivo sobre la variable dependiente, lo que significa que si la mujer trabaja, el número esperado de hijos nacidos vivos va a ser mayor. Este resultado es contrario a la segunda hipótesis propuesta, es decir, la



ocupación laboral femenina influye positivamente en la tasa de fecundidad para el caso ecuatoriano. Este resultado se podría explicar por la necesidad de las mujeres por tener un ingreso que les permita sustentar a sus hijos. Es decir, que si la mujer tiene más hijos, tiene la obligación de trabajar para poder cubrir los gastos.

Tercero, en cuanto a la variable  $\ln(\text{Ingreso del Hogar})$ , se observa que resulta estadísticamente significativa a un nivel de  $\lambda=1\%$ , y presenta un signo negativo. Esto significa que ante un incremento de  $1\%$  en el ingreso total del hogar, el número esperado de hijos nacidos vivos va a ser menor. Este resultado comprueba la hipótesis planteada relativa al hecho de que cuando una mujer percibe un mayor nivel de ingresos puede tener un efecto inverso en cuanto al número de hijos. Como plantea Becker (1960), al percibir un mayor ingreso existirían otras preferencias como el trabajo o el tiempo libre que influyen en la decisión de las mujeres de tener menos hijos. Además, un mayor ingreso está asociado con un mayor nivel de educación, lo que en definitiva demuestra el efecto inverso de estas variables en la tasa de fecundidad.

Además, analizando las variables de control vemos que se obtuvieron los signos esperados. La variable *edad* resultó estadísticamente significativa a nivel individual y se obtuvo signo positivo, esto demuestra que ante un incremento de un año en la edad de la mujer, el número esperado de hijos nacidos vivos será mayor.

En lo que respecta a las variables categóricas de control se obtuvieron los siguientes resultados. En cuanto a la *autoidentificación étnica* de la mujer, se observa que las categorías indígena, negra y mulata son estadísticamente significativas individualmente, con  $99\%$  de nivel de confianza. Estas categorías presentan un signo positivo en su estimador, lo que significa que el número esperado de hijos nacidos vivos será mayor para las mujeres que se autoidentificaron como indígenas, afroecuatorianas o mulatas frente al caso en el que las mujeres se autoidentificaron como mestizas. Caso contrario ocurre con las mujeres que se autoidentificaron como montubias y otras en donde el valor esperado de hijos nacidos vivos será menor con relación a las mujeres mestizas. Finalmente, las mujeres que se identifican como blancas forman una categoría que no es significativa a nivel individual en términos estadísticos para este modelo.

En cuanto al *estado civil* de la mujer, se obtuvo que el número esperado de hijos nacidos vivos será mayor en el caso de las mujeres casadas o en unión libre, en comparación con las mujeres solteras, mientras que para las mujeres separadas o divorciadas será menor en comparación con las mujeres solteras. Únicamente, la categoría viuda resultó no significativa a nivel individual. En lo que respecta a las variables de control, se verifica que la *región* de residencia de las mujeres en edad fértil también es determinante para el número esperado de hijos. Considerando que la categoría de referencia es Sierra, todas las otras categorías son estadísticamente significativas a nivel individual. Para la región Costa y Amazonía se obtuvo un signo positivo, lo que significa que número esperado de hijos nacidos vivos para las mujeres ubicadas en estas regiones será mayor respecto de las mujeres ubicadas en la Sierra. En lo que se refiere a la variable categórica *área*, en la que se ha tomado como categoría de referencia al área rural, se obtuvo que las categorías son estadísticamente significativas, y además presentan un signo negativo, lo que significa que el número

esperado de hijos nacidos vivos para las mujeres que viven en el área urbana será menor respecto de las mujeres que viven en el área rural.

Finalmente, la variable  $D_{2014}$  resulta ser estadísticamente significativa a un nivel de  $\lambda=1\%$ . El estimador muestra un signo negativo. Esto significa que los factores que pueden atribuírseles al tiempo y que no están recogidos por las demás variables independientes tienen un efecto inverso en el número esperado de hijos. Es decir, se refleja que en el tiempo la tasa de fecundidad ha disminuido.

## 5. DISCUSION Y CONCLUSIONES

Usando 46.716 observaciones de mujeres entre 12 y 49 años de edad obtenidos de la Encuesta de Condiciones de Vida correspondientes a 2006 y 2014, el objetivo de este trabajo es estimar los determinantes económicos de la fecundidad en Ecuador.

A este respecto se consideró hipótesis que relacionan el nivel de educación, la ocupación laboral femenina y los ingresos percibidos con la fecundidad. Mediante la utilización de modelos de datos de recuento se comprobó que el nivel de educación de la madre y los ingresos del hogar tienen un efecto negativo en la fecundidad. Así, un nivel de educación más alto en las mujeres ecuatorianas implica una disminución en la tasa de fecundidad. Esto está asociando al hecho de que la mujer educada tiene mejores oportunidades de trabajo y puede mejorar su calidad de vida, lo que puede influenciar en su decisión de tener menor número de hijos. De la misma forma, el hecho de acceder a la educación les asegura un mayor acceso a la información, como por ejemplo conocer respecto de la planificación familiar y, de hecho, esto queda evidenciado empíricamente en este estudio, ya que se encontró que las mujeres que conocen de planificación familiar tienen un menor número esperado de hijos nacidos vivos.

Por otra parte, no se ha podido encontrar evidencia empírica sólida que indique que la ocupación laboral de la mujer tendría efecto negativo en la fecundidad, ni la relación inversa, es decir, que la ocupación laboral sea un factor que explique la fecundidad. En este sentido y como lo señalado en la introducción, probablemente el hecho de que la participación laboral femenina crezca a una velocidad relativamente baja en comparación con otros países, hacen que el efecto de la relación entre ambas variables no sea negativa con datos ecuatorianos.

En el caso ecuatoriano, los hogares tienen una composición heterogénea, en la que el núcleo familiar compuesto por madre, padre e hijos quedó atrás y dio paso a la formación de las familias ampliadas, en parte debido a la migración, en la que los lazos de consanguinidad y afinidad van más allá del primer grado. Es decir, la familia ecuatoriana promedio está compuesta por el núcleo familiar, los abuelos y otros parientes. Más investigación es requerida cómo estas relaciones familiares y sociales inciden en la fecundidad.

Por otra parte, en el presente artículo se pone de manifiesto que el acceso a posiciones laborales importantes demandaría un alto costo de oportunidad entre el tiempo dedicado al trabajo y la crianza de hijos. En este contexto, en Ecuador no existe un sistema muy desarrollado de apoyo a la crianza de hijos, a pesar de que existen

guarderías públicas estas no abastecen a la demanda existente, y aquellas privadas suelen no ser accesibles con ingresos económicos bajos de algunos padres. A esto se suma que las actividades académicas de los niños no suelen ir de la mano con los horarios de trabajo de los padres, por lo que los padres suelen tener que lidiar con costos por actividades extracurriculares de sus hijos. Sin un sistema de apoyo adecuado, la tasa de fecundidad disminuirá, trayendo consigo consecuencias concernientes al sostenimiento del sistema de jubilaciones, como es el caso de Alemania. Un contraejemplo es el sistema francés (2,1 niños por mujer, Insee 2016), donde los padres son ayudados no solamente por las guarderías disponibles, sino también por subvenciones muchas veces económicas, que facilitan la crianza de los hijos. Por tanto, las tasas de fecundidad de ambos países difieren en gran medida. En este sentido, llamamos la atención a los hacedores de política económica para que tomen en cuenta la incorporación creciente en el mercado laboral de las mujeres y se generen sistemas de apoyo integrales para la crianza de hijos.

Finalmente, este estudio no está libre de limitaciones. Primeramente, la cantidad de variables de control utilizadas en la estimación ha sido restringida por la disponibilidad de las mismas en las bases de datos. Asimismo, la técnica de *pool* de datos que se ha utilizado ha permitido obtener estimadores robustos. Sin embargo, si se dispusiera de un seguimiento temporal a los mismos hogares sería posible capturar el efecto del tiempo en la fecundidad, aplicando un análisis de datos de panel. Aunque en el presente estudio se ha tratado de manejar los potenciales problemas ligados a la variable censurada y a la endogeneidad, mediante las técnicas disponibles en la literatura empírica, la posibilidad de un sesgo en el resultado no se descarta totalmente.

## REFERENCIAS

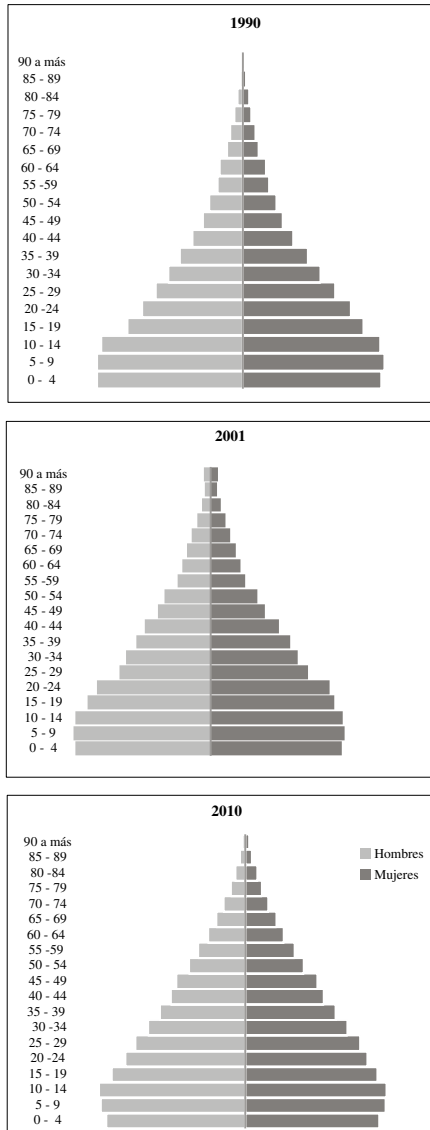
- AHN, N. y P. MIRA (2001). "Job Bust, Baby Bust?: Evidence from Spain", *Journal of Population Economics* 14 (3), pp. 505-521.
- BARRO, R. y G. BECKER (1989). "Fertility Choice in a Model of Economic Growth", *Econometrica* 57 (2), pp. 481-501.
- BECKER, G.S. (1960). "An economic Analysis of Fertility", in *Demographic and Economic Change in Developed Countries*, Columbia University Press.
- BETHMANN, D. y M. KVASNICKA (2011). "The institution of marriage", *Journal of Population Economics* 24, pp. 1005-1032.
- BONO, E., A. WEBER y R. WINTER-EBMER (2015). "Fertility and economic instability: the role of unemployment and job displacement", *Journal of Population Economics* 28, pp. 463-478.
- CHABE-FERRET, B. y P. MELINDI (2013). "Differences in Fertility Behavior and Uncertainty: An Economic Theory of the Minority Status Hypothesis", *Journal of Population Economics* 23, pp. 887-905.
- DASGUPTA, P. (1995). "The Population Problem: Theory and Evidence", *Journal of Economic Literature* 33 (4), pp. 1879-1902.
- DEL BONO, E. (2001). *Estimating fertility responses to expectations: Evidence from the 1958 British Cohort*, Pembroke College, University of Oxford.
- EASTERLIN, R., R. POLLACK y M. WACHTER (1980). "Toward a more General Economic Model of Fertility Determination: Endogenous Preferences and Natural Fertility", in Easterlin R.A. (ed.), *Population and Economics Change in Developing Countries*, University of Chicago Press, Chicago.
- EASTERLIN, R. (1978). "The Economics and Sociology of Fertility: A Synthesis", in Tilly C. (ed) *Historical studies of changing fertility*, Princeton University Press, Princeton.
- EASTERLIN, R. (1975). "An Economic Framework for Fertility Analysis", *Studies in Family Planning* 6 (3), pp. 54-63.

- EASTERLIN, R. (1966). "On the Relation of Economic Factors to Recent and Projected Fertility Changes", *Demography* 3, pp. 135-153.
- GUTIERREZ-DOMENECH, M. (2008). "The Impact of the Labour Market on the Timing of Marriage and Births in Spain", *Journal of Population Economics* 21, pp. 83-110.
- KLASEN, S. y A. LAUNOVI (2006). "Analysis of the Determinants of Fertility Decline in the Czech Republic", *Journal of Population Economics* 54, pp. 25-54.
- LAI, M.S. (2012). "When having many Children Pays: A Case Study from Taiwan", *Journal of Population Economics* 25 (3), pp. 323-348.
- LANCHIMBA, C. y P. MEDINA (2011). "Fecundidad en el Ecuador y su relación con el entorno social y evolutivo", *Analitika*, INEC 1, pp. 27-51.
- LEIBENSTEIN, H. (1975). "The Economic Theory of fertility decline", *The Quarterly Journal of Economics* 89 (1), pp. 1-31.
- LLERENA, F. (2012). "Determinantes de la fecundidad en el Ecuador", *Económica CIC-Centro de Investigación Cuantitativa*, pp. 1-52.
- MIYAZAWA, K. (2006). "Growth and Inequality: A Demographic Explanations", *Journal of Population Economics* 19, pp. 559-578.
- PERCHESK, C. (2008). "Opting out? Cohort Differences in Professional Women's Employment Rates from 1960 to 2005", *American Sociological Review* 73 (3), pp. 497-517.
- PESTIEAU, P. y G. PONTIERE (2015). "Optimal Life-cycle Fertility in a Barro-Becker Economy", *Journal of Population Economy* 28, pp. 45-87.
- ROBINSON, W. (1997). "The Economic Theory of Fertility over Three Decades", *Population studies* 51 (1), pp. 63-74.
- SALAMALIKI, P., I.A. VENETIS y N. GIANNAKOPOULOS (2013). "The causal relationship between female labor supply and fertility in the USA: updated evidence via a time series multi-horizon approach", *Journal of Population Economics* 26, pp. 109-145.
- SCHULTZ, T. (1997). "An Economic Analysis of Fertility", in *Handbook of Population and Family Economic*, volume 1A, Elsevier Science.
- SHANG, Q. y B. WEINBERG (2013). "Opting for Families: Recent Trends in the Fertility of Highly Educated Women", *Journal of Population Economy* 26, pp. 5-32.
- STRULIK, H. y S. VOLLMER (2015). "The Fertility Transition around the World", *Journal of Population Economy* 28, pp. 31-44.
- VERE, J. (2007). "Having it all no longer: Fertility, Female Labor Supply, and the New Life Choices of Generation X", *Demography* 44 (4), pp. 821-828.
- VLASBLOM, J. y J. SCHIPPERS (2004). "Increases in Female Labour Force Participation in Europe: Similarities and differences", *European Journal of Population* 20, pp. 375-392.
- WALDOR, B. y P. BYUN (2005). "Meta-analysis of the Impact of Age Structure on Fertility", *Journal of Population Economics* 18, pp. 15-40.
- WILLIS, R. (1973). "A New Approach to the Economic Theory of Fertility Behavior", *Journal of Political Economy* 81 (2), pp. 14-64.

### ANEXO 1: PIRAMIDE POBLACIONAL

FIGURA 6

PIRAMIDE POBLACIONAL ECUATORIANA



Elaboración: los autores. Fuente: INEC.



# SELECTING BETWEEN AUTOREGRESSIVE CONDITIONAL HETEROSKEDASTICITY MODELS: AN EMPIRICAL APPLICATION TO THE VOLATILITY OF STOCK RETURNS IN PERU\*

## SELECCION DE MODELOS DE HETEROCEDASTICIDAD AUTORREGRESIVA CONDICIONAL: UNA APLICACION A LA VOLATILIDAD DE LOS RETORNOS BURSATILES EN PERU

---

GABRIEL RODRIGUEZ\*\*

Pontificia Universidad Católica del Perú

### Abstract

*An extensive family of univariate models of autoregressive conditional heteroskedasticity is applied to Peru's daily stock market returns for the period January 3, 1992 to March 30, 2012 with four different specifications related to the distribution of the disturbance term. This concerns capturing the asymmetries of the behavior of the volatility, as well as the presence of heavy tails in these time series. Using different statistical tests and different criteria, the results show that: (i) the FIGARCH (1,1)-t is the best model among all symmetric models while the FIEGARCH (1,1)-Sk is selected from the class of asymmetrical models. Also, the model FIAPARCH (1,1)-t is selected from the class of asymmetrical power models; (ii) the three models capture well the behavior of the conditional volatility; (iii) however, the empirical distribution of the standardized residuals shows that the behavior of the tails is not well captured by either model; (iv) the three models suggest the presence of long memory with estimates of the fractional parameter close to the region of nonstationarity.*

*Keywords: Univariate autoregressive conditional heteroskedasticity models, Peruvian stock market returns, volatility, symmetries, asymmetries, normal, t-Student, skewed t-Student, GED distribution.*

JEL Classification: C22, C52, C58, G12, G17.

---

\* I appreciate the collaboration of Paul Bedón during the first part of the realization of this document when he was studying the Bachelor of Economics at the Pontificia Universidad Católica del Perú (PUCP). I also thank useful comments from Paul Castillo B. (Central Reserve Bank of Peru and PUCP). Furthermore, I appreciate the relevant comments from the Editor of the Review and one anonymous Referee. Any remaining errors are my responsibility.

\*\* Address for Correspondence: Gabriel Rodríguez, Department of Economics, Pontificia Universidad Católica del Perú, Av. Universitaria 1801, Lima 32, Lima, Perú, Telephone: +511-626-2000 (4998), E-Mail: gabriel.rodriguez@pucp.edu.pe.

## Resumen

*Una extensiva familia de modelos univariados de heterocedasticidad autorregresiva condicional es aplicada a los retornos bursátiles diarios del Perú para el periodo del 3 de enero 1992 hasta el 30 de marzo del 2012 utilizando cuatro diferentes especificaciones para la distribución del término de perturbación. Con ello se trata de capturar asimetrías en el comportamiento de la volatilidad así como el tratamiento de colas pesadas en las series de tiempo. Utilizando diferentes estadísticos y criterios, los resultados muestran lo siguiente: (i) el modelo FIGARCH (1,1)-t es el mejor modelo entre todos los modelos simétricos mientras que el modelo FIEGARCH (1,1)-Sk es seleccionado entre la clase de modelos asimétricos. Asimismo, el modelo FIAPARCH (1,1)-t es seleccionado entre la clase de modelos de potencia asimétrica; (ii) los tres modelos capturan bien el comportamiento de la volatilidad condicional; (iii) sin embargo, la distribución empírica de los residuos estandarizados muestran que el comportamiento de las colas no es bien capturado por ninguno de los modelos; (iv) los tres modelos sugieren la presencia de larga memoria con estimados del parámetro fraccional cercanos a la región de no estacionariedad.*

*Palabras clave: Modelos de heterocedasticidad autorregresiva condicional, mercado bursátil peruano, volatilidad, simetrías, asimetrías, normal, t-Student, t-Student sesgada, distribución GED.*

*Clasificación JEL: C22, C52, C58, G12, G17.*

## I. INTRODUCTION

The Peruvian capitals market is undergoing expansion and constitutes an important part of the country's economic and financial development. This market channels a large proportion of financial intermediation, which is a relevant mean of financing the productive activities of both public and private companies; moreover, it plays a fundamental role in guiding the decisions of investors and companies, with a view to ensuring that resources are assigned more efficiently; see Bahi (2007). A set of stylized facts on the stock market returns and volatility is discussed in Humala and Rodríguez (2013): absence of autocorrelation in the returns, fat tails of the empirical distribution, asymmetries in the volatility linked with past negative returns, Normality in the aggregation, clustering of periods of volatility, slow decay in the autocorrelation function (ACF) for absolute returns (either power of the returns or monotonic transformations thereof) which is consistent with the presence of long memory.

On explaining the dynamic of inflation in the United Kingdom, Engle (1982) formally introduces an autoregressive conditional heteroskedasticity model (ARCH), on the basis of which a series of extensions are developed. Bollerslev (1986) presents a



generalization of the ARCH (GARCH) process by allowing past conditional variances to be incorporated as regressors within the current conditional variance equation.

In the financial markets, the expected return of an asset, in equilibrium, depends on its risk, which can be measured by its variance. In this way, the conditional variance of an asset can influence the conditional mean. Engle *et al.* (1987) develop an extension of the ARCH model by allowing the conditional variance to be a determinant of the mean (ARCH-M).

Another specification of these volatility models corresponds to the integrated GARCH model (IGARCH); see also De Arce (2000), and Engle and Bollerslev (1986). Baillie *et al.* (1996) introduce a fractionally integrated generalized autoregressive conditional heteroskedasticity model (FIGARCH). Thus, a new kind of process is developed in which the shocks to conditional variance decay at a hyperbolic rate determined by the parameter of fractional differentiation, rendering the conditional variance more flexible.

The IGARCH and FIGARCH specifications are characterized by the non-stationarity of the volatility process. Nonetheless, this characteristic appears not to adequately fit the empirical properties of certain financial variables given the high degree of persistence implied by the integrated models. Thus, Davidson (2004) introduces the hyperbolic-GARCH (HYGARCH) model as a generalization of these models by assuming that the volatility process is stationary and long memory.

Black (1976) finds that, frequently, the changes in the returns of assets are negatively correlated with changes in their volatility. It can also be noted that negative returns predict greater volatility than positive returns of the same magnitude. This means that there is an asymmetry that is usually attributed to so-called financial leverage effects. Thus, Nelson (1991) put forward a new kind of volatility model: the exponential GARCH, or EGARCH. This type of model takes into account the leverage effects, the negative correlation between volatility and current and future returns, the inadequate restriction of the non-negativity of the variance, and the persistence of shocks.

Bollerslev and Mikkelsen (1996) propose a fractionally integrated extension of the EGARCH model of Nelson (1991), known as FIEGARCH; also see Pérez and Ruiz (2009). Meanwhile, Glosten *et al.* (1993) (GJR, 1993) modify the ARCH model to allow for the presence of unexpected positive and negative returns that have a different impact on the conditional variance; that is, asymmetric innovations. The GJR model allows both positive and negative innovations to produce different effects on the conditional variance and, thus, on the returns of assets (usually, the falls are longer and more sudden than the rises).

Likewise, Ding *et al.* (1993) put forward a generalized extension of the ARCH model, which questions the reason for assuming a linear relationship of the conditional variance based on lagged squared residuals or lagged deviation. This new model is called asymmetric power ARCH (APARCH) and allows an estimation of the long memory parameter in the volatility and the asymmetry parameter or leverage effect. Finally, Tse (1998) constructs a model by extending the APARCH model to a fractionally integrated process (FIAPARCH), incorporating the fractional process in the conditional variance.

The empirical literature is extensive and we make no pretence at an exhaustive review here. Key references include Andersen and Bollerslev (1998), Bollerslev *et al.* (1992), Bollerslev *et al.* (1994), Engle (2001), De Arce (2004), Bollerslev (2008), and Laurent *et al.* (2010). However, to our knowledge, there are no studies of this type for the Peruvian case.

Other authors such as Kim and Kon (1994) compare different ARCH specifications. They find that the GJR specification (1993) is the most descriptive for individual shares, while the EGARCH model is the most apt for explaining stock market indices. Engle and Ng (1993) conduct a study on the event impact curve (“news”). The results of the estimations suggest that the GJR model (1993) is the best parametric model against the EGARCH, which captures much of the asymmetries of the series. Likewise, David (1997) prefers the EGARCH model.

Baillie and DeGennaro (1990) use a GARCH-M model to examine the relationship between the mean returns of a share portfolio and its conditional variance or standard deviation. Meanwhile, Koopman and Uspensky (2002) contrast ARCH-M volatility models with a stochastic volatility in mean (SVM) model. The authors present an empirical study on the intertemporal relationship between the share profitability index and their volatility for the United Kingdom, the United States, and Japan by finding a negative but weak relationship between the returns and their volatility in the current period. Giot and Laurent (2003) make use of an APARCH model based on an asymmetrical t-Student distribution to take into account the fat tails on both sides of the distribution of the returns. Moreover, Pérez and Fernández (2006) present an application of ARCH models to stock market returns of Colombia for the period 2004 to 2006. Ávalos and Hernández (1995) make use of an ARCH model to analyze stock market returns in Mexico. López-Herrera (2004) evaluates the contribution of three models from the ARCH family to model the behavior of the Mexican stock market: a symmetric GARCH model(1,1) and two asymmetric TAR(1,1) and EGARCH(1,1) models.

In addition to stock market yields, GARCH models have been applied to study the behavior of exchange rate yields. Pozo (1992) shows that an increase in exchange rate volatility reduces commercial volume. Wang *et al.* (2001) establishes that the prices of many assets, including exchange rates, display periods of stability followed by strong fluctuations or interruptions. Moreover, Amigo (1997) makes use of an ARCH model to analyze whether they can adequately explain the volatility present in the Spanish exchange rate market for the period 1991-1993, finding evidence in favor of a GARCH(1,1) model.

On the other hand, Koutmos and Theodossiou (1994) analyze the predictability and properties of the weekly percentage change in the Greek exchange rate with respect to the most traded currencies in the country. The analysis is carried out using an EGARCH-M model along with an exponential distribution. Moreover, González and Viñas (1996) examine the statistical properties of the first logarithmic differences of the daily exchange rates for the period 1890-1995 and two sub periods. The authors find that both ARCH and GARCH effects are located within the conditional variance to a significant degree. On the other hand, Engle *et al.* (1990) attempt to explain the causes of volatility clustering in the exchange rates through the use of a GARCH

model to specify heteroskedasticity across the intra-daily market segments. Olowe (2009) investigates the volatility of the Naira/Dollar exchange rates in Nigeria using GARCH (1,1), GJR-GARCH(1,1), EGARCH(1,1), APARCH(1,1), IGARCH(1,1) and TS-GARCH(1,1) models. In addition, McKenzie (1998) attempts to predict the volatility of the Australian exchange rate. His results suggest that the ARCH models generate a superior prediction when the squared returns of the exchange rate series are considered. Davidson (2004) finds evidence that backs this model for the exchange rates of Asian countries in the period 1994–2000, though he points to the FIGARCH model as being favored by a series of countries. It is seen that, unlike in the securities market, the shocks of appreciation and depreciation of the yen per dollar have similar effects on future volatilities (Tse, 1998); see also Conrad *et al.* (2011).

It is fair to say that Humala and Rodríguez (2013) represent our starting point and the beginning of a research agenda where the present document is the initial investigation with the most traditional econometric tools. It is a first attempt to explain some of the facts mentioned by Humala and Rodríguez (2013). In this paper, the models try to capture the clustering, asymmetries and heavy tails mentioned in the literature and mentioned or found in particular for the Peruvian stock market by Humala and Rodríguez (2013). However, the approach of Humala and Rodríguez (2013) is more of a statistical-descriptive type approach and there is nothing from the point of view of econometric estimation. That is why we estimate an extensive group of models, both symmetric and asymmetric and use different distributions for the error term with the objective of capturing the heavy tails already mentioned. We also include fractional models to capture the long memory feature.

Hence, in this paper, an extensive family of univariate models of autoregressive conditional heteroskedasticity is applied to Peruvian daily stock market returns for the period January 3, 1992 to March 30, 2012 (5,053 observations) with four different specifications related to the distribution of the disturbance term. This concerns capturing the asymmetries of the behavior of the volatility, as well as the presence of heavy tails in these time series. Using different statistical tests and different criteria, the results show the following: (i) the FIGARCH (1,1)-t is the best model among all symmetric models while the FIEGARCH (1,1)-Sk is selected from the class of asymmetrical models. Also, the model FIAPARCH (1,1)-t is selected from the class of asymmetric power models; (ii) the three models capture well the behavior of the conditional volatility; (iii) the model FIEGARCH (1,1)-Sk is the one with the best performance in terms of prediction; (iv) however, the empirical distribution of the standardized residuals shows that the behavior of the tails is not well captured by either model; (v) the three models suggest the presence of long memory with estimates of the fractional parameter close to the non-stationarity region. In fact, the models manage to capture the asymmetries, the long memory and to a lesser extent manage to capture the heavy tails. It is obvious that it is very difficult to find a model that can capture all the characteristics. But as we have already mentioned, this document is part of a larger agenda. At the same time of this investigation, we have some other progress already made in the direction of modeling volatility with particular emphasis on the characteristic of long memory.

The document is structured as follows. Section 2 briefly presents the models that are used in the empirical section. Section 3 displays and discusses the main empirical

findings. Moreover, based on different statistical tests, the primary models for the Peruvian stock market returns are selected. Section 4 presents the main conclusions.

## II. THE MODELS

In general,  $\{y_t\}$  being a series of returns, an autoregressive heteroskedasticity model can be defined as

$$\begin{aligned} y_t &= x_t' \beta + \epsilon_t, \\ \epsilon_t | \Omega_{t-1} &\sim f(0, \sigma_t^2), \\ \sigma_t^2 &= g[\sigma_{t-1}^2(\theta), \sigma_{t-2}^2(\theta), \dots; \epsilon_{t-1}(\theta), \epsilon_{t-2}(\theta), \dots; v_{t-1}, v_{t-2}, \dots], \end{aligned} \quad (1)$$

where  $x_t$  is a vector  $k \times 1$  of endogenous and exogenous explanatory variables included in the set of information  $\Omega_{t-1}$ ,  $\beta$  a vector  $k \times 1$  of unknown parameters,  $f(\cdot)$  is a function of density,  $g(\cdot)$  is a linear or non-linear functional form, and  $v_t$  is a vector of predetermined variables included in  $\Omega_t$ . The conditional variance is a linear or non-linear function of the lagged values of  $\sigma_t$ , and  $\epsilon_t$  and of predetermined variables  $(v_{t-1}, v_{t-2}, \dots)$  included in  $\Omega_{t-1}$ .

Engle (1982) defined an ARCH process as  $\epsilon_t = z_t \sigma_t$ , where  $z_t$  is an independent and identically distributed process with  $E(z_t) = 0$  and  $Var(z_t) = 1$ . Moreover, it is assumed that  $\epsilon_t$  is not serially correlated, has a mean 0 and a conditional variance equal to  $\sigma_t^2$  changing over time with the equation of variance being

$$\sigma_t^2 = w + \sum_{i=1}^q \alpha_i \epsilon_{t-i}^2. \quad (2)$$

In order for the ARCH(q) process to be well defined,  $\sigma_t^2$ ,  $\forall t$  has to be positive. The conditions of sufficiency to assure the positivity of the variance are given by  $w > 0$  and  $\alpha_i \geq 0$  for  $i = 1, \dots, q$ . An alternative way of describing the ARCH(q) process, according to Degiannakis and Xekalaki (2004), is given by:  $\sigma_t^2 = w + \alpha(L) \epsilon_t^2$ , where  $L$  represents the lag operator and  $\alpha(L) = \alpha_1 L + \alpha_2 L^2 + \dots + \alpha_q L^q$ .

In the GARCH model of Bollerslev (1986), it is found that

$$\sigma_t^2 = w + \sum_{i=1}^q \alpha_i \epsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p \beta_j \sigma_{t-j}^2 \quad (3)$$

where, using the lag operator  $L$ , the GARCH model(p,q) can be written as:

$$\sigma_t^2 = w + \alpha(L) \epsilon_t^2 + \beta(L) \sigma_t^2 \quad (4)$$

which reduces the number of estimated parameters by imposing restrictions so that the conditional variance is positively defined:  $w > 0$ ,  $\alpha_i \geq 0$  for  $i = 1, \dots, q$  and  $\beta_i \geq 0$  for  $i = 1, \dots, p$  and where  $\alpha(L) = \alpha_1 L + \alpha_2 L^2 + \dots + \alpha_q L^q$  and  $\beta(L) = \beta_1 L + \beta_2 L^2 + \dots + \beta_p L^p$ .

The ARCH-M model of Engle *et al.* (1987) proposes that

$$y_t = x_t' \beta + \phi(\sigma_t^2) + \epsilon_t, \tag{5}$$

where  $\phi(\sigma_t^2)$  represents the risk premium. The ARCH-M model is frequently used in financial time series where the expected risk depends on its return. The estimated coefficient of this risk helps to analyze the risk-return trade-off.

The EGARCH model of Nelson (1991) is formulated in terms of the logarithm of conditional variance. Following Degiannakis and Xekalaki (2004), the conditional variance of the EGARCH(p,q) model is represented by

$$\log(\sigma_t^2) = w + \sum_{i=1}^q \pi_i g\left(\frac{\epsilon_{t-i}}{\sigma_{t-i}}\right), \tag{6}$$

where  $\pi \equiv 1$ . In turn, the model incorporates the asymmetrical relationship between the squared returns and the shifts in the volatility, rendering  $g(\epsilon_t / \sigma_t)$  a linear combination of  $|\epsilon_t / \sigma_t|$  and  $\epsilon_t / \sigma_t$ . Thus, we have:

$$g(\epsilon_t / \sigma_t) = \gamma_1 (\epsilon_t / \sigma_t) + \gamma_2 (|\epsilon_t / \sigma_t| - E|\epsilon_t / \sigma_t|), \tag{7}$$

where  $\gamma_1$  and  $\gamma_2$  are constant. Let us note that  $z_t = \epsilon_t / \sigma_t$  and  $E(|\epsilon_t / \sigma_t|) = \sqrt{2/\pi}$ . The innovation of the equation  $\log(\sigma_t^2)$  will be positive (negative) when the magnitude of  $z_t$  is larger (smaller) than its expected value. As Degiannakis and Xekalaki (2004) point out, a natural parametrization is to model the conditional variance as an autoregressive moving average model<sup>1</sup>:

$$\log(\sigma_t^2) = w + [1 + \alpha(L)][1 - \beta(L)]^{-1} g(z_{t-1}). \tag{8}$$

The GJR (1993) model specifies both the positive and negative asymmetry of the innovations through the incorporation of a dummy variable:

$$\sigma_t^2 = w + \sum_{i=1}^q (\alpha_i \epsilon_{t-i}^2) + \sum_{i=1}^q (\gamma_i S_{t-i}^- \epsilon_{t-i}^2) + \sum_{j=1}^p (\beta_j \sigma_{t-j}^2), \tag{9}$$

<sup>1</sup> Or similarly:  $\log(\sigma_t^2) = w + \left(1 + \sum_{i=1}^q \alpha_i L^i\right) \left(1 - \sum_{j=1}^p \beta_j L^j\right)^{-1} [\gamma_1 (\epsilon_t / \sigma_t) + \gamma_2 (|\epsilon_t / \sigma_t| - E|\epsilon_t / \sigma_t|)]$ .

where  $\gamma_i$  for  $i=1, \dots, q$  are parameters that have to be estimated,  $S_{t-i}^-$  is a dummy variable that takes the value of 1 when  $\epsilon_{t-i} < 0$  and takes the value of 0 if  $\epsilon_{t-i} > 0$ . In other words, it recognizes the presence of “good” ( $\epsilon_{t-i} > 0$ ) and “bad” ( $\epsilon_{t-i} < 0$ ) news by assuming that the impact of  $\epsilon_t^2$  on the conditional variance is different if  $\epsilon_t$  is positive or negative.

In the APARCH model of Ding *et al.* (1993) it is found that

$$\sigma_t^\delta = w + \sum_{i=1}^q \alpha_i (|\epsilon_{t-i}^2| - \gamma_i \epsilon_{t-i})^\delta + \sum_{j=1}^p (\beta_j \sigma_{t-j}^\delta), \quad (10)$$

where  $\delta > 0$  and  $-1 < \gamma_i < 1 \forall i=1, \dots, q$ . Moreover,  $w > 0, \delta \geq 0$  and  $\beta_j \geq 0 \ j=0, \dots, p$ . As detailed by Degiannakis and Xekalaki (2004), this model imposes a Box-Cox (1964) power transformation of the conditional standard deviation process and of the absolute asymmetric innovations. Within this expression,  $\delta$  assumes the role of the Box-Cox transformation of  $\sigma_t$  while  $\gamma_i$  reflects the leverage effect. Moreover, this model has the peculiarity of including another seven ARCH models as special cases: (i) the ARCH model of Engle (1982) when  $\delta=2, \gamma_i=0 \ (i=1, \dots, p)$  and  $\beta_j=0 \ (j=1, \dots, p)$ ; (ii) the GARCH model of Bollerslev (1986) when  $\delta=2, \gamma_i=0 \ (i=1, \dots, p)$ ; (iii) the GARCH model of Taylor (1986) and Schwert (1990) when  $\delta=1, \gamma_i=0 \ (i=1, \dots, p)$ ; (iv) the model of GJR (1993) when  $\delta=2$ ; (v) the TARCH model of Zakoian (1994) when  $\delta=1$ ; (vi) the NARCH model of Bera and Higgins (1993) when  $\gamma_i=0 \ (i=1, \dots, p)$  and  $\beta_j=0 \ (j=1, \dots, p)$ ; (vii) the log-ARCH of Geweke (1996) and Pantula (1986) when  $\delta \Rightarrow 0$ .

The IGARCH model seeks to estimate the conditional variance of the financial time series in the event that this is integrated, I(1). This model was put forward by Engle and Bollerslev (1986):

$$\sigma_t^2 = w + \sum_{i=1}^q \alpha_i \epsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p \beta_j \sigma_{t-j}^2, \quad (11)$$

$$\sigma_t^2 = w + \alpha(L) \epsilon_{t-i}^2 + \beta(L) \sigma_{t-j}^2, \quad (12)$$

for  $\sum_{i=1}^q \alpha_i + \sum_{j=1}^p \beta_j = 1$  or  $\alpha(L) + \beta(L) = 1$ . The IGARCH model is based on a GARCH model(p,q) whose conditional variance displays a high degree of persistence, where the polynomial  $\alpha(L) + \beta(L) = 1$  has  $r > 0$  roots and  $\max(p,q) - r$  roots outside the unit circle.

In the FIGARCH model of Baillie *et al.* (1996), the specification is

$$\phi(L)(1-L)^d \epsilon_t^2 = w + [1 - \beta(L)] v_t, \quad (13)$$

where  $\phi(L) \equiv [1 - \alpha(L) - \beta(L)](1-L)^{-d}$ ,  $0 < d < 1$  and  $v_t = \epsilon_t^2 - \sigma_t^2$ . The process  $\{v_t\}$  is interpreted as the innovations for the conditional variance. Thus, the conditional variance of the process is defined as:

$$\begin{aligned}\sigma_t^2 &= w[1 - \beta(L)]^{-1} + \{1 - [1 - \beta(L)]^{-1} \phi(L)(1 - L)^d\} \epsilon_t^2 \\ &= w[1 - \beta(L)]^{-1} + \lambda(L) \epsilon_t^2.\end{aligned}$$

Bollerslev and Mikkelsen (1996) defined the FIEGARCH model as:

$$\log(\sigma_t^2) = w + \phi(L)^{-1}(1 - L)^{-d} [1 + \alpha(L)] g(z_{t-1}).$$

Similarly, Tse (1998) suggests the FIAPARCH model where the conditional variance is expressed as:

$$\sigma_t^\delta = w + \{1 - [1 - \beta(L)]^{-1} \phi(L)(1 - L)^d\} (|\epsilon_t| - \gamma \epsilon_t)^\delta.$$

Davidson (2004) introduces the HYGARCH model as a generalization of the IGARCH and the FIGARCH models. The HYGARCH model is given by

$$\sigma_t^2 = w[1 - \beta(L)]^{-1} + \{1 - [1 - \beta(L)]^{-1} \phi(L)[1 + \alpha(1 - L)^d]\} \epsilon_t^2.$$

The HYGARCH model nests the FIGARCH model when  $\alpha = 1$ , and the process is stationary when  $\alpha < 1$ .

### III. EMPIRICAL RESULTS

#### III.1. THE DATA

The series of stock market returns consists of 5,053 daily observations calculated using the General Index of the Lima Stock Exchange (IGBVL) for the period January 3, 1992 to March 30, 2012. Moreover, in the volatility analysis of the stock market returns, there may be a presence of “day-of-the-week” effects; that is, effects related to the days on which stock markets open (Monday) and close (Friday) that can affect market volatility; see Alberg *et al.* (2008). Thus, dummy variables are introduced in the regression analysis. Many studies have documented the presence of these effects on financial markets; see Cross (1973), French (1980), Alexakis and Xanthakis (1995) and Peña, (1995), among others.

Figure 1 displays the stock market returns (Top Panel). The series exhibits periods of high and low volatility (clustering), representing a clear sign of the presence of ARCH effects. The middle Panel displays the ACF of the returns while the last Panel shows the ACF of the squared returns. This Figure presents clear evidence of long memory.

The unconditional distribution of the stock market returns is shown in Figure 2 (Top Panel), and is compared with the Normal density. Its peak is higher (solid line) than the Normal density (dotted line). Moreover, it has fatter tails which can be seen

FIGURE 1

FROM TOP TO BOTTOM: DAILY STOCK RETURNS, ACF OF DAILY STOCK RETURNS AND ACF OF DAILY STOCK SQUARED RETURNS

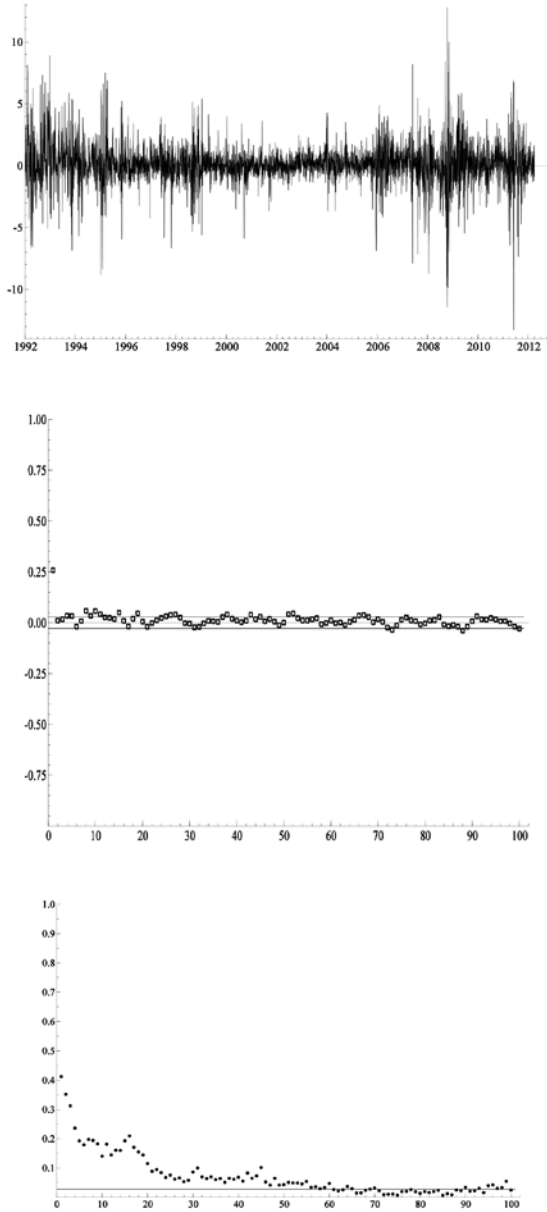
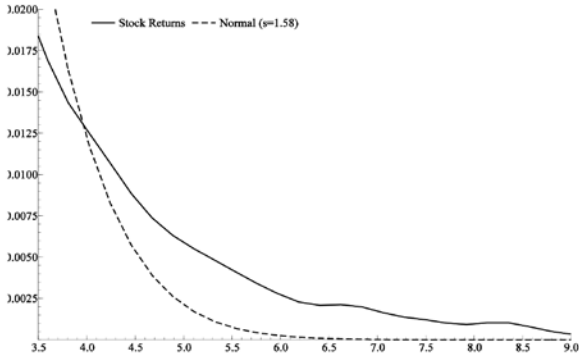
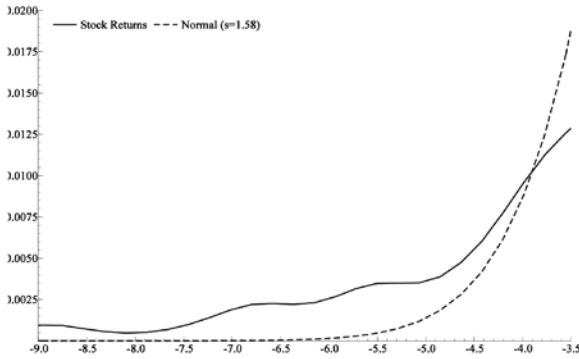
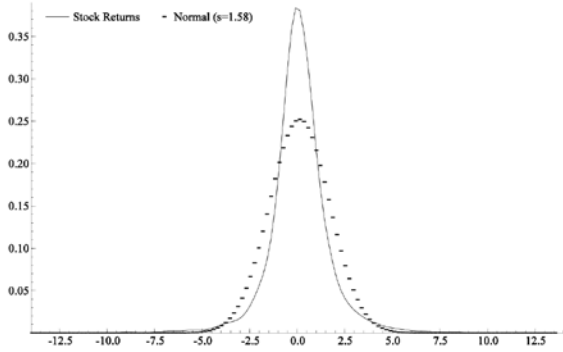




FIGURE 2

FROM TOP TO BOTTOM: DENSITY FUNCTION OF RETURNS, LEFT TAIL DENSITY OF RETURNS AND RIGTH TAIL DENSITY OF RETURNS



on Figure 2 (middle Panel and lower Panel). In addition, the skewness (-0.139) and the kurtosis (10.571) -located above the values of 0 and 3, respectively, for a symmetric distribution, highlight this characteristic. This is an indicator of the presence of an asymmetric distribution with heavy tails.

The estimations of the models consist of two equations: one for the mean, which is specified as ARMA( $p,q$ ) models, for  $p, q=0, 1, 2$  and another for the variance, which is specified as ARCH(1), GARCH(1,1), EGARCH(1,1), GJR(1,1), APARCH(1,1), IGARCH(1,1), FIGARCH(1,1), FIEGARCH(1,1), FIAPARCH(1,1), HYGARCH(1,1) and ARCH(1)-M. The objective is to find, firstly, the mean equation, and secondly, the best model for volatility within the ARCH specification. All models are estimated using four different specifications relative to the distribution of the disturbance term: Normal, t-Student, Skewed, and generalized error distribution (GED).

In order to select the best models, the following statistics are used: (i) the LM-ARCH statistic to check for the presence of ARCH effects on the residuals of the models; (ii) four information criteria: Akaike (AIC), Schwartz (BIC), Hannan-Quinn (HQ) and Shibata (SH); (iii) the diagnostic statistic of Engle and Ng (1993) that investigates possible specification errors in the conditional variance equation. To test for the presence of leverage effects, the Sign Bias (SB) statistic is used, which examines the impact on the conditional variance due to the positive or negative innovations not predicted by the estimated model; the Negative Sign Bias (NSB) statistic, which focuses on the impacts of the negative innovations on the conditioned variance; and the Positive Sign Bias (PSB) statistic, which estimates the effect of the positive innovations. Finally, the joint statistic (JT), which indicates the benefits of the volatility model with respect to the three statistics aforementioned. These statistics test whether the negative or positive shocks on the conditional variance depend on their size and how they affect conditional volatility; (iv) the adjusted Pearson goodness-of-fit statistic, which compares the empirical distribution of the innovations with the theoretical. In order to carry out this process, it is necessary to classify the residuals in cells according to their magnitude. For observations *i.i.d.*, Palm and Vlaar (1997) show that the null hypothesis of a correct distribution is limited between a  $\chi^2_{(r-1)}$  and a  $\chi^2_{(r-k-1)}$  where  $k$  is the number of estimated parameters; (v) the Residual-Based Diagnostic (RBD) statistic for detecting conditional heteroskedasticity suggested by Tse (2002); (vi) the  $Q$  statistic on the standardized residuals, and the squared standardized residuals.

## III.2. RESULTS<sup>2</sup>

With respect to the mean equation, different specifications were tested out, and the best was found to be an AR(1) process. Moreover, with respect to the dummy variables linked to two weekdays (Monday and Friday), in most of the estimations these variables are statistically significant. In general their signs are negative, reflecting the

<sup>2</sup> The number of estimated models jointly to the different specifications of the distribution of the disturbance term, give rise to a large number of Tables. The complete set of these Tables is available upon request. In this paper, we only include the most important.

fact that the returns and the volatility are, on average, lower on those days, especially on Friday<sup>3</sup>.

We start with the symmetric models. Starting with the ARCH(1) model and using the logarithm of likelihood, we find that the best performing model is between the ARCH(1)-t and the ARCH(1)-Sk. Nonetheless, the asymmetry coefficient of the t-Sk distribution is not statistically significant, so we reject this model. Under the four criteria of information, the ARCH(1,1)-t is better than the ARCH(1)-Sk model. On the other hand, the four models reject the null hypothesis of no ARCH effects, so a specification of this type for modeling the volatility of stock market returns does not seem adequate. The SB, NSB and PSB statistics are not significant in all situations; that is, the models would be correctly incorporating the positive and negative innovations. Nonetheless, the JT is not significant only in the ARCH(1)-N, with the rest of the models giving bad results with relation to the modeling of shocks on the conditional variance. The Q statistics applied to standardized squared residuals display a rejection of the null hypothesis. Finally, the Pearson Chi-Square goodness-of-fit statistic suggests that the ARCH(1)-t and ARCH(1)-Sk models do not reject the null hypothesis. In conclusion, the best model in this group would be the ARCH(1)-t.

The results for the GARCH(1,1) family show that the asymmetry parameter of the Sk specification is not significant. Observing the four information criteria, we find that the best model is the GARCH(1,1)-t. The four models account for ARCH effects (the null hypothesis of no ARCH effects is not rejected). The RBD statistic with several lags helps us to analyze the presence of conditional heteroskedasticity in the time series, and we observe that the GARCH-t and GARCH-Sk specifications are not appropriate, while the two remaining do not present problems of this kind. Moreover, we analyze the presence of leverage effects by way of the SB, NSB, PSB and JT statistics, and it is seen that the effect of negative shocks on the conditional variance (NSB) are greater than the positive shocks (PSB) while the null hypothesis of the Joint Test (JT) is not rejected by all specifications. The statistics show that the asymmetric effect of the innovations is being captured to a large extent. In turn, the Q statistic applied to the standardized squared residuals does not reject the null hypothesis of no serial correlation at the 1% of significance in the four distributions. Moreover, the P statistic (with different numbers of cells) rejects the null hypothesis of a correct specification (both p-values) in the GARCH(1,1)-N and GARCH(1,1)-GED models, while the remaining models do not reject the hypothesis. In summary, combining all criteria used, the best model would be the GARCH(1,1)-t.

Regarding the set of asymmetric models, in the EGARCH(1,1) model, the parameters  $\beta_1$  and  $\theta_1$  and  $\theta_2$  are significant, assuming the four distributions with the exception

---

<sup>3</sup> It is important to clarify that the main objective of this document is the modeling of volatility, that is, the second equation of the different models used. The first equation, that is, the equation of the mean of the returns is not the main objective in the sense that the returns have almost not persistence. We estimated ARMA (p,q) models for  $p, q=0, 1, 2$ , however the use of an AR(1) model is completely sufficient. In fact, many times, estimates of the AR(1) parameter are very small and in many cases they are not significant. Given our basic interest in the volatility equation, and in order to save space given the extensive number of models estimated, we do not include more Tables and Figures.

of the coefficient  $\alpha_1$ , which shows statistical significance only for EGARCH(1,1)-GED and EGARCH(1,1)-Sk. Following the logarithm of likelihood, we find that the best performing model is the EGARCH(1,1)-Sk. Nonetheless, if we analyze the four information criteria, the EGARCH(1,1)-t displays a smaller BIC, while the EGARCH(1,1)-Sk displays a smaller AIC, SH and HQ. None of the four models show ARCH effects (the null hypothesis of the ARCH effects is not rejected). The RBD statistic indicates that the four specifications are appropriate. The EGARCH models adequately capture the non-symmetric effects of shocks on the conditional variance. Adding together the results of the Q statistic and the P statistic, we can conclude that the EGARCH(1,1)-Sk model is the best model in this category.

In the case of the GJR specification, the parameters  $\alpha_1$  and  $\beta_1$  and  $\gamma_1$  are significant by assuming the four distributions. Analyzing the logarithm of likelihood, we find that the best performing model is the GJR(1,1)-Sk. However, if we analyze the four information criteria, we find that the best model is the GJR(1,1)-t. The four models do not find evidence of ARCH effects. The RBD statistic tells us that the GJR-GED specification is not appropriate, while the rest of the models have some problems with heteroskedasticity. The negative shocks on the conditional variance (NSB) are slightly greater than the positive shocks (PSB). Adding together the results with the Q statistic and the P statistic, we find that the best model for this specification is the GJR(1,1)-Sk.

In the case of the APARCH (1,1) specification, the parameters  $\alpha_1$ ,  $\beta_1$  and  $\gamma_1$  and  $\delta$  are significant by assuming the four distributions, and a high degree of persistence in variance is observed. As is the case with many models, the asymmetry coefficient of the APARCH(1,1)-Sk is insignificant and small, and as such this model cannot be representative. Following the logarithm of likelihood, we find that the best performing model is the APARCH(1,1)-Sk. If we analyze the four information criteria, the APARCH(1,1)-t is better than the APARCH(1,1)-Sk in the BIC and the HQ, while in the AIC and SH they are indifferent. The four models show evidence of an absence of ARCH effects. The null hypothesis of the RBD statistic is not rejected in all cases, so the specifications are adequate. The negative shocks on the conditional variance are more significant or greater than the positive shocks. In turn, the Q statistic on the standardized squared residuals show similar results to the other models. Finally, the P statistic establishes that the APARCH(1,1)-Sk model does not reject the null hypothesis. The results allow the APARCH(1,1)-t model to be selected.

The estimation of the IGARCH(1,1) models show that the parameters  $\alpha_1$  and  $\beta_1$  are significant by assuming the four distributions. Following the logarithm of likelihood, we find that the best performing model is the IGARCH(1,1)-Sk. Under the four information criteria, the IGARCH(1,1)-t is the best, being indistinct from the AIC and the SH criteria. The four models have problems with respect to the ARCH effects remaining in the residuals. The RBD statistic establishes a correct specification for all models, above all in the RBD(2). There appears to be good modeling of the asymmetry of innovations. The Q statistic shows no evidence of autocorrelation in the residuals of the four models (at 1.0%). The P statistic allows the IGARCH(1,1)-N and the IGARCH(1,1)-GED models to be discarded. In consequence, we may select the IGARCH(1,1)-t model.

The evidence of long memory between the stylized facts of the stock market returns suggests the estimation of fractional models. The estimation of the FIGARCH(1,1) models suggests that the parameters  $\alpha_1$  and  $\beta_1$  are insignificant by assuming the four distributions. Observing the logarithm of likelihood, we find that the best model is the FIGARCH(1,1)-Sk, but the parameter of asymmetry is insignificant. The four information criteria, however, suggest evidence in favor of the FIGARCH(1,1)-t model. The four models show an absence of ARCH effects in the residuals, while the RBD statistic suggests that the four specifications are appropriate. The statistics based on the sign suggest that models of this kind capture well the behavior of the shocks on the conditional variance. The residuals do not show signs of autocorrelation in accordance with the Q statistic. The P statistic allows us to discard the FIGARCH(1,1)-N and FIGARCH(1,1)-GED models. The conclusion is the selection of the FIGARCH(1,1)-t model.

With respect to the estimations of the FIEGARCH(1,1) models, the parameters  $\alpha_1$ ,  $\beta_1$  are insignificant, unlike the  $\theta_1$  and  $\theta_2$  by assuming the four distributions. Following the logarithm of likelihood, we find that the best performing model is the FIEGARCH(1,1)-Sk. At the level of the four information criteria, the FIEGARCH(1,1)-Sk model continues to exceed the FIEGARCH(1,1)-t. Moreover, three of the four models do not reject the null hypothesis of the ARCH effects, with the FIEGARCH(1,1)-t displaying problems. The RBD statistic does not reject the null hypothesis of a correct specification in each model, so problems of heteroskedasticity would not be of concern. The statistics based on the signs suggest that the FIEGARCH(1,1)-Sk model is correctly incorporating the positive and negative innovations at a distance from the model. The best model in the group would be the FIEGARCH(1,1)-Sk.

As regards the estimations of the FIAPARCH(1,1) models, the parameters  $\alpha_1$  and  $\beta_1$  are insignificant, and the opposite occurs with the parameters  $\gamma_1$  and  $\delta$ . The logarithm of likelihood shows that the best-performing model is the FIAPARCH(1,1)-Sk, but the four information criteria establishes that the best model is the FIAPARCH(1,1)-t. Both models are seen to be superior to the other two. The four models does not reject the null hypothesis of no ARCH effects. The RBD statistic suggests that the four specifications are correct. The asymmetric effect of the innovations is relatively well captured by the four specifications. There is no evidence of autocorrelation in the residuals, while the P statistic rejects the null hypothesis of a correct specification (both p-values) in the FIAPARCH(1,1)-N and FIAPARCH (1,1)-GED models. The best model would be the FIAPARCH(1,1)-t.

In the case of the HYGARCH(1,1) estimations, the parameters  $\alpha_1$ ,  $\beta_1$  and  $\alpha$  are not significant by assuming their four distributions. According to the logarithm of likelihood, we find that the best performing model is the HYGARCH(1,1)-Sk. Nonetheless, if we analyze the four information criteria we find that the best model is the HYGARCH(1,1)-t. The four models provide evidence for the absence of ARCH effects. The RBD statistic indicates that the specification is appropriate, and suggests that the leverage effects are adequately captured. There is no evidence of autocorrelation in the residuals according to the Q statistic. Moreover, the P statistic does not reject the null hypothesis of a correct specification (both p-values) in the HYGARCH(1,1)-t and HYGARCH(1,1)-Sk models. In this case, the HYGARCH(1,1)-t model is selected.

Finally, estimations of the ARCH(1)-M models are performed, where the parameters are significant by assuming the four distributions. As with many previous models, the asymmetry coefficient of the ARCH(1)-M-Sk is insignificant and small, and so this model is not representative. Following the logarithm of likelihood, we find that the best performing models are both the ARCH(1)-M-t and the ARCH(1)-M-Sk, which have the lowest values. However, if we analyze the four information criteria, the ARCH(1)-M-t is better than the ARCH(1)-M-Sk. The four models provide evidence of ARCH effects in the residuals. The positive shocks on the conditional variance are greater than the negative shocks. The Q statistic shows clear evidence of autocorrelation in the residuals estimated by the four models. They suggest a better performance of the ARCH(1)-M-Sk and ARCH(1)-M-t models. According to the criteria utilized, the model selected is ARCH(1)-M-t. It is important to mention that though we selected this model as a representative of the ARCH(1)-M family, the different statistics suggest a poor performance of this type of models. This is unsurprising, given that it concerns simpler ARCH models, only that the mean is modeled by including volatility.

### III.2.1. SELECTION OF MODELS

Given that the dependent variable changes in the different estimated models, the selection criteria of the models is applied in three different groups<sup>4</sup>. The first group, whose dependent variable is  $\sigma_t^2$ , is comprised of ARCH, GARCH, GJR, IGARCH, FIGARCH, HYGARCH and ARCH-M models. The second group, whose dependent variable is the  $\log(\sigma_t^2)$ , is comprised of EGARCH and FIEGARCH models, while the last group, whose dependent variable is  $\sigma_t^d$ , will be comprised of APARCH and FIAPARCH models.

Following the maximum likelihood criterion, the best model from the first group is the FIGARCH(1,1)-t. The best model in the second group is the FIEGARCH(1,1)-Sk, while in the last group the FIAPARCH(1,1)-t would be the representative. Moreover, analyzing the information criteria, they support the previous findings. It is important to note that all models selected belong to the group of fractional integration; that is, we have evidence of a long-memory process in the volatility.

Within the first group, the models that do not reject the null hypothesis of no ARCH effects are GARCH(1,1)-t, GJR(1,1)-t, IGARCH(1,1)-t, FIGARCH(1,1)-t and HYGARCH(1,1)-t. In this sense, according to this criteria, the ARCH(1)-t and ARCH-M(1)-t models are discarded. Both the second and the third group provide evidence of the absence of ARCH effects in the residuals when the FIEGARCH(1,1)-Sk, APARCH(1,1)-t and FIAPARCH(1,1)-t models are used.

---

<sup>4</sup> In order to be rigorous in the selection of the best models, we have selected the best model within each of the classes of models mentioned. Since the dependent variable is different in the three categories, it is not correct to choose a single model for the three categories. All the statistics and criteria used are valid within each category of models according to the respective dependent variable. Even an exercise of forecasts does not allow a solution because the forecasted variables are different. Furthermore, a forecasting exercise is not considered because is beyond the scope of the paper.

Utilizing the RBD statistic, it is observed that only the FIGARCH(1,1)-t, HYGARCH(1,1)-t and IGARCH(1,1)-t models appear to correct the problem of conditional heteroskedasticity in the estimated residuals. On the other hand, the SB, NSB, PSB and JT statistic show the presence of leverage effects, which is equivalent to stating that these models largely capture the asymmetric effects of positive and negative innovations in the variance of stock market returns. With respect to the P statistic, this reveals that the empirical distribution of the innovations is adjusted to the theoretical distribution in all the models in the three groups analyzed.

Based on the above-mentioned, we find that the best three models are the FIGARCH(1,1)-t, FIEGARCH(1,1)-Sk and FIAPARCH(1,1)-t, in each of the three groups analyzed, respectively. Figure 3 shows some interesting aspects. The conditional variance obtained from the three models show very similar behavior compared to the squared residuals which is a good indicator of adjustment of each of the models. On the other hand, the empirical density of the standardized residuals compared to underlying distribution used in the estimates (t-Student, Student-t and Skewed Student-t, respectively) still shows significant differences. The qq-plot confirms this: the behavior of the tails of the distribution of stock returns is not well captured by either model. Other ongoing research is looking to capture this aspect.

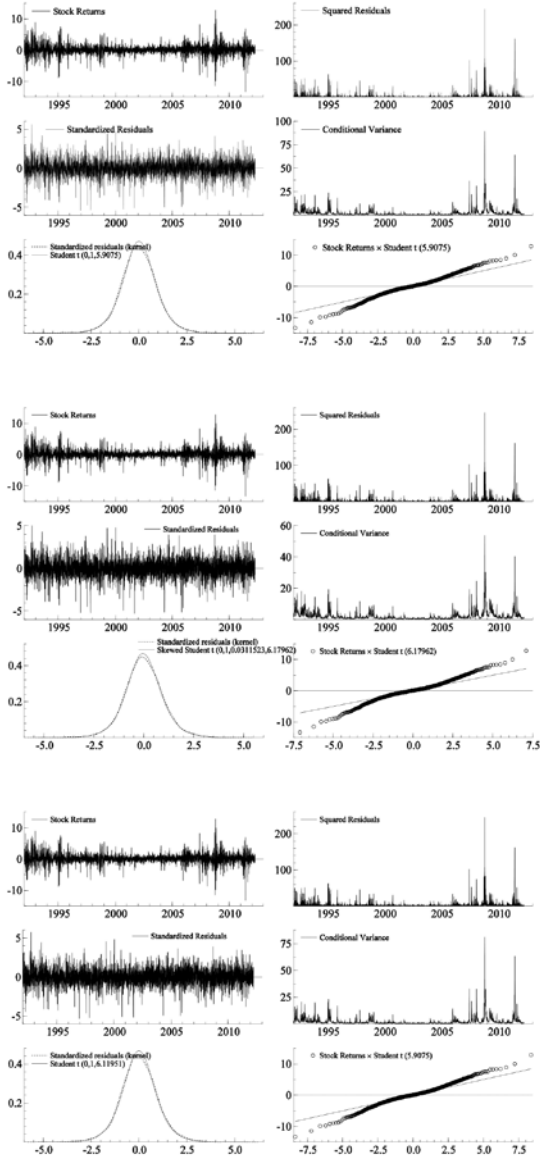
It is important to emphasize the long-memory aspect in the time series analyzed. The three models allow an estimate of the fractional parameter  $\hat{d} = 0.467, 0.495, 0.467$ , respectively. The three estimations are close to the frontier of the stationarity (0.5), and the three values indicate strong evidence of long memory. This result can be interpreted as strong evidence in favor of fractionally integrated models. Nonetheless, as the literature has pointed out, this behavior may be contaminated by the presence of sporadic or random level shifts; see Diebold and Inoue (2001), Mikosch and Střaricř (2004a, 2004b), among others. From the standpoint of the application of statistics, see Perron and Qu (2010) and Qu (2011). From the standpoint of modeling, see Lu and Perron (2010), Li *et al.* (2016), and Xu and Perron (2014). Recent applications and research underway for the Peruvian and Latin American cases include Ojeda-Cunya and Rodríguez (2016), Rodríguez and Tramontana-Tocto (2015), Rodríguez (2016), Herrera and Rodríguez (2016), and Pardo and Rodríguez (2014). In the mentioned research, the results conclude that the volatility does not present long memory. Instead, the volatility is composed by a short memory component plus a random level shifts component.

#### IV. CONCLUSIONS

It is fair to say that Humala and Rodríguez (2013) represent our starting point and the beginning of a research agenda where the present document is the initial investigation with the most traditional econometric tools. It is a first attempt to explain some of the facts mentioned by Humala and Rodríguez (2013). In this paper, the models try to capture the clustering, asymmetries and heavy tails mentioned in the literature and mentioned or found in particular for the Peruvian stock market by Humala and Rodríguez (2013). However, the approach of Humala and Rodríguez

FIGURE 3

FROM TOP TO BOTTOM: RESULTS OF FIGARCH(1,1)-T, FIGARCH(1,1)-SK, FIAPARCH(1,1)-T. IN EACH PANEL (FROM LEFT TO RIGHT): STOCK RETURNS, SQUARED RESIDUALS, STANDARDIZED RESIDUALS, CONDITIONAL VARIANCE, KERNEL OF STANDARDIZED RESIDUALS VS DENSITY FUNCTION (T OR SK), QQ-PLOT





(2013) is more of a statistical-descriptive type approach and there is nothing from the point of view of econometric estimation. That is why we estimate an extensive group of models, both symmetric and asymmetric and use different distributions for the error term with the objective of capturing the heavy tails already mentioned. We also include fractional models to capture the long memory feature.

Hence, an extensive family of univariate models of autoregressive conditional heteroskedasticity is applied to the Peruvian daily stock market returns for the period January 3, 1992 to March 30, 2012 (5053 observations) with four different specifications related to the distribution of the disturbance term. This concerns capturing the asymmetries of the behavior of the volatility, as well as the presence of heavy tails in these time series. Different criteria and statistics are utilized for the process of selecting the best models. Given the different nature of the dependent variable, the models have been selected separately. Finally, the selected models are the FIGARCH(1,1)-t, the FIEGARCH(1,1)-Sk, and the FIAPARCH(1,1)-t in each of the groups divided according to the structure of the dependent variable. The selection is interesting as it reflects the following aspects: (i) it is a model that captures the asymmetries and thus the leverage effects; (ii) it is a fractionally integrated model, which allows the evidence of long memory to be captured in the volatility of stock market returns; (iii) the distribution of the disturbance term is skewed, which allows us to approximate the behavior of the structure of the disturbance term.

In fact, the models manage to capture the asymmetries, the long memory and to a lesser extent manage to capture the heavy tails. It is obvious that it is very difficult to find a model that can capture all the characteristics. But as we have already mentioned, this document is part of a larger agenda. At the same time of this investigation, we have some other progress already made in the direction of modeling volatility with particular emphasis on the characteristic of long memory. In fact, it is important to emphasize the long-memory aspect unanimously found in the three selected models in this paper. The three models allow an estimate of the fractional parameter  $\hat{d} = 0.467, 0.495, 0.467$ , respectively. The three estimations are close to the frontier of the stationarity (0.5), and the three values indicate strong evidence of long memory. This result can be interpreted as strong evidence in favor of fractionally integrated models. Nonetheless, as the literature has pointed out, this behavior may be contaminated by the presence of sporadic or rare random level shifts; see Diebold and Inoue (2001), Mikosch and Stărică (2004a, 2004b), among others. From the standpoint of the application of statistics, see Perron and Qu (2010) and Qu (2011). From the standpoint of modeling, see Lu and Perron (2010), Li *et al.* (2016), and Xu and Perron (2014). Recent applications and research underway for the Peruvian and Latin American cases include Ojeda-Cunya and Rodríguez (2016), Rodríguez and Tramontana-Tocto (2015), Rodríguez (2016), Herrera and Rodríguez (2016), and Pardo and Rodríguez (2014).

## BIBLIOGRAPHY

- ALEXAKIS, P. and M. XANTHAKIS (1995). "Day of the week effect on the Greek stock market", *Applied Financial Economics* 5, pp. 43-50.
- ALBERG, D., H. SHALIT and R. YOSEF (2008). "Estimating Stock Market Volatility using Asymmetric GARCH Models", *Applied Financial Economics* 18 (15), pp. 1201-1208.
- AMIGO, L. (1997). "Determinantes del tipo de cambio: Un modelo ARCH", *Annales de estudios económicos y empresariales* 12, pp. 227-250.
- ANDERSEN, T.G. and T. BOLLERSLEV (1998). "ARCH and GARCH Models", *Encyclopedia of Statistical Sciences* 2. New York: John Wiley and Sons.
- AVALOS, A. and F. HERNANDEZ (1995). "Comportamiento del tipo de cambio real y desempeño económico en México", *Nueva Epoca* 4 (2), pp. 239-263.
- BAHI, C.A. (2007). "Modelos de medición de la volatilidad en los mercados de valores: Aplicación al mercado bursátil Argentino," Working Paper, Universidad Nacional de Cuyo- Facultad de Ciencias Económicas.
- BAILLIE, R.T., T. BOLLERSLEV and H.O. MIKKELSEN (1996). "Fractionally Integrated Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity", *Journal of Econometrics* 74, pp. 3-30.
- BAILLIE, R.T. and R. DEGENNARO (1990). "Stock Returns and Volatility", *The Journal of Financial and Quantitative Analysis* 25 (2), pp. 203-214.
- BERA, A.K. and M.L. HIGGINS (1993). "ARCH Models: Properties, Estimation and Testing", *Journal of Economic Surveys* 7, pp. 305-366.
- BLACK, F. (1976). "Studies of Stock Price Volatility Changes", *Proceedings of the 1976 Meetings of The American Statistical Association, Business and Economics Section*, pp. 177-181.
- BOLLERSLEV, T. (1986). "General Autoregressive Conditional Heteroskedasticity", *Journal of Econometrics* 31, pp. 307-327.
- BOLLERSLEV, T. (2008). "Glossary to ARCH (GARCH)", School of Economics and Management- University of Aarhus. *CREATES Research Paper* 2008-49.
- BOLLERSLEV, T., R.Y. CHOU and K.F. Kroner (1992). "ARCH Modeling in Finance: A Selective Review of the Theory and Empirical Evidence", *Journal of Econometrics* 52, pp. 5-59.
- BOLLERSLEV, T., R.F. ENGLE and D.B. NELSON (1994). "ARCH Models", *Handbook of Econometrics* 4, pp. 2959-3038. Amsterdam: North-Holland.
- BOLLERSLEV, T. and H.O. MIKKELSEN (1996). "Modeling and Pricing Long-Memory in Stock Market Volatility", *Journal of Econometrics* 73, pp. 151-184.
- BOX, G.E.P. and D.R. COX (1964). "An analysis of transformations", *Journal of the Royal Statistical Society, Series B* 26 (2), pp. 211-252.
- CONRAD, C., M. KARANASOS and N. ZENG (2011). "Multivariate Fractionally Integrated APARCH Modeling of Stock Market Volatility: A Multi-Country Study", *Journal of Empirical Finance* 18 (1), pp. 147-159.
- CROSS, F. (1973). "The behavior of stock price on Fridays and Mondays", *Financial Analysts Journal* 29, pp. 67-69.
- DAVID, A. (1997). "Fluctuating Confidence in Stock Markets: Implications for Returns and Volatility", *The Journal of Financial and Quantitative Analysis* 32 (4), pp. 427-462.
- DAVIDSON, J. (2004). "Moment and Memory Properties of Linear Conditional Heteroskedasticity Models, and a New Model", *Journal of Business and Economic Statistics* 22, pp. 16-29.
- DE ARCE, R. (2000). "Modelización ARCH. Estimación de la volatilidad del IBEX-35", Tesis doctoral- Universidad Autónoma de Madrid. Publicada en la web.
- DE ARCE, R. (2004). "20 años de modelos ARCH: una visión en conjunto de las distintas variantes de la familia", *Estudios de Economía Aplicada* 22 (1), pp. 1-27.
- DEGIANNAKIS, S. and E. XEKALAKI (2004). "Autoregressive Conditional Heteroskedasticity (ARCH) Models: A Review", *Quality Technology and Quantitative Management* 1, pp. 271-324.
- DIEBOLD, F. and A. INOUE (2001). "Long memory and regime switching", *Journal of Econometrics* 105, pp. 131-159.
- DING, Z., C.W. GRANGER and R.F. ENGLE (1993). "A Long Memory Property of Stock Market Returns and a New Model," *Journal of Empirical Finance* 1, 83-106.

- ENGLE, R.F. (1982). "Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of U.K. Inflation", *Econometrica* 55 (4), pp. 324-356.
- ENGLE, R.F. (2001). "GARCH 101: The Use of ARCH/GARCH Models in Applied Econometrics", *Journal of Economic Perspectives* 15, pp. 157-168.
- ENGLE, R.F. and T. BOLLERSLEV (1986). "Modeling the Persistence of Conditional Variances", *Econometric Reviews* 5, pp. 1-50.
- ENGLE, R.F., T. ITO and W.L. LIN (1990). "Meteor Showers or Heat Waves? Heteroskedastic Intra-Daily Volatility in the Foreign Exchange Market", *Econometrica* 58, pp. 525-542.
- ENGLE, R.F., D.M. LILIEN and R.P. ROBINS (1987). "Estimating Time Varying Risk Premia in the Term Structure: The ARCH-M Model", *Econometrica* 55, pp. 391-407.
- ENGLE, R.F. and V.K. NG (1993). "Measuring and Testing the Impact of News on Volatility", *The Journal of Finance* 48 (5), pp. 1749-1778.
- FRENCH, K. (1980). "Stock returns and the weekend effect", *Journal of Financial Economics* 8, pp. 55-69.
- GEWEKE, J. (1986). "Modeling the Persistence of Conditional Variances: A Comment", *Econometric Reviews* 5, pp. 57-61.
- GIOT, P. and S. LAURENT (2003). "Value-at-Risk for Long and Short Trading Positions", *Journal of Applied Econometrics* 18 (6), pp. 641-664.
- GLOSTEN, L., R. JAGANNATHAN and D. RUNKLE (1993). "On the Relation Between the Expected Value and the Volatility of the Nominal Excess Return on Stocks", *Journal of Finance* 48, pp. 1779-1801.
- GONZALES, A. and B. VIÑAS (1996). "Estimación de la volatilidad condicional en el mercado de divisas con modelos de la familia GARCH", *Investigaciones Europeas de Dirección y Economía de la Empresa* 2 (3), pp. 43-59.
- HERRERA-ARAMBURU, A. and G. RODRIGUEZ (2016). "Volatility of Stock Market and Exchange Rate Returns in Peru: Long Memory or Short Memory with Level Shifts?", *International Journal of Monetary Economics and Finance* 9 (1), pp. 45-66. It appears as Working Paper 393 of the Department of Economics, Pontificia Universidad Católica del Perú.
- HUMALA, A. and G. RODRIGUEZ (2013). "Some Stylized Facts of Returns in the Stock and Foreign Exchange Markets in Peru", *Studies in Economics and Finance* 30 (2), pp. 139-158.
- KIM, D. and S.J. KON (1994). "Alternative Models for the Conditional Heteroscedasticity of Stock Returns", *The Journal of Business* 67 (4), pp. 563-598.
- KOOPMAN S.T. and E.H. USPENSKY (2002). "The Stochastic Volatility in Mean Model: Empirical Evidence from International Stock Markets", *Journal of Applied Econometrics* 17 (6), pp. 667-689.
- KOUTMOS, G. and P. THEODOSSIOU (1994). "Time-Series Properties and Predictability of Greek Exchange Rates", *Managerial and Decision Economics* 15 (2), pp. 159-167.
- LAURENT, S., K. BOUDT, J. LAHAYE, J.P. PETERS, J. ROMBOUTS and F. VIOLANTE (2010). G@RCH 6.1, United Kingdom, Timberlake Co.
- LOPEZ-HERRERA, F. (2004). "Modelado de la Volatilidad y Pronóstico del Índice de Precios y Cotizaciones de la Bolsa Mexicana de Valores", *Contaduría y Administración* 213, pp. 44-72.
- LI, Y., P. PERRON and J. XU (2016). "Modeling Exchange Rate Volatility with Random Level Shifts", forthcoming in *Applied Economics*. It appears as Working Paper, Department of Economics, Boston University.
- LU, Y.K. and P. PERRON (2010). "Modeling and forecasting stock return volatility using a random level shift model", *Journal of Empirical Finance* 17, pp. 138-156.
- MCKENZIE, M.D. (1998). "The Impact of Exchange Rate Volatility on Australian Trade Flows", *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money* 8 (1), pp. 21-38.
- MIKOSCH, T. and C. STÁRICA (2004a). "Nonstationarities in Financial Time Series, the Long-range Effect Dependence, and the IGARCH Effects", *Review of Economics and Statistics* 86 (1), pp. 378-390.
- MIKOSCH, T. and C. STÁRICA (2004b). "Changes of Structure in Financial Time Series and the GARCH model", *REVSTAT-Statistical Journal* 2, pp. 42-73.
- NELSON, D. (1991). "Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A new Approach", *Econometrica* 59 (2), pp. 347-370.
- OJEDA-CUNYA, J. and G. RODRIGUEZ (2016). "An Application of a Random Level Shifts Model to the Volatility of Peruvian Stock and Exchange Rate Returns", *Macroeconomics and Finance in Emerging Market Economies* 9 (1), pp. 34-55. It appears as Working Paper 383 of the Department of Economics, Pontificia Universidad Católica del Perú.

- LOWE, R.A. (2009). "Modelling Naira/Dollar Exchange Rate Volatility: Application of GARCH and Asymmetric Models", *International Review of Business Research Papers* 5 (3), pp. 377-398.
- PALM, VON F.C. and P.J.G. VLAAR (1997). "Simple Diagnostic Procedures for Modeling Financial Time Series", *Allg. Statistisches Archiv* 81, pp. 85-101.
- PANTULA, S.G. (1986). "Modeling the Persistence of Conditional Variances: A Comment", *Econometric Reviews* 5, pp. 71-74.
- PARDO-FIGUEROA, R. and G. RODRIGUEZ (2014). "Distinguishing between True and Spurious Long Memory in the Volatility of Stock Market Returns in Latin America", Working Paper 395, Department of Economics, Pontificia Universidad Católica del Perú.
- PEÑA, J. (1995). "Daily seasonalities and stock market reforms in Spain", *Applied Financial Economics* 5, pp. 419-423.
- PEREZ, O. and H. FERNANDEZ (2006). "Análisis de la volatilidad del índice general de la bolsa de valores de Colombia utilizando modelos ARCH", *Revista de Ingenierías Universidad de Medellín* 5 (8), pp. 13-33.
- PEREZ, A. and E. RUIZ (2009). "Modelos de memoria larga para series económicas y financieras", Documentos de trabajo de estadística y econometría. Universidad Carlos III de Madrid.
- PERRON, P. and Z. QU (2010). "Long-memory and level shifts in the volatility of stock market return indices", *Journal of Business and Economic Statistics* 28, pp. 275-290.
- POZO, S. (1992). "Conditional Exchange-Rate Volatility and the Volume of International Trade: Evidence from the Early 1900s", *The Review of Economics and Statistics* 74 (2), pp. 325-329.
- QU, Z. (2011). "A Test Against Spurious Long Memory", *Journal of Business and Economic Statistics* 29, pp. 423-438.
- RODRIGUEZ, G. (2016). "Modeling Latin-American Stock Markets Volatility: Varying Probabilities and Mean Reversion in a Random Level Shifts Model", *Review of Development Finance* 6, pp. 26-45. It appears published as Working Paper 403, Department of Economics, Pontificia Universidad Católica del Perú.
- RODRIGUEZ, G. and R. TRAMONTANA-TOCTO (2015). "An Application of a Short Memory Model with Random Level Shifts to the Volatility of Latin American Stock Market Returns", *Latin American Journal of Economics* 52 (2), pp. 185-211. It appears as Working Paper 385 of the Department of Economics, Pontificia Universidad Católica del Perú.
- SCHWERT, G.W. (1990). "Stock Volatility and The Crash of 87", *Review of Financial Studies* 3, pp. 77-102.
- TAYLOR, S.J. (1986). *Modelling Financial Time Series*. Wiley and Sons: New York, NY.
- TSE, Y.K. (1998). "The Conditional Heteroskedasticity of the Yen-Dollar Exchange Rate", *Journal of Applied Econometrics* 13, pp. 49-55.
- TSE, Y.K. (2002). "Residual-based Diagnostics for Conditional Heteroscedasticity Models", *Econometrics Journal* 5, pp. 358-373.
- WANG, K., C. FAWSON, C. BARRETT and J. McDONALD (2001). "A Flexible Parametric GARCH Model with an Application to Exchange Rates", *Journal of Applied Econometrics* 16 (4), pp. 521-536.
- XU, J. y P. PERRON (2014). "Forecasting Return Volatility: Level Shifts with Varying Jump Probability and Mean Reversion", *International Journal of Forecasting* 30, pp. 449-463.
- ZAKOIAN, J.M. (1994). "Threshold Heteroskedasticity Models", *Journal of Economic Dynamics and Control*

TABLE 1  
SELECTION OF MODELS

Criterion	Symmetric Models ( $\sigma_t^2$ )									
	ARCH(1)-t	GARCH(1,1)-t	GJR(1,1)-t	IGARCH(1,1)-t	FIGARCH(1,1)-t	HYGARCH(1,1)-t	ARCH-M(1,1)-t			
Log-Lik	-8270.6	-7984.8	-7981.3	-7985.9	-7962.4	-7962.2	-8263.2			
AIC	3.276	3.163	3.162	3.163	3.155	3.155	3.273			
BIC	3.285	3.173	3.174	3.172	3.166	3.168	3.284			
SH	3.276	3.163	3.162	3.163	3.155	3.155	3.273			
HQ	3.279	3.167	3.166	3.166	3.159	3.159	3.277			

	Asymmetric ( $\log \sigma_t^2$ ) and Power Asymmetric ( $\sigma_t^\delta$ ) Models				
	EGARCH(1,1)-Sk	FIGARCH(1,1)-Sk	FIAPARCH(1,1)-t	APARCH(1,1)-t	FIAPARCH(1,1)-t
Log-Lik	-7982.5	-7961.7	-7980.8	-7958.7	-7958.7
AIC	3.163	3.156	3.162	3.154	3.154
BIC	3.178	3.171	3.175	3.168	3.168
SH	3.163	3.155	3.162	3.154	3.154
HQ	3.168	3.161	3.167	3.159	3.159

TABLE 1 (Continuation)  
SELECTION OF MODELS

Symmetric Models ( $\sigma_t^2$ )														
Criterion	ARCH(1)-t		GARCH(1,1)-t		GJR(1,1)-t		IGARCH(1,1)-t		FIGARCH(1,1)-t		HYGARCH(1,1)-t		ARCH-M(1,1)-t	
	value	p-value	value	p-value	value	p-value	value	p-value	value	p-value	value	p-value	value	p-value
ARCH 1-2	77.879	0.000	1.710	0.180	1.408	0.244	1.126	0.324	0.147	0.862	0.247	0.781	58.340	0.000
ARCH 1-5	54.896	0.000	1.816	0.106	1.808	0.107	1.854	0.098	0.392	0.854	0.431	0.827	42.307	0.000
ARCH 1-10	34.800	0.000	1.801	0.055	1.728	0.068	1.998	0.029	0.699	0.725	0.724	0.702	27.988	0.000
RBD(2)	-265.71	1.000	18.47	0.000	11.087	0.004	0.877	0.644	1.059	0.588	-3.061	1.000	3571.9	0.000
RBD(5)	-69.983	1.000	25.09	0.000	11.561	0.041	11.043	0.050	-1.694	1.000	-0.870	1.000	-97.37	1.000
RBD(10)	-38.345	1.000	36.85	0.000	19.741	0.031	22.719	0.011	5.350	0.866	5.344	0.867	-82.97	1.000
SB	1.3119	0.189	0.105	0.916	0.041	0.967	0.059	0.952	0.314	0.752	0.318	0.749	1.240	0.214
NSB	0.8785	0.379	1.497	0.134	0.791	0.428	1.128	0.259	1.108	0.267	1.258	0.208	1.169	0.242
PSB	1.4015	0.161	1.112	0.265	0.721	0.470	1.433	0.151	1.461	0.143	1.339	0.180	1.853	0.063
JT	7.1067	0.068	6.640	0.084	2.156	0.540	6.186	0.102	7.512	0.057	7.616	0.054	9.467	0.023

Asymmetric ( $\log \sigma_t^2$ ) and Power Asymmetric Models ( $\sigma_t^\delta$ )											
Criterion	EGARCH(1,1)-Sk		FIEGARCH(1,1)-Sk		APARCH(1,1)-Sk		FIAPARCH(1,1)-t				
	value	p-value	value	p-value	value	p-value	value	p-value			
ARCH1-2	5.179	0.005	0.967	0.380	1.974	0.138	0.180	0.835			
ARCH1-5	2.518	0.027	0.709	0.615	1.958	0.081	0.487	0.785			
ARCH1-10	1.981	0.031	0.885	0.545	1.787	0.057	0.718	0.707			
RBD(2)	-31.089	1.000	-0.501	1.000	-20.059	1.000	-5.310	1.000			
RBD(5)	4.216	0.518	2.125	0.831	5.968	0.309	-1.257	1.000			
RBD(10)	14.01	0.172	9.632	0.473	13.255	0.209	4.324	0.931			
SB	0.262	0.792	0.142	0.886	0.036	0.970	0.156	0.875			
NSB	1.283	0.199	1.345	0.178	0.969	0.332	0.761	0.446			
PSB	0.761	0.446	0.847	0.396	0.659	0.509	1.032	0.301			
JT	3.093	0.377	3.931	0.268	2.320	0.508	2.487	0.477			

TABLE 1 (Continuation)  
SELECTION OF MODELS

Symmetric Models ( $\sigma_t^2$ )														
Criterion	ARCH(1)-t		GARCH(1,1)-t		GJR(1,1)-t		IGARCH(1,1)-t		FIGARCH(1,1)-t		HYGARCH(1,1)-t		ARCH-M(1,1)-t	
	value	p-value	value	p-value	value	p-value	value	p-value	value	p-value	value	p-value	value	p-value
Q(5)	282.08	0.000	9.2774	0.025	9.209	0.026	9.502	0.023	1.971	0.578	2.168	0.538	217.231	0.000
Q(10)	451.36	0.000	18.017	0.021	17.149	0.028	19.749	0.011	6.880	0.549	7.0888	0.527	355.031	0.000
Q(20)	737.83	0.000	26.573	0.087	26.316	0.092	27.191	0.075	14.961	0.664	15.427	0.632	623.811	0.000
Q(50)	1063.6	0.000	59.099	0.130	60.797	0.101	57.604	0.161	38.354	0.838	38.709	0.828	905.241	0.000

Asymmetric ( $\log \sigma_t^2$ ) and Power Asymmetric Models ( $\sigma_t^\delta$ )													
Criterion	EGARCH(1,1)-Sk		FIEGARCH(1,1)-Sk		APARCH(1,1)-t		FIAPARCH(1,1)-t						
	value	p-value	value	p-value	value	p-value	value	p-value					
Q(5)	12.510	0.005	3.537	0.315	9.961	0.018	2.440	0.486					
Q(10)	19.667	0.011	8.832	0.356	17.869	0.022	7.0586	0.530					
Q(20)	26.602	0.086	18.961	0.394	26.804	0.082	15.186	0.649					
Q(50)	52.687	0.297	42.232	0.707	60.576	0.105	39.306	0.810					

TABLE 1 (Continuation)  
SELECTION OF MODELS

Symmetric Models ( $\sigma_t^2$ )														
Criterion	ARCH(1)-t		GARCH(1,1)-t		GJR(1,1)-t		IGARCH(1,1)-t		FIGARCH(1,1)-t		HYGARCH(1,1)-t		ARCH-M(1,1)-t	
	value	p-value	value	p-value	value	p-value	value	p-value	value	p-value	value	p-value	value	p-value
P(40)	29.644	0.860	32.509	0.759	44.415	0.254	33.254	0.728	45.397	0.222	42.706	0.314	32.066	0.776
		0.586		0.392		0.043		0.405		0.035		0.048		0.413
P(50)	41.271	0.775	45.625	0.610	42.023	0.749	46.575	0.572	41.845	0.755	42.122	0.746	38.539	0.858
		0.502		0.285		0.383		0.289		0.390		0.337		0.580
P(60)	54.884	0.627	41.823	0.955	49.089	0.817	41.965	0.954	56.452	0.570	52.509	0.711	48.662	0.829
		0.365		0.816		0.509		0.838		0.246		0.339		0.567

Asymmetric ( $\log \sigma_t^2$ ) and Power Asymmetric Models ( $\sigma_t^\delta$ )									
Criterion	EGARCH(1,1)-Sk		FIEGARCH(1,1)-Sk		APARCH(1,1)-t		FIAPARCH(1,1)-t		p-value
	value	p-value	value	p-value	value	p-value	value	p-value	
P(40)	35.993	0.607	43.418	0.288	42.706	0.314	43.529	0.284	0.284
		0.142		0.023		0.048		0.030	0.030
P(50)	35.017	0.933	44.635	0.650	45.268	0.625	53.600	0.302	0.302
		0.608		0.181		0.226		0.047	0.047
P(60)	46.383	0.883	46.715	0.876	48.425	0.835	51.939	0.730	0.730
		0.539		0.48		0.496		0.323	0.323



## **BOOMS DE CONSUMO E INVERSION: EL ROL DEL CREDITO A LAS FIRMAS Y DE LOS HABITOS EN EL CONSUMO**

### **INVESTMENT AND CONSUMPTION BOOMS: THE ROLE OF CREDIT TO FIRMS AND HABITS IN CONSUMPTION**

---

**NATALIA PECORARI\***  
CONICET – UNS

#### **Abstract**

*The purpose of this article is to provide a theoretical study about the mechanisms and channels through which both the credit taken by firms and the existence of habits in consumption, help generate and develop investment and consumption booms after a positive and transitory shock to productivity. An exogenous increase in firms' profits sets in motion an endogenous process of sustained growth in consumption through what we call the 'wellness effect'. The rising consumption, in turn, reinforces the initial increase in profits in a dynamic feedback interaction. At the same time, the persistent growth in profits causes a fall in the cost of credit over time, which facilitates the development of the boom.*

*Keywords: Investments and consumption booms, credit, financial accelerator, habits.*

*JEL Classification: E32, E44, E51.*

---

\* Licenciada en Economía, doctorando en Economía y becaria doctoral de CONICET – Universidad Nacional del Sur, Departamento de Economía, Bahía Blanca, Argentina. E-mail: npecorari@iies-conicet.gob.ar.

El trabajo se ha realizado en el marco del Proyecto de Investigación "Redefiniendo América: Actores y canales de fortalecimiento del proceso de integración en América Latina y El Caribe", PIP 2014-16 (Código del proyecto: 112 201301 00675 CO) y PGI 2015-16 (Código del proyecto: PGI 24/E124), de la Universidad Nacional del Sur, Bahía Blanca, Argentina.

## Resumen

*El presente trabajo consiste en un estudio teórico acerca de los mecanismos y canales por el que el crédito a las firmas y la existencia de hábitos en el consumo operan favoreciendo la generación de booms de consumo e inversión luego de un shock de productividad transitorio favorable. Un aumento exógeno en los beneficios de las firmas pone en marcha un proceso endógeno de crecimiento sostenido en el consumo mediante lo que llamamos efecto bienestar, el que a su vez refuerza el incremento inicial en los beneficios en una dinámica de retroalimentación. Asimismo, el crecimiento en los beneficios provoca caídas sucesivas en el costo del crédito, facilitando el desarrollo del boom.*

Palabras clave: Booms de consumo e inversión, crédito, acelerador financiero, hábitos de consumo.

Clasificación JEL: E32, E44, E51.

## 1. INTRODUCCION

El presente trabajo consiste en un estudio teórico acerca de los mecanismos y canales por los que el crédito a las firmas y la existencia de hábitos en el consumo operan favoreciendo la generación de *booms* de consumo e inversión luego de un *shock* transitorio favorable a la productividad. A tal efecto, presentamos un modelo que considera tres sectores en la economía: las firmas, los consumidores y el sector financiero. En lo que respecta al problema de las firmas, se supone que las mismas compiten monopolísticamente produciendo cada una un bien diferenciado mediante una función de producción con rendimientos constantes. Sin embargo, el supuesto clave que adoptamos es que estas requieren del crédito para operar en cada período. Debido a los rendimientos constantes, las firmas determinarán sus niveles de producción con el objeto de satisfacer la demanda que se les presente. Para ello deben llevar a cabo en cada período una determinada inversión que les permita concretar sus planes de producción, los que son determinados en última instancia por la demanda. Asimismo, suponemos que las firmas financian tal inversión requerida, una parte con fondos propios (utilizando beneficios acumulados del período anterior) y la otra mediante un crédito que solicitan al sector financiero. Este último, maximiza su propio beneficio determinando en cada período la tasa óptima que cargará a las firmas por los préstamos que les otorga, cuyos fondos los obtiene mediante un bono que vende a los consumidores y por los que paga una tasa de interés, la que también determina óptimamente en cada período. Por último, los consumidores maximizan, como es habitual, la utilidad.

Los mecanismos clave por los cuales se genera bajo esta configuración el *boom* son fundamentalmente dos: en primer lugar, la existencia de un acelerador financiero, el que surge en forma natural del problema de optimización que resuelve el sector

financiero e implica que mientras mejor sea la situación económica y patrimonial de las firmas, más accesibles serán las oportunidades de tomar crédito (accederán a tasas de interés más bajas). De esta manera, la existencia de crédito procíclico favorecerá la generación de *booms* de inversión, porque, ante una demanda en crecimiento, las firmas podrán responder incrementando su producción debido a que contarán con una oferta de crédito acorde a sus necesidades de financiamiento. En segundo lugar, el otro factor clave es la existencia de hábitos en el consumo, en particular, de origen externo, guiados por la prosperidad en la economía, esta se mide en el modelo por medio de los beneficios generados por las firmas. Esto implicará que, ante un *shock* favorable en la productividad que incremente exógenamente los beneficios, se desatará un proceso endógeno de retroalimentación, en donde el incremento inicial en el consumo como consecuencia del efecto “bienestar” provocado por el *shock* en los beneficios, reforzará el aumento en estos últimos dando lugar a una espiral de crecimiento del consumo y de los beneficios. De esta manera, la existencia de crédito procíclico y de hábitos en el consumo propiciará la generación del *boom*.

Por otra parte, se estudian las condiciones que aseguran que se genere el *boom* luego de un *shock*, y los efectos de una política monetaria contractiva que busque contenerlo. En este sentido, nuestro modelo está en línea con la literatura que enfatiza la importancia del denominado canal del crédito, es decir, la idea de que los efectos de la política monetaria superan lo que puede ser explicado por el tradicional canal del costo del capital, es decir, por el efecto de la política monetaria sobre el nivel de las tasas de interés del mercado. Así, esta tiene efectos adicionales en la economía debido a que las variaciones que provoca en las tasas de interés afectan el costo y la disponibilidad de crédito más de lo que correspondería al puro movimiento en la tasa libre de riesgo.

El trabajo se encuadra dentro de la literatura que aborda la interacción entre el sector financiero y la economía real. Tal interacción ha sido objeto de gran debate y estudio en la literatura macroeconómica. Existen diversas miradas, las cuales son variadas y en algunos casos contrapuestas. El enfoque clásico, por un lado, niega la importancia de tal interacción sosteniendo que las condiciones financieras no juegan ningún papel en la generación de las fluctuaciones económicas. Así, por ejemplo en la teoría del ciclo real iniciada por Kydland y Prescott (1982), al adoptarse supuestos basados en el teorema de Modigliani-Miller (1958), se elimina toda posibilidad de que la estructura financiera de la economía tenga algún impacto de tipo real.

Sin embargo, existe también una larga tradición en la literatura, con origen ya en Keynes (1936), Fisher (1933) y otros autores en la primera mitad del siglo XX, la que reconoce y enfatiza el rol clave de las condiciones de los mercados de crédito en la propagación de fluctuaciones reales. Es en esta línea en la que se enmarca nuestra investigación. Asimismo, es posible notar que no fue sino hasta hace tres décadas que comenzaron a producirse los aportes más sobresalientes del área. A este respecto, destacamos dos de gran importancia por su carácter precursor y actual vigencia: Bernanke y Gertler (1989) y Kiyotaki y Moore (1997).

Por su parte, Bernanke y Gertler (1989) construyen un modelo simple de ciclo real en el que incorporan imperfecciones financieras en forma de asimetrías de información entre las firmas que llevan a cabo los proyectos de inversión y demandan crédito, y los

ahorristas que son los oferentes de fondos. Tales asimetrías generan costos de agencia y monitoreo por parte de los acreedores, quienes deben monitorear el desarrollo de los proyectos con el fin de evitar que las firmas reporten el fracaso del proyecto cuando en realidad el mismo fue exitoso. Bajo estas circunstancias, un incremento en los fondos propios invertidos en el proyecto o una posición patrimonial más sólida de las firmas que les permita ofrecer un mejor *collateral*, reduce los costos de monitoreo y, por tanto, el costo del financiamiento externo. La idea fundamental propuesta por Bernanke y Gertler (1989) es que durante tiempos de prosperidad económica la situación patrimonial o *net worth* de las firmas será más firme y esto propiciará entonces una menor prima por financiamiento externo durante los tiempos “buenos”. Por el contrario, durante tiempos de recesión económica, el *net worth* de las firmas se verá posiblemente reducido y esto implicará mayores costos de monitoreo y, por esta razón, una mayor prima por financiamiento externo. Se deduce entonces la naturaleza contracíclica de tal variable. Asimismo, los autores demuestran que esto es suficiente para que se generen fluctuaciones persistentes en la inversión y el producto, las que no ocurrirían de no existir tales costos de monitoreo (información asimétrica) en los mercados de crédito. De esta manera, el modelo ofrece una vía clara en donde las condiciones del crédito afectan la economía real.

Por otro lado, Kiyotaki y Moore (1997) estudian el rol de los factores financieros en la profundización y amplificación de las fluctuaciones generadas por *shocks* en la economía, mediante la introducción de restricciones al crédito, las que operan limitando y condicionando el crédito que una firma puede obtener al valor del *collateral* que ofrece. Tal limitación al crédito ofrecido es consecuencia del hecho de que los acreedores no tienen medios para forzar el repago de la deuda, a menos que la misma esté asegurada mediante activos ofrecidos en garantía. Tales activos están constituidos por los factores de la producción en poder de las firmas, específicamente la tierra. Así, un *shock* negativo que afecte el valor de la tierra disminuirá la capacidad de endeudamiento de las firmas y por tanto sus niveles de inversión y producción. La paradoja del modelo, que es la clave para la amplificación y propagación de los *shocks*, es el hecho de que los límites de crédito dependen del precio de los activos colateralizados, pero al mismo tiempo tal precio es afectado por las limitaciones al crédito. Los autores demuestran, entonces, cómo la interacción dinámica entre la existencia de crédito restringido y el precio de los activos (la tierra) amplifica los efectos de los *shocks* y los hace más persistentes, de lo que de otra forma serían en ausencia de restricciones al crédito.

Respecto de la ocurrencia de *booms* de consumo, inversión, empleo y producto, Christiano *et al.* (2008) encuentran que la generación de los mismos está correlacionada con un gran crecimiento del crédito, sugiriendo el rol clave de este en el desarrollo de tales *booms*. Para verlo utilizan un modelo que incorpora un sector bancario y fricciones de tipo financieras al estilo de Bernanke, Gertler y Gilchrist (1999). Además, los autores hacen énfasis en el rol de las fricciones nominales en la generación de lo que denominan *boom-bust cycles*, es decir, episodios en los que consumo, inversión, producto, empleo y el precio de los activos crecen de manera sostenida y simultánea para luego revertirse el crecimiento y caer de manera conjunta. En este sentido, señalan que tales ciclos no se generan en los modelos estándar de ciclo real luego de

la introducción de *shocks* de ruido acerca de la productividad futura de la economía, debido a que esos modelos están desprovistos de cualquier tipo de fricción monetaria. Esto los lleva a la conclusión de que los denominados *boom-bust cycles* son en definitiva un fenómeno nominal.

Kozlowski, Veldkamp y Venkateswaran (2015) utilizan un modelo con firmas que financian su inversión en parte con deuda, en el que los agentes si bien son conscientes del hecho de que los *shocks* en la economía están idéntica e independientemente distribuidos, no conocen los parámetros exactos de la distribución de tales *shocks*, por lo que deben estimarlos valiéndose de herramientas econométricas estándar. De esta manera, cada vez que ocurre un evento agregan esa nueva información a su *data set* y reestiman la distribución, reevaluando el riesgo. Además, cada *shock* por más que sea transitorio permanecerá por siempre en el *data set* de los agentes, por lo que su efecto sobre las creencias de estos será persistente y duradero. Asimismo, la ocurrencia de eventos con muy baja probabilidad va a tener un impacto mucho más significativo sobre las creencias de los agentes que aquellos eventos que se encuentran más hacia el centro de la distribución. Bajo esta configuración, tenemos que la prima de riesgo (que es el costo de endeudarse para las firmas) depende de la probabilidad de *default* por parte de estas, que a su vez depende de la probabilidad de ocurrencia de *shocks* negativos en la cola izquierda de la distribución. Bajo estas circunstancias, cuando la probabilidad de un evento negativo aumenta (luego de que un *shock* adverso golpeó a la economía y los agentes reevaluaron el riesgo) se vuelve menos atractivo financiarse con deuda, ya que la prima por financiamiento externo crece y esto, a su vez, complica la situación de las firmas que dependen del crédito para operar. Así, caen la inversión real y el producto. De esta forma, la existencia de crédito procíclico es un elemento clave que profundiza el efecto de los *shocks*, y combinado con el tipo de aprendizaje que incorporan Kozlowski, Veldkamp y Venkateswaran (2015) (en el que cada evento tiene efectos permanentes en la creencias y los agentes aprenden acerca de una distribución de probabilidad), genera un poderoso mecanismo de amplificación de *shocks*, que provoca fluctuaciones mucho mayores que las que experimentaría una economía sin crédito.

Po su parte, Brunnermeier y Sannikov (2014) construyen un modelo a partir de los aportes seminales de Kiyotaki y Moore (1997) y Bernanke, Gertler y Gilchrist (1999), en el que caracterizan como tiempos normales a aquellos en los que la economía se encuentra en el estado estacionario, y si bien la ocurrencia de pequeños *shocks* puede desviarla del mismo, esto es solo temporalmente, porque si el *shock* (negativo) es relativamente pequeño, los agentes pueden absorber las pérdidas generadas por el mismo si cuentan con tiempo suficiente para reconstruir su *net worth* antes de que los golpee un nuevo *shock*. Además, en el caso de que los *shocks* sean suficientemente fuertes, estos pueden alejar significativamente a la economía del estado estacionario llevándola a un estado de recesión o depresión que puede durar considerablemente.

Un resultado interesante del modelo planteado por Brunnermeier y Sannikov (2014) tiene que ver con el hecho de que la existencia de un riesgo exógeno bajo en la economía durante tiempos normales conlleva a una mayor volatilidad cuando la misma entra en crisis. Esto se debe a que el bajo riesgo exógeno incita a los agentes a tomar un mayor nivel de apalancamiento. Así, cuando la crisis golpea encuentra a

los agentes altamente apalancados y con graves dificultades financieras, por lo que paradójicamente un bajo riesgo exógeno en tiempos normales implica un mayor riesgo endógeno o sistémico cuando llega la crisis. Esto nos recuerda la famosa hipótesis formulada por Hyman P. Minsky (1992) (*The Financial Instability Hypothesis*), según esta, períodos prolongados de prosperidad económica van propiciando de manera endógena una fragilidad cada vez mayor en el sistema financiero, la que conduce inevitablemente a episodios de crisis.

En nuestro modelo uno de los factores clave que opera favoreciendo la generación del *boom* es la existencia de un acelerador financiero, por el que la mejora sucesiva en la situación patrimonial de las firmas, la que se manifiesta mediante beneficios crecientes período a período, implica la disminución gradual en el costo del financiamiento externo. El concepto del acelerador financiero fue vislumbrado inicialmente en Bernanke, Gertler y Gilchrist (1996). La idea fundamental detrás del concepto es que durante el ciclo económico se producen cambios endógenos en las condiciones del crédito que derivan de variaciones en los costos de monitoreo y agencia. Así, por ejemplo durante una recesión, se ven desmejoradas las condiciones financieras y patrimoniales de los deudores implicando un incremento en dichos costos, lo que deriva en la contracción del crédito justo cuando la necesidad del financiamiento externo está en crecimiento (debido a la caída en los ingresos corrientes por ejemplo). Esto provoca un deterioro severo en el acceso a los fondos requeridos para la operación normal de las firmas, repercutiendo negativamente en sus niveles de inversión y producción, empeorando así la recesión. En consecuencia, la existencia del acelerador financiero implica que *shocks* reales o nominales en la economía son amplificados y propagados por el sector financiero por vía de variaciones en las condiciones del mercado de crédito.

Otro de los factores fundamentales en la generación del *boom* en nuestro modelo es la existencia de hábitos en el consumo. En particular, es la existencia de hábitos de origen externo la que favorece la ocurrencia del *boom* de consumo. En este tipo de hábitos, fenómeno que la literatura ha denominado *catching up with the Joneses*, es el consumo de otros individuos en cuanto materialización del estándar de vida en la economía lo que determina las decisiones presentes de consumo (ver por ejemplo: Abel (1990), Chan y Kogan (2002)). Sin embargo, en nuestro modelo utilizamos los beneficios de las firmas como indicador de la prosperidad en la economía y como factor determinante del hábito externo. La idea detrás de esto es que los consumidores determinan su consumo observando qué tan bien le está yendo a la economía pero no desde el punto de vista de la demanda (lo que el resto consume), sino desde la perspectiva de la oferta. De esta manera, si a las firmas les está yendo bien y obtienen beneficios, ello es señal de que la salud de la economía está en buenas condiciones y esto incrementa la confianza de los consumidores, quienes en respuesta a esa señal satisfactoria acerca del estado de la oferta planean un mayor consumo. Si en cambio observan que los beneficios de las firmas están en declive, ello implica una señal negativa acerca de la salud de la economía y requiere cautela en el consumo ante una oferta en condiciones no tan favorables. De esta forma, el *boom* surge de manera natural: un *shock* positivo en los beneficios de las firmas dará una señal favorable a los consumidores, quienes incrementarán sus planes de consumo y esto generará, a su vez, un incremento en la producción y en las ventas de las firmas, y por esta razón,

en sus beneficios. Así, mayores beneficios generan mayor consumo en un proceso de retroalimentación.

Desde otra perspectiva, debido a que suponemos en el modelo que las firmas dependen del crédito para operar y llevar a cabo sus planes de inversión y producción en cada período, y dichos planes, a su vez, dependen de la demanda que esperen para cada período, es evidente que la existencia de crédito procíclico va a resultar fundamental para que se desarrolle el *boom* en el consumo y en la inversión. En otras palabras, el crédito es el elemento que aceita los engranajes del mecanismo que está a la base del *boom*, potenciando sus efectos y consecuencias.

De manera más específica, suponemos que las firmas invierten en cada período para reponer el capital que se deprecia y para hacer frente a la mayor demanda, si es que esperan un incremento en la misma. Una manera de interpretar la necesidad de las firmas de llevar a cabo una inversión en cada período es pensar en el capital a reponer como un capital de trabajo que la firma utiliza para la producción (compra de insumos, pago de salarios, venta del *output*, etc.), y sin este no puede operar. El concepto de capital de trabajo se ha utilizado extensivamente en modelos de tipo *cash-in-advance*, en los que las firmas necesitan determinados fondos al inicio de cada período para hacer frente a gastos relacionados con su actividad (producción y venta) y, por tanto, requieren contar con una determinada suma de efectivo (en anticipo de los ingresos por las ventas) que es su capital de trabajo. Otros modelos, en cambio, incorporan el capital de trabajo como un *input* más en la función de producción de las firmas. En nuestro modelo utilizamos la intuición del capital de trabajo pero no lo modelamos explícitamente, ya que suponemos que los fondos que la firma necesita en cada período son para reponer el capital físico (productivo) que se depreció e incrementarlo si es que planea aumentar la producción. Sin embargo, no implica pérdida de generalidad referirnos a tales fondos como el capital de trabajo necesario para la correcta operación de la firma<sup>1</sup>.

Asimismo, dichos fondos se obtienen a partir de dos fuentes en nuestro modelo: por medio del crédito proporcionado por el sector financiero y mediante la utilización de las ganancias retenidas de los períodos anteriores. Se desprende entonces la importancia de estos fondos y, por esta razón, del crédito para la operación normal de las firmas, ya que una caída en los mismos puede implicar dificultades para alcanzar los niveles planeados de producción. Así, debido a que las firmas se apoyan en el crédito para llevar a cabo sus planes de inversión y producto, un estrechamiento del mismo en mayor o menor medida causaría reducciones no planeadas en la producción de las firmas en el corto plazo. De esta manera, si la caída en el crédito es severa (*credit crunch*), la crisis alcanzaría a la economía real y llevarla hacia una recesión. En este sentido, Handa (2009) sostiene que los recortes en el crédito que sobrevinieron a la

---

<sup>1</sup> Una interpretación alternativa es que, al tratarse de un modelo de corto plazo, podemos suponer que el capital físico está fijo y lo que la firma realmente repone período a período es el capital de trabajo, porque además suponemos que el capital físico solo dura un período (se deprecia íntegramente en el curso de un período). Cualquiera de las dos interpretaciones es válida y el uso de una u otra no afecta las implicancias del modelo en absoluto.

crisis *subprime* en los Estados Unidos en 2007 significaron disminuciones en el capital de trabajo de las firmas que conllevaron finalmente grandes caídas en el producto.

Un resultado interesante del trabajo consiste en la obtención de un *boom* de consumo sin necesidad de incorporar al modelo la existencia de crédito al consumo. Esto se debe a la configuración de las decisiones de los consumidores y, en particular, al tipo de hábitos externos adoptados. Respecto de la evidencia empírica, Montiel (2000), por ejemplo, efectúa un análisis pormenorizado de los episodios de *booms* de consumo ocurridos durante el período 1960-1995, identificando 40 en total, basándose en datos obtenidos del *World Bank's World Saving Database* correspondiente a una base de 91 países, de estos, 23 corresponden a economías industrializadas y los restantes 68 a economías en desarrollo. Según el autor, la evidencia es concluyente y refleja como factor clave en la generación de los *booms* de consumo a un efecto riqueza derivado, en primer lugar, de la mejora en los términos de intercambio y, en segundo lugar, de la ocurrencia o anticipación de mejores condiciones económicas plasmadas en una mayor tasa de crecimiento de la economía. Asimismo, observa la existencia de un componente de “euforia” presente en los episodios de *booms* de consumo analizados, y señala que desafortunadamente la relación entre las variables que determinan el efecto riqueza señalado y los *booms* de consumo no es directa ni obvia en la literatura. En este sentido, nuestro trabajo busca contribuir en la comprensión de tal relación, en especial mediante la propuesta de un mecanismo por el que la observación de mejores condiciones en la economía (sobre todo del lado de la oferta en línea con los hallazgos de Montiel (2000)) opera sobre las decisiones de consumo de los individuos, generando el *boom*.

El trabajo continúa de la siguiente manera: en la próxima sección se presenta el modelo en donde se examinan posteriormente, en la Sección 3, las principales características del *boom*, haciendo énfasis, por un lado, en los factores que favorecen el crecimiento sostenido período a período de la demanda de consumo y, por el otro, en la forma cómo el *boom* afecta la dinámica de la inversión agregada, llevándola a alcanzar hacia los últimos períodos del mismo magnitudes muy alejadas de los niveles que corresponden al estado estacionario, es decir, al nivel de inversión en tiempos normales. Además, se presenta evidencia empírica respecto de los *booms* y se la contrasta con los resultados que genera el modelo. Por último, se muestran las condiciones que aseguran el desarrollo del *boom*, así como los efectos de una política monetaria contractiva que busque frenar su avance. Finalmente, la Sección 4 explica la principal conclusión del trabajo.

## **2. EL MODELO**

### **2.1. El problema de las firmas**

En primer lugar estudiaremos el problema de las firmas. Para ello necesitamos adoptar un enfoque adecuado a los objetivos del trabajo, es decir, un enfoque que centre la atención sobre el crédito y su impacto en la operación de las firmas productivas. Asimismo, nos debe permitir visualizar claramente la forma cómo el crédito afecta



y determina el desempeño de las mismas. De esta manera, el problema a plantear debe contemplar empresas que dependan del crédito para operar, permitiendo la obtención de una demanda de crédito como resultado de un proceso de optimización (naturalmente, de la maximización del beneficio).

El abordaje tradicional del problema de las compañías supone que estas maximizan el valor presente de la suma de los beneficios futuros esperados (ver por ejemplo Galí, 2008). De ese enfoque se deriva que las entidades igualan óptimamente el ingreso y el costo marginal esperados, no en cada período sino en promedio con el tiempo. Sin embargo, en virtud de los objetivos del trabajo, tal enfoque no resulta útil debido a que lo que nos interesa obtener, fundamentalmente, es una expresión de la demanda de crédito por parte de las firmas en cada período como resultado de tal proceso de optimización. Es por esta razón que recurrimos a un planteamiento distinto del problema que supone que las empresas maximizan el beneficio período a período (y no el valor presente de la suma de los beneficios futuros), teniendo en cuenta además que sus decisiones pasadas de endeudamiento ejercen una cierta influencia en el beneficio del período actual. De esta forma, analizan el efecto del crédito tomado en los períodos pasados sobre el beneficio presente, y de ese análisis derivan el comportamiento óptimo en términos de la cantidad de crédito a tomar basado en la tasa de interés que rija en un determinado período. Planteamos entonces el problema de las compañías de la siguiente manera:

Supongamos que existe un continuo de firmas en el intervalo  $[0,1]$  indexadas con la letra  $j$ . Las mismas compiten monopolísticamente y cada empresa produce un bien diferenciado, sustituto imperfecto del resto de los bienes, mediante la siguiente función de producción con elasticidad de sustitución constante<sup>2</sup>:

$$Y_{jt} = A_t [\alpha K_{jt} + (1 - \alpha) N_{jt}] \quad (1)$$

En cada período, la firma  $j$  debe efectuar una determinada inversión a los efectos de reponer la proporción del capital que se deprecia,  $\delta$ , e incrementar el capital de acuerdo con el aumento esperado en la demanda<sup>3</sup>. En principio, analizaremos el problema de la firma suponiendo estado estacionario, por lo que la variación esperada en la demanda es nula. De esta manera, suponemos que la firma desea mantener período a período un nivel constante de capital acorde con un nivel de demanda estable<sup>4</sup>:

$$I_{jt} = \delta K_{jt-1} + \frac{1}{A_t} E_t [\Delta Y_t] \quad (2)$$

$$E_t [\Delta Y_t] = 0 \quad \forall t \quad (3)$$

<sup>2</sup> Suponemos sustituibilidad perfecta de factores.

<sup>3</sup> Podemos interpretar tal inversión como un capital de trabajo que la firma requiere para operar en cada período.

<sup>4</sup> Más adelante levantaremos este supuesto.

$$K_{jt} = (1 - \delta)K_{jt-1} + I_{jt} \quad (4)$$

Asimismo, vamos a suponer que la firma financia una parte de la inversión requerida en cada período mediante un préstamo  $L_{jt}$  que solicita al sector financiero<sup>5</sup>, y el resto por medio de beneficios generados en el período anterior,  $\pi_{jt-1}$ :

$$I_{jt} = L_{jt} + \gamma_{jt}\pi_{jt-1} \quad (5)$$

Donde  $1 - \gamma_{jt}$  es la proporción de los beneficios obtenidos en  $t-1$  que se distribuye entre los accionistas y  $\gamma_{jt}$  la proporción que se reinvierte<sup>6</sup>. El problema de la firma consiste en maximizar el beneficio sujeto a la restricción tecnológica dada por la función de producción. Debido a que por supuesto el capital y el trabajo son sustitutos perfectos vamos a suponer que  $\alpha = 1$ , por lo que la fuerza laboral no determina el producto. Esto no significa que la firma no contrata mano de obra, sino simplemente que el factor clave que determina la producción es el capital. Así, se puede pensar en el costo laboral como un gasto de operación no asociado directamente al nivel de producto. Asimismo, esto implica que la cantidad de empleo contratado por la firma es constante, y que por tanto la variable que optimiza la firma período a período es el nivel de endeudamiento. Nótese que este supuesto no es nuevo en la literatura, por ejemplo en el modelo relacionado de Bernanke y Gertler (1989) el empleo está fijo y las variaciones en el producto se deben únicamente a cambios en la productividad o en el stock de capital. Claramente no se trata de un supuesto realista, pero nos resulta útil a los efectos de aislar y, por esta razón, analizar mejor el rol del crédito y del sector financiero en la actividad real de la economía.

Por otra parte, supuesto la existencia de rendimientos constantes a escala, lo que la firma decida producir va a depender de lo que determine la demanda del bien que produce, por lo que esta última va a aparecer como restricción en la maximización del beneficio en forma implícita mediante el nivel de capital  $K_{jt}$  (y por tanto de inversión) requerido para satisfacer tal demanda. El problema de la firma viene dado entonces por:

$$\max \pi_{jt} = p_{jt}Y_{jt} - w_t\bar{N}_j - L_{jt-1}\bar{i}_{t-1} \quad (6)$$

$$s.t \quad Y_{jt} = A_t[(1 - \delta)K_{jt-1} + I_{jt}] \quad (7)$$

<sup>5</sup>  $L_{jt}$  se refiere estrictamente a crédito (préstamos bancarios, *commercial paper* y crédito comercial). Pero ya que los préstamos bancarios son en la práctica el mayor componente del crédito, vamos a hablar de préstamos sin pérdida de generalidad cuando nos refiramos a  $L_{jt}$ .

<sup>6</sup> Nótese que adoptamos el supuesto de que las firmas distribuyen una parte de los beneficios y reinvierten el resto. Además, esto lo hacen un período después de que los mismos se generaron.

$$w_t = \bar{w} \quad \forall t \quad (8)$$

Simplemente a los efectos de simplificar el análisis, vamos a suponer que el capital se deprecia íntegramente en cada período, es decir  $\delta = 1$ . Ello implica que la firma debe reponer todo el capital al inicio de cada período, por lo que:

$$K_{jt} = L_{jt} + \gamma_{jt} \pi_{jt-1} \quad (9)$$

Como se observa en la expresión del beneficio en  $t$ ,  $\pi_{jt}$ , este no solo depende del valor que tomen ciertas variables en  $t$ , tales como el producto de la firma o el nivel de empleo que contrate, sino que el nivel de deuda contraído en el período anterior juega un rol fundamental en la determinación del beneficio en  $t$ , ya que suponemos que los préstamos se deben cancelar en su totalidad un período luego de que se contrajo la obligación financiera. Esto implica, a su vez, que el beneficio en  $t$  está vinculado con el beneficio del período anterior por medio de la deuda que se tomó en ese momento, la que determinó el nivel de inversión en  $t - 1$ , y por tanto el nivel de producción y de beneficios. Nótese que esta relación dinámica entre los beneficios de los distintos períodos se da mediante dos canales: uno directo, por la función de producción (más beneficios acumulados implican más fondos propios para financiar la inversión requerida en el período actual), y otro indirecto mediante el repago del crédito tomado en el pasado. En otras palabras, mientras más deuda se haya tomado en  $t - 1$ , por ejemplo, mayor es la producción y los beneficios generados ese período, y por tanto mayores los fondos propios para financiar la inversión en  $t$ . Al mismo tiempo, mayores serán los intereses que haya que cancelar en  $t$ . De esta manera, los beneficios de los períodos pasados ejercen una determinada influencia sobre el beneficio presente por la dinámica de la deuda tomada en el pasado. Es admisible destacar que tal influencia se va diluyendo a medida que nos desplazamos hacia atrás en el tiempo. Esto puede verse claramente iterando hacia atrás la ecuación del beneficio en  $t$  para obtener la expresión dinámica para  $\pi_{jt}$ <sup>7</sup>:

$$\begin{aligned} \pi_{jt} = & \sum_{\tau=0}^{\infty} \left\{ \left[ \prod_{s=0}^{\tau} p_{jt-s} A_{t-s} \right] \left[ \prod_{h=1}^{\tau} \gamma_{jt-(h-1)} \right] L_{jt-\tau} \right\} - \\ & - \sum_{\tau=0}^{\infty} \left\{ \left[ \prod_{s=0}^{\tau} p_{jt-s} \gamma_{jt-s} A_{t-s} \right] \left( L_{jt-(\tau+2)} \bar{t}_{-(\tau+2)} + \bar{w} \bar{N}_j \right) \right\} - \left( L_{jt-1} \bar{t}_{-1} + \bar{w} \bar{N}_j \right) \end{aligned} \quad (10)$$

<sup>7</sup> La demostración se presenta en el Apéndice 2.1.

La expresión anterior muestra el impacto que tienen variables pasadas sobre el beneficio presente. Es interesante notar que a pesar de lo complicada que puede parecer en realidad nos está diciendo que el crédito tomado en el pasado, por ejemplo en  $t - 1$ , impacta en el beneficio presente de diferentes maneras. En particular, tenemos que los efectos del crédito sobre el beneficio ocurren en distintos períodos (no se dan simultáneamente) y consisten en dos efectos positivos (uno directo y otro indirecto) y un efecto directo negativo. El efecto positivo directo ocurre en el mismo período que se toma la deuda y opera incrementando los fondos disponibles permitiendo elevar la inversión y, por tanto, el capital y la producción. El efecto positivo indirecto se da en el período inmediatamente posterior a aquel donde se tomó el crédito y su impacto tiene que ver con que, al haber facilitado la obtención de mayores beneficios en el período anterior, le permite a la firma contar con más fondos propios para reinvertir, y así producir y obtener beneficios en el período actual. Por último, el efecto negativo directo ocurre también un período después de contraída la deuda y opera reduciendo el beneficio actual mediante el pago de los intereses.

A causa de la demanda que se le presenta en cada período (o que estima que se le presentará), la firma elige el nivel de crédito a tomar y de beneficios acumulados a reinvertir, a los efectos de maximizar el beneficio, es decir, la empresa elige en última instancia su nivel de endeudamiento óptimo. Para derivar una regla óptima que le permita elegir cuánto crédito tomar sobre la base de la demanda y a la tasa de interés vigente en cada período, la firma analiza en primer lugar el efecto del crédito tomado en el pasado sobre el beneficio actual, derivando las siguientes condiciones de primer orden:

$$\frac{d\pi_{jt}}{dL_{jt-1}} = p_{jt}p_{jt-1}A_tA_{t-1}\gamma_{jt} - \bar{i}_{t-1} = 0$$

$$\frac{d\pi_{jt}}{dL_{jt-2}} = p_{jt}p_{jt-1}p_{jt-2}A_tA_{t-1}A_{t-2}\gamma_{jt}\gamma_{jt-1} - p_{jt}A_t\gamma_{jt}\bar{i}_{t-2} = 0$$

$$\frac{d\pi_{jt}}{dL_{jt-3}} = p_{jt}p_{jt-1}p_{jt-2}p_{jt-3}A_tA_{t-1}A_{t-2}A_{t-3}\gamma_{jt}\gamma_{jt-1}\gamma_{jt-2} - p_{jt}p_{jt-1}A_tA_{t-1}\gamma_{jt}\gamma_{jt-1}\bar{i}_{t-3} = 0$$

·  
·  
·

$$\frac{d\pi_{jt}}{dL_{jt-\tau}} = \prod_{s=0}^{\tau} p_{jt-s}A_{t-s} \prod_{s=0}^{\tau-1} \gamma_{jt-s} - \left( \prod_{s=0}^{\tau-2} p_{jt-s}\gamma_{jt-s}A_{t-s} \right) \bar{i}_{t-\tau} = 0$$

De estas condiciones de primer orden se derivan las siguientes condiciones de optimalidad:

$$\gamma_{jt} = \frac{\bar{i}_{t-1}}{A_t A_{t-1} p_{jt} p_{jt-1}}$$

$$\gamma_{jt-1} = \frac{\bar{i}_{t-2}}{A_{t-1} A_{t-2} p_{jt-1} p_{jt-2}}$$

$$\cdot$$

$$\cdot$$

$$\gamma_{jt-\tau} = \frac{\bar{i}_{t-(\tau+1)}}{A_{t-\tau} A_{t-(\tau+1)} p_{jt-\tau} p_{jt-(\tau+1)}}$$

Estas relaciones óptimas implican que la firma elige en cada período aquel nivel de endeudamiento donde un peso adicional de crédito tomado incrementa en la misma medida el ingreso y el costo generado por la deuda. Es decir, la firma iguala ingreso y costo marginales del crédito:

$$\gamma_{jt} A_t A_{t-1} p_{jt} p_{jt-1} = \bar{i}_{t-1} \quad (11)$$

La única particularidad que observamos es que el ingreso extra que genera la deuda (o producto marginal) se materializa en dos períodos sucesivos, en el que se tomó la deuda y en el siguiente, mientras que el costo de la deuda se afronta solo en el período posterior a la toma del crédito.

De esta manera, sin importar en qué momento del tiempo nos situemos, la firma ajusta la proporción de los beneficios del período anterior que se distribuyen (por ejemplo si estamos en  $t$ ,  $1 - \gamma_{jt}$ ), observando la tasa de interés relevante (que es la que el sector financiero determinó un período antes), los precios del período actual y del período anterior y el parámetro que representa el producto marginal del capital en  $t$  y  $t - 1$ . Esto es, si  $\bar{i}_{t-1}$  aumentó entonces  $\gamma_{jt}$  debe aumentar para mantener la igualdad, de manera tal que se reparten menos utilidades entre los accionistas y una proporción mayor de aquellas se reinvierten. La intuición es que si sube el costo del financiamiento externo la firma lo sustituye con financiamiento interno. Nótese, además, que ante un aumento en el costo marginal del crédito, la firma puede ajustar el precio  $p_{jt}$  en lugar de modificar el parámetro  $\gamma_{jt}$  (o puede incrementar ambos)<sup>8</sup>.

<sup>8</sup> La idea subyacente es que el crédito es un *input* más de la producción y un incremento en su costo (la tasa de interés) desplaza la curva de costo marginal de la firma hacia arriba, lo que conduce a un incremento en el precio que fija la firma en cuanto monopolista.

Por otra parte, supuesta una determinada tasa de interés, si la firma se hace más productiva (aumenta el parámetro  $A_t$ )<sup>9</sup> esto impacta positivamente en los beneficios y la firma distribuirá mayores beneficios o bajará el precio o una combinación de ambos.

De las condiciones anteriores obtenemos la demanda de préstamos por parte de la firma  $j$  en  $t$ :

$$L_{jt} = I_{jt} - \left( \frac{\bar{i}_{t-1}}{p_{jt} p_{jt-1} A_t A_{t-1}} \right) \pi_{jt-1} \quad (12)$$

## 2.2. El consumo

El problema de los consumidores se aborda desde el enfoque estándar de un modelo nekeynesiano básico, en el que incluimos los saldos monetarios reales en la función de utilidad. Otra característica que incorporamos en el modelo son los hábitos en el consumo. Estos implican que el consumo pasado influye en las decisiones de consumo presentes. Tales hábitos pueden tener un origen interno o externo: en el primer caso, es el propio consumo pasado el que condiciona el actual (ver, por ejemplo, Fuhrer (2000)), mientras que en el caso externo es el consumo de otros individuos en cuanto a materialización del estándar de vida en la economía lo que determina las decisiones presentes de consumo. Asimismo, la literatura ha denominado este fenómeno: *catching up with the Joneses*. Ver a este respecto: Abel (1990), Chan y Kogan (2002).

Por otra parte, los hábitos en el consumo pueden tener lugar en términos de la canasta agregada de consumo del individuo o al nivel de los bienes individuales. En este último caso, la literatura se refiere a este tipo de hábitos como *Deep Habits* (Ravn, Schmitt-Grohe y Uribe, 2006), y son los que utilizaremos en este modelo, los que tendrán origen tanto externo como interno.

Vamos a suponer entonces que existe en la economía un continuo de consumidores idénticos indexados por  $i \in [0, 1]$ , los que expresan sus preferencias sobre un continuo de bienes diferenciados e indexados por  $j \in [0, 1]$ . Asimismo, los consumidores valoran el ocio y, por tanto, derivan desutilidad por las horas trabajadas,  $N_t$ . El consumidor  $i$  maximiza la utilidad intertemporal sujeto a las siguientes restricciones:

$$\text{Max}_{C_t, N_t, M_t, B_t} E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left[ \frac{(C_t)^{1-\sigma}}{1-\sigma} - \frac{N_t^{1+\xi}}{1+\xi} + \ln \left( \frac{M_t}{P_t} \right) \right] \quad (13)$$

<sup>9</sup> Suponemos que al inicio de cada período la firma conoce cuál será su productividad en el transcurso de ese período.

s.a

$$P_t C_t + B_t + M_t \leq w_t N_t + D_t^i + (1 + i_{t-1}) B_{t-1} + M_{t-1} \quad (14)$$

$$D_t^i = \int_0^1 \omega_j^i (1 - \gamma_{jt}) \pi_{jt-1} dj \quad (15)$$

$$\lim_{T \rightarrow \infty} E_t [B_T + M_T] \geq 0 \quad \forall t \quad (\text{No Ponzi condition}) \quad (16)$$

Además, tenemos que:

$$C_t = \left( \int_0^1 (C_{jt} - \theta_j C_{jt-1} - \eta \Pi_{t-1})^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} dj \right)^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}} \quad (17)$$

$$\Pi_{t-1} = \int_0^1 \pi_{jt-1} dj \quad (18)$$

$$P_t = \left( \int_0^1 P_{jt}^{1-\varepsilon} dj \right)^{\frac{1}{1-\varepsilon}} \quad (19)$$

Como se observa,  $C_t$  es un índice de consumo agregado donde  $C_{jt}$  representa la cantidad del bien  $j$  consumida en  $t$  por el consumidor, mientras que  $C_{jt-1}$  denota la cantidad consumida en  $t-1$ . Asimismo, el parámetro  $\theta_j$  mide el grado de formación interna del hábito de consumo del bien  $j$ <sup>10</sup>. Además, suponemos que  $\theta_j \in (0,1)$ .

A diferencia de Ravn, Schmitt-Grohe y Uribe (2006), quienes utilizan el nivel agregado de consumo del bien  $j$  en el período anterior como indicador del estándar de vida en la economía y, por tanto, como factor externo determinante del hábito, nosotros cambiamos el enfoque e incorporamos los beneficios agregados de las firmas en el período anterior,  $\Pi_{t-1}$ , como factor externo del hábito. La justificación de este cambio radica en la idea de que los consumidores a la hora de determinar su consumo observan qué tan bien le está yendo a la economía pero no desde el punto de vista de la demanda (lo que el resto consume), sino desde la perspectiva de la oferta. Así, si observan que a las firmas les está yendo bien y obtienen beneficios, ello les envía una señal positiva acerca de la “salud” de la economía, la que incrementa su

<sup>10</sup> En nuestro modelo el grado de formación interna del hábito de consumo (representado por el parámetro  $\theta_j$ ) varía según el bien que se trate, a diferencia de Ravn, Schmitt-Grohe y Uribe (2006), quienes suponen que el parámetro  $\theta$  es idéntico para todos los bienes.

confianza, por lo que planean un mayor consumo debido a que la oferta va a responder satisfactoriamente a tal demanda. Si por el contrario observan que a las firmas les ha ido mal, ello es señal de que las cosas no están muy bien en la economía y, por esto, de que hay que ser más cautos en el consumo ante una oferta en declive y una situación económica no tan favorable. En este sentido, los beneficios de las firmas actúan como un indicador de la prosperidad de la economía y del nivel de vida que los consumidores pueden permitirse en virtud de las condiciones de la economía. Así, si la oferta se muestra pujante y en buenas condiciones ello motivará un mayor consumo, mientras que si las señales no son tan buenas despertará la cautela de los consumidores ante eventuales problemas en la economía.

Como se verá luego, utilizar los beneficios agregados de las firmas como factor externo del hábito de consumo resulta de gran importancia, ya que nos permite obtener un efecto riqueza o bienestar en el consumo derivado del incremento en los beneficios.

Además, el parámetro  $\eta$  mide el grado de formación externa del hábito de consumo y lo suponemos constante entre los  $j$  bienes. Asimismo el parámetro  $\varepsilon > 0$  representa la elasticidad intratemporal de sustitución del consumo entre los distintos bienes, mientras que el parámetro  $\sigma$  indica el grado de aversión al riesgo relativa, donde su inversa  $(1/\sigma)$  es la elasticidad intertemporal de sustitución del consumo.

Por otra parte,  $D_t^i$  corresponde a la suma de los dividendos que recibe el consumidor  $i$  en  $t$  por su participación en la propiedad de cada una de las firmas,  $\omega_j^i$ . Por último,  $M_t$  son las tenencias nominales de dinero,  $B_t$  constituye un título de deuda emitido por el sector financiero, el que paga un interés a su tenedor por el tiempo de espera (un período), y finalmente  $P_t$  es un índice agregado de precios.

Construimos el lagrangiano y resolvemos obteniendo las condiciones de primer orden:

$$\ell = E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left[ \left( \frac{C_t^{1-\sigma}}{1-\sigma} - \frac{N_t^{1+\xi}}{1+\xi} + \ln \left( \frac{M_t}{P_t} \right) \right) + \lambda_t (w_t N_t + D_t^i + (1+i_{t-1})B_{t-1} + M_{t-1} - P_t C_t - B_t - M_t) \right] \quad (20)$$

$$\frac{\partial \ell}{\partial C_t} = C_t^{-\sigma} - \lambda_t P_t = 0 \quad (21)$$

$$\lambda_t P_t = C_t^{-\sigma} \quad (21')$$

$$\lambda_t = \frac{1}{C_t^\sigma P_t} \quad (21'')$$



En el Apéndice 2.2 mostramos que la demanda del bien  $j$  en  $t$  por parte del consumidor está dada por:

$$C_{jt} = C_t \left( \frac{P_t}{P_{jt}} \right)^\varepsilon + \theta_j C_{jt-1} + \eta \Pi_{t-1} \quad (22)$$

Condición de primer orden para  $N_t$ :

$$\frac{\partial \ell}{\partial N_t} = -N_t^\xi + \lambda_t w_t = 0 \quad (23)$$

$$\frac{w_t}{C_t^\sigma P_t} = N_t^\xi \quad (23')$$

Obtenemos la expresión para la oferta de trabajo del consumidor representativo:

$$\left( \frac{w_t}{C_t^\sigma P_t} \right)^{\frac{1}{\xi}} = N_t \quad (23'')$$

Condición de primer orden para  $B_t$ :

$$\frac{\partial \ell}{\partial B_t} = \beta \lambda_{t+1} (1 + i_t) - \lambda_t = 0 \quad (24)$$

$$\frac{\beta(1 + i_t)}{E_t [C_{t+1}^\sigma P_{t+1}]} = \frac{1}{C_t^\sigma P_t} \quad (24')$$

Obtenemos la conocida Ecuación de Euler:

$$\frac{1}{1 + i_t} = \beta E_t \left[ \frac{C_t^\sigma P_t}{C_{t+1}^\sigma P_{t+1}} \right] \text{ o } \frac{1}{1 + i_t} = \beta E_t \left[ \frac{U_{C_{t+1}} P_t}{U_{C_t} P_{t+1}} \right] \quad (24'')$$

Ahora pasamos al problema de los saldos monetarios óptimos:

$$\frac{\partial \ell}{\partial M_t} = \frac{P_t}{M_t} \frac{1}{P_t} + \beta \lambda_{t+1} - \lambda_t = 0 \quad (25)$$

$$\frac{1}{M_t} = \frac{1}{C_t^\sigma P_t} - \frac{\beta}{E_t[C_{t+1}^\sigma P_{t+1}]}$$

Multiplicamos ambos miembros por  $P_t$ :

$$\frac{P_t}{M_t} = \frac{1}{C_t^\sigma} - \frac{\beta P_t}{E_t[C_{t+1}^\sigma P_{t+1}]}$$

Utilizando la ecuación de Euler y reemplazando en la expresión anterior tenemos que:

$$\frac{P_t}{M_t} = \frac{1}{C_t^\sigma} - \frac{1}{1+i_t} \frac{1}{C_t^\sigma}$$

$$\frac{P_t}{M_t} = \frac{1}{C_t^\sigma} \left( 1 - \frac{1}{1+i_t} \right) = \frac{1}{C_t^\sigma} \left( \frac{1+i_t-1}{1+i_t} \right)$$

$$\frac{P_t}{M_t} = \frac{1}{C_t^\sigma} \left( \frac{i_t}{1+i_t} \right)$$

Y obtenemos así la demanda de saldos monetarios reales del consumidor:

$$\frac{M_t}{P_t} = C_t^\sigma \left( \frac{1}{i_t} + 1 \right) \quad (25')$$

Nos interesa ahora obtener la demanda de bonos por parte del consumidor representativo. Para ello nos valemos del hecho de que aquella surge como diferencia entre la riqueza del consumidor y su demanda de dinero, es decir:

$$B_t = w_t N_t + D_t^i + a_t - P_t C_t - P_t C_t^\sigma \left( \frac{1}{i_t} + 1 \right) \quad (26)$$

Donde  $a_t$  viene dado por:

$$a_t = (1 + \underline{i}_{t-1})B_{t-1} + M_{t-1} \quad (27)$$

Si llamamos a la riqueza en  $t$ ,  $W_t = w_t N_t + D_t^i + a_t$ , tenemos que:

$$B_t = W_t - P_t C_t \left[ 1 + C_t^{\sigma-1} \left( \frac{1}{\underline{i}_t} + 1 \right) \right] \quad (28)$$

La expresión anterior representa la demanda de bonos por parte del consumidor representativo.

### 2.3. El sector financiero

En este modelo pensamos al sector financiero como una gran institución financiera monopolista que efectúa préstamos a las firmas e invierte en un bono libre de riesgo emitido por el gobierno. Asimismo, dicho sector se financia emitiendo un bono que adquieren los consumidores a los efectos de ahorrar. Es admisible aclarar que en este modelo las firmas no mantienen activos del sector financiero, sino que se relacionan con este solo a los fines de solicitar préstamos para inversiones productivas.

La estrategia de modelización que seguimos se basa en los trabajos de Klein (1971) y Monti (1972), quienes modelan al sector bancario como un monopolista. A pesar de que resulta un supuesto extremadamente irrealista considerar como un monopolio al complejo tejido de relaciones e instituciones que conforman al sector financiero de una economía, esta estrategia de modelización nos ofrece una alternativa simple y satisfactoria de visualizar las interrelaciones que nos ocupan, es decir, entre la economía real (firmas y consumidores) y el sector financiero (en particular, el crédito), por lo que optamos por tratar a este último como una caja negra y concentrarnos en los canales que lo conectan con el resto de los sectores de la economía.

Por otra parte, vamos a suponer que todos los contratos que se celebran en esta economía duran un período. De esta manera, los bonos que emite el sector financiero así como los del gobierno vencen un período luego de su emisión, y los préstamos efectuados a las firmas se deben reembolsar un período después de que fueron otorgados. Esta forma de modelizar los contratos de la economía es muy utilizada en la literatura (ver por ejemplo el modelo desarrollado en Bernanke y Gertler (1989)). Asimismo, Gertler (1992) demuestra que no existe pérdida de generalidad en adoptar tal supuesto, ya que resultados cualitativamente similares se obtienen cuando prestamistas y deudores contratan por múltiples períodos.

El problema del sector financiero consiste en maximizar su beneficio, el que viene dado por los ingresos por los préstamos efectuados a las firmas y por el rendimiento del bono del gobierno, menos los egresos correspondientes al pago de los intereses y el capital de los fondos recibidos de los consumidores. Por otra parte, dada su condición de monopolista, suponemos que el sector financiero cobra una tasa de

interés personalizada a cada cliente, en particular, a cada firma, y lo hace según las circunstancias específicas de cada una de ellas, por lo que este supuesto implica que el sector financiero cuenta con la información necesaria para aplicar una discriminación perfecta de precios.

El problema del sector financiero puede expresarse entonces así:

$$\max_{\bar{i}_j, \underline{i}_j} L_{jt}(1 + \bar{i}_{jt}) + (1 + g)G_t - (1 + \underline{i}_t)B_t \quad (29)$$

$$s.a \quad G_t + B_{t-1}(1 + \underline{i}_{t-1}) + L_{jt} \leq B_t + (1 + g)G_{t-1} + L_{jt-1}(1 + \bar{i}_{jt-1}) \quad (30)$$

Donde,  $L_{jt}$  representa la demanda de crédito en  $t$  por parte de la firma  $j$ . Nótese que este problema se deberá resolver para cada una de las  $j$  firmas de la economía. Por otro lado,  $G_t$  corresponde al monto invertido en bonos públicos en  $t$  y  $g$  es la tasa que paga el gobierno. Asimismo,  $\bar{i}_{jt}$  es la tasa de interés que el sector financiero cobra a la firma  $j$ , e  $\underline{i}_t$  es la tasa que paga por los fondos que recibe de los consumidores por la compra de los bonos que emite,  $B_t$ .

Resolviendo utilizando el lagrangiano:

$$\begin{aligned} \ell = & L_{jt}(1 + \bar{i}_{jt}) - (1 + \underline{i}_t)B_t + (1 + g) \\ & (B_t + (1 + g)G_{t-1} + L_{jt-1}(1 + \bar{i}_{jt-1}) - B_{t-1}(1 + \underline{i}_{t-1}) - L_{jt}) \end{aligned} \quad (31)$$

$$\frac{\partial \ell}{\partial \bar{i}_{jt}} = (1 + \bar{i}_{jt})L'_{jt} + L_{jt} - (1 + g)L'_{jt} = 0 \quad (32)$$

$$(\bar{i}_{jt} - g)L'_{jt} + L_{jt} = 0 \quad (32')$$

$$(\bar{i}_{jt} - g)L'_{jt} = -L_{jt} \quad (32'')$$

Si dividimos ambos miembros por  $\bar{i}_{jt}$  y  $L'_{jt}$  obtenemos el resultado de Klein-Monti<sup>11</sup>:

$$\frac{\bar{i}_{jt} - g}{\bar{i}_{jt}} = \frac{-L_{jt}}{L'_{jt}\bar{i}_{jt}} \quad (33)$$

<sup>11</sup> Ver Dermine, 1986.

Es decir, la condición de optimalidad de todo monopolio: índice de Lerner = inversa de la elasticidad de demanda.

Recordemos la expresión de la demanda de préstamos por parte de la firma  $j$  que derivamos antes:

$$L_{jt} = I_{jt} - \left( \frac{\bar{i}_{jt-1}}{P_{jt}P_{jt-1}A_tA_{t-1}} \right) \pi_{jt-1} \quad (12)$$

A partir de esta expresión derivamos la elasticidad de la demanda de préstamos respecto de la tasa de interés<sup>12</sup>:

$$\varepsilon_{L_{jt}} = - \frac{\frac{\pi_{jt-1}}{P_{jt}P_{jt-1}A_tA_{t-1}} \bar{i}_{jt-1}}{I_{jt} - \left( \frac{\bar{i}_{jt-1}}{P_{jt}P_{jt-1}A_tA_{t-1}} \right) \pi_{jt-1}} \quad (34)$$

$$\varepsilon_{L_{jt}} = - \frac{1}{\frac{P_{jt}P_{jt-1}A_tA_{t-1}I_{jt}}{\pi_{jt-1}\bar{i}_{jt-1}} - 1} \quad (34')$$

$$\varepsilon_{L_{jt}} = - \frac{\pi_{jt-1}\bar{i}_{jt-1}}{P_{jt}P_{jt-1}A_tA_{t-1}I_{jt} - \pi_{jt-1}\bar{i}_{jt-1}} \quad (34'')$$

Volviendo al resultado de Klein-Monti y reemplazando por la expresión inversa de la elasticidad de la demanda de préstamos se obtiene:

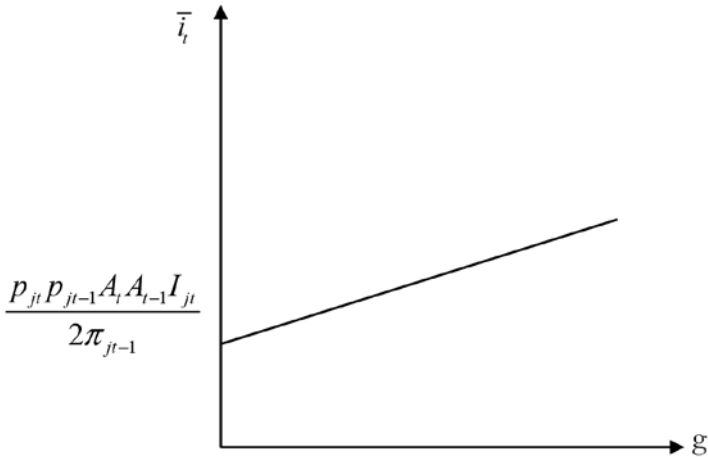
$$\frac{\bar{i}_{jt} - g}{\bar{i}_{jt}} = \frac{P_{jt}P_{jt-1}A_tA_{t-1}I_{jt} - \pi_{jt-1}\bar{i}_{jt}}{\pi_{jt-1}\bar{i}_{jt}} = \frac{P_{jt}P_{jt-1}A_tA_{t-1}I_{jt}}{\pi_{jt-1}\bar{i}_{jt}} - 1 \quad (35)$$

Despejando  $\bar{i}_{jt}$  obtenemos la expresión para la tasa de interés activa óptima del sector financiero:

<sup>12</sup> Téngase en cuenta que la demanda de préstamos en  $t$  depende de la tasa de interés vigente, esta es la que el sector financiero determinó en  $t-1$ . Por lo que la elasticidad de  $L_{jt}$  se calcula respecto de  $\bar{i}_{jt-1}$ . Asimismo, cuando computamos la tasa óptima que debe cobrar el sector financiero nos valemos de tal elasticidad, ya que es la única disponible en  $t$ .

$$\bar{i}_{jt}^* = \frac{g}{2} + \frac{P_{jt}P_{jt-1}A_tA_{t-1}I_{jt}}{2\pi_{jt-1}} \tag{36}$$

Gráficamente:



Como se observa en el gráfico, el sector financiero nunca fijará una tasa de interés para los préstamos por debajo del valor que corresponde a la ordenada al origen, ya que al actuar como monopolista maximiza sus beneficios en la zona donde la demanda de préstamos es elástica, es decir:

$$\frac{\bar{i}_{jt}\pi_{jt-1}}{P_{jt}P_{jt-1}} \geq A_tA_{t-1}I_{jt} - \frac{\bar{i}_{jt}\pi_{jt-1}}{P_{jt}P_{jt-1}} \tag{37}$$

$$\frac{2\bar{i}_{jt}\pi_{jt-1}}{P_{jt}P_{jt-1}} \geq A_tA_{t-1}I_{jt} \tag{37'}$$

$$\bar{i}_{jt} \geq \frac{P_{jt}P_{jt-1}A_tA_{t-1}I_{jt}}{2\pi_{jt-1}} \tag{37''}$$

Regresamos ahora al problema del sector financiero y obtenemos la condición de primer orden para  $\underline{i}_t$  :

$$\begin{aligned} \ell &= L_{jt}(1 + \bar{i}_{jt}) - (1 + \underline{i}_t)B_t + (1 + g) \\ &\left( B_t + (1 + g)G_{t-1} + L_{jt-1}(1 + \bar{i}_{jt-1}) - B_{t-1}(1 + \underline{i}_{t-1}) - L_{jt} \right) \end{aligned} \quad (31)$$

$$\frac{\partial \ell}{\partial \underline{i}_t} = -(1 + \underline{i}_t)B_t' - B_t + (1 + g)B_t' = 0 \quad (38)$$

$$(g - \underline{i}_t)B_t' = B_t \quad (38')$$

$$g - \underline{i}_t = \frac{B_t}{B_t'} \quad (38'')$$

Recordemos la expresión de la demanda en términos nominales del bono  $B_t$ :

$$B_t = W_t - P_t C_t \left[ 1 + C_t^{\sigma-1} \left( \frac{1}{\underline{i}_t} + 1 \right) \right] \quad (28)$$

Por tanto,  $B_t'$  viene dada por:

$$B_t' = P_t C_t^{\sigma} \frac{1}{\underline{i}_t^2} \quad (39)$$

De esta manera:

$$\frac{B_t}{B_t'} = \frac{W_t \underline{i}_t^2}{P_t C_t^{\sigma}} - P_t C_t \left[ 1 + C_t^{\sigma-1} \left( \frac{1}{\underline{i}_t} + 1 \right) \right] \frac{\underline{i}_t^2}{P_t C_t^{\sigma}} \quad (40)$$

Reemplazando en  $g - \underline{i}_t = \frac{B_t}{B_t'}$  obtenemos:

$$g - \underline{i}_t = \frac{W_t \underline{i}_t^2}{P_t C_t^{\sigma}} - C_t^{1-\sigma} \underline{i}_t^2 \left[ 1 + C_t^{\sigma-1} \left( \frac{1}{\underline{i}_t} + 1 \right) \right] \quad (41)$$

$$g - \underline{i}_t = \frac{W_t \underline{i}_t^2}{P_t C_t^{\sigma}} - C_t^{1-\sigma} \underline{i}_t^2 - \underline{i}_t^2 \left( \frac{1}{\underline{i}_t} + 1 \right)$$

$$\begin{aligned}
 g &= \frac{W_t \bar{i}_t^2}{P_t C_t^\sigma} - C_t^{1-\sigma} \bar{i}_t^2 - \bar{i}_t^2 \\
 g &= \bar{i}_t^2 \left( \frac{W_t}{P_t C_t^\sigma} - C_t^{1-\sigma} - 1 \right) \\
 \bar{i}_t^2 &= g \frac{1}{\frac{W_t}{P_t C_t^\sigma} - C_t^{1-\sigma} - 1} \\
 \bar{i}_t^* &= \sqrt{g \frac{1}{\frac{W_t}{P_t C_t^\sigma} - C_t^{1-\sigma} - 1}}
 \end{aligned} \tag{41'}$$

Esta última expresión refleja, entonces, la tasa de interés que el sector financiero óptimamente ofrecerá por los bonos que emite,  $B_t$ .

Hemos obtenido entonces las tasas óptimas (activa y pasiva) que el sector financiero fijará en cada período. Como ya lo planteamos, hemos supuesto que este conoce perfectamente las curvas de demanda de crédito de cada firma del mercado. En este caso, sabemos que todo monopolista que conozca con precisión la demanda de cada uno de sus clientes practicará discriminación perfecta de precios. Así, el sector financiero cobrará una tasa de interés distinta según la firma de que se trate. Específicamente, la firma  $j$  accederá al crédito en  $t$  con la siguiente tasa de interés “personalizada”:

$$\bar{i}_{jt} = \frac{g}{2} + \frac{1}{2} \left( \frac{P_{jt} P_{jt-1} A_t A_{t-1} I_{jt}}{\pi_{jt-1}} \right) \tag{36}$$

Como podemos observar, mientras mayores sean los beneficios que la firma obtuvo el período anterior, menor será la tasa de interés que el sector financiero le cobre en  $t$ ,  $\bar{i}_{jt}$ . Esta tasa será la que la firma tenga en cuenta en  $t+1$  a los efectos de decidir el nivel de endeudamiento de ese momento. De esta manera, nuestro modelo genera un tipo de acelerador financiero, por el cual *shocks* en las condiciones de la economía que afecten a las firmas y a sus beneficios, serán amplificados por variaciones en las condiciones del crédito. Por ejemplo, un *shock* que impacte negativamente sobre los beneficios de las firmas, elevará la tasa de interés que el sector financiero esté dispuesto a cobrar, empeorando así la situación de las firmas afectadas por el *shock* negativo, ya que verán reducidas sus posibilidades de acceder al crédito cuando más lo necesitan. Esto se debe a que la caída en sus beneficios reduce los fondos disponibles que habitualmente se destinan a financiar el capital de trabajo o la inversión.



Bernanke y Gertler (1989) encuentran que los efectos del acelerador financiero son más fuertes mientras más profundo sea el *shock* en la economía o mientras más profunda sea la recesión. Este resultado también se observa claramente en nuestro modelo, en el que mientras mayor sea la caída en los beneficios de las firmas en un período, mayor resultará el incremento en la tasa de interés en el período siguiente y, por tanto, más aguda será la caída en el gasto de inversión y más severo el efecto sobre el producto.

Así, un *shock* negativo que merme el valor neto del deudor (por medio de la caída en los beneficios) tendrá dos efectos: por un lado, incrementará la prima por financiamiento externo haciendo más caro el acceso al crédito<sup>13</sup>, y por el otro, aumentarán las necesidades de financiamiento externo de la firma (al contar ahora con menos fondos internos debido al desplome en los beneficios). De esta manera, las dificultades para financiar los gastos del período asociados a la actividad productiva de la firma provocan una disminución en el gasto de inversión y en el nivel de producción de la misma. Esto repercutirá en toda la economía y el efecto será mayor mientras más grande sea el número de firmas afectadas por el *shock*.

Habiendo estudiado el problema de las firmas, de los consumidores y del sector financiero por separado, ya están establecidas las bases para que, en la próxima sección, analicemos los mecanismos que interactúan posibilitando la generación de *booms* de consumo, crédito e inversión.

### 3. BOOM Y EUFORIA

Nos interesa ahora levantar el supuesto de demanda constante. Para ello vamos a suponer que en  $t$  tiene inicio una espiral de euforia y optimismo en toda la economía que envuelve tanto a firmas como al sector financiero y a los consumidores, la que se perpetúa durante  $\tau$  períodos<sup>14</sup>.

Supongamos entonces que en  $t$  se produce un *shock* de productividad que incrementa exógenamente los beneficios de las firmas. Veamos cómo esto afecta la demanda de consumo:

$$C_{jt} = C_t \left( \frac{P_t}{P_{jt}} \right)^\varepsilon + \theta_j C_{jt-1} + \eta \Pi_{t-1} \quad (22)$$

<sup>13</sup> Esto se debe a que, al caer el valor neto del deudor se incrementan los costos de agencia (e. g. costos de monitoreo), ya que aumenta el riesgo de que el deudor no pueda pagar su deuda.

<sup>14</sup> Obviamente, *ex ante*, es decir, mientras el *boom* tiene lugar es incierto el momento en el que finalizará. Además, vamos a suponer que  $t + \tau$  es el último período de *boom*, por lo que la crisis irrumpe un período después, es decir, en  $t + \tau + 1$ .

Iterando la expresión obtenemos:

$$C_{jt} = C_t \left( \frac{P_t}{P_{jt}} \right)^\varepsilon + \eta \Pi_{t-1} + \theta_j \left( \frac{P_{t-1}}{P_{jt-1}} \right)^\varepsilon C_{t-1} + \theta_j \eta \Pi_{t-2} + \theta_j^2 C_{jt-2} \quad (22')$$

$$C_{jt} = C_t \left( \frac{P_t}{P_{jt}} \right)^\varepsilon + \eta \Pi_{t-1} + \theta_j \left( \frac{P_{t-1}}{P_{jt-1}} \right)^\varepsilon C_{t-1} + \theta_j \eta \Pi_{t-2} + \theta_j^2 \left( \frac{P_{t-2}}{P_{jt-2}} \right)^\varepsilon \\ + C_{t-2} + \theta_j^2 \eta \Pi_{t-3} + \theta_j^3 C_{jt-3}$$

·  
·

$$C_{jt} = \sum_{k=0}^{\infty} \theta_j^k \left[ \left( \frac{P_{t-k}}{P_{jt-k}} \right)^\varepsilon C_{t-k} + \eta \Pi_{t-(k+1)} \right] \quad (22'')$$

Como podemos observar en la expresión anterior, la demanda del bien  $j$  en  $t$  depende en parte de los niveles de consumo de los períodos pasados, por lo que esto refleja la existencia de inercia en el consumo, la que es consecuencia directa de la introducción de hábitos. Sin embargo, a medida que nos movemos hacia atrás en el tiempo, tal inercia se va diluyendo dado que  $\theta_j \in (0,1)$ , por lo que no es suficiente para explicar la existencia de un *boom* de consumo (incrementos persistentes período a período en la demanda). Asimismo, un *shock* inicial en  $\Pi_t$  provocará un incremento en la demanda de consumo en  $t + 1$  por vía del efecto riqueza (o bienestar), el que se propagará a los períodos subsiguientes por la inercia en el consumo, pero debilitándose su efecto a medida que pasa el tiempo para finalmente desaparecer por completo.

Así, vemos que para explicar incrementos sostenidos en la demanda de consumo período a período necesitamos de otro mecanismo además de la inercia descrita. Tal mecanismo opera mediante el efecto de la demanda de consumo sobre los beneficios de las firmas. Un *shock* positivo en los beneficios produce un efecto riqueza o bienestar por el que los consumidores, al sentir que la economía prospera y las cosas van bien, incrementan su consumo (esto debido a que los beneficios de las firmas operan como un indicador de la prosperidad de la economía)<sup>15</sup>. Este aumento, a su

<sup>15</sup> También se podría pensar en un efecto riqueza en el consumo que opere mediante el pago de dividendos más elevados cuando las firmas obtienen mayores beneficios (recordemos que los consumidores son los propietarios de las firmas). Sin embargo, dicho tipo de efecto riqueza resulta poco realista, ya que en la práctica la mayoría de los consumidores no cobra dividendos, por lo que la introducción del hábito externo de consumo nos permite prescindir de este tipo de efecto.

vez, se propaga por la inercia a los períodos sucesivos, aunque con fuerza cada vez menor. Sin embargo, el incremento en la demanda de consumo por vía del efecto riqueza genera un nuevo aumento en los beneficios de las firmas. Este nuevo aumento vuelve a producir tal efecto riqueza sobre la demanda y así se refuerzan mutuamente período a período demanda de consumo y beneficios. Este último mecanismo es el que explica la existencia de *booms* de consumo.

Por otra parte, el *boom* tendrá inevitablemente un fin, el que puede tener lugar a causa de un *shock* exógeno como por ejemplo una subida deliberada de las tasas de interés por parte del Banco Central cuyos efectos analizaremos más adelante, o puede extinguirse por causas naturales. En este sentido, Pintus y Wen (2008) afirman que un *boom* perpetuo en la demanda agregada no es sostenible debido a los rendimientos decrecientes de la inversión. Así, a medida que el *boom* se desarrolla el producto marginal de la inversión va disminuyendo, por lo que tarde o temprano la tasa de incremento en el producto cae por debajo de la tasa de interés, y de esta manera, los menores beneficios y la creciente carga del endeudamiento terminan por erosionar el gasto de inversión y finalmente causan una caída en el producto y el consumo.

En nuestro modelo, la “muerte natural” del *boom* se produciría debido a la reversión del proceso generado por lo que hemos denominado efecto riqueza o bienestar. En particular, vamos a tener que durante el *boom* el incremento sostenido en los beneficios va a atraer nuevas firmas al mercado, desplazando a la izquierda la demanda de cada una de las firmas existentes y provocando la reversión del proceso de crecimiento de los beneficios. Con estos cayendo, tiene lugar la dinámica opuesta que dio origen al *boom*: por el efecto riqueza, el consumo empieza a caer sostenidamente, lo que refuerza la caída en los beneficios de las firmas. Simultáneamente entra en juego el acelerador financiero reduciendo el crédito cada vez más a medida que los beneficios caen y el valor neto (*net worth*) de las firmas se reduce. La economía entra así en una vorágine tan poderosa como la que alimentó el *boom*, quedando envuelta ahora en un proceso de caída vertiginosa del consumo, el crédito, la inversión y el producto.

Es importante señalar que el fin del *boom* llega tarde o temprano de manera inevitable sin necesidad de que ocurra un determinado evento exógeno que dispare la dinámica opuesta, como por ejemplo una suba en las tasas de interés generada por una política monetaria contractiva. En este sentido, el *boom* encubre en su esencia no solo el germen de su propio fin, sino también el mecanismo que desencadenará su proceso opuesto.

En lo que respecta a la evidencia empírica, se observa típicamente que períodos de crecimiento persistente en el consumo normalmente predicen *booms* de inversión e incrementos sostenidos del producto, mientras que períodos en los que se observa un consumo deprimido generalmente se asocian a grandes caídas en la inversión y el producto (Cochrane, 1994; Wen, 2007; Pintus y Wen, 2008).

En nuestro modelo, el *boom* en la economía tiene lugar debido a la existencia de hábitos en el consumo, en especial, de aquellos cuyo origen es externo (guiado por la prosperidad de la economía), los que dan lugar al denominado efecto riqueza que describimos antes. En este sentido, Pintus y Wen (2008) sostienen que la competencia por estándares de vida lleva a incrementos persistentes en la demanda de consumo a lo largo del tiempo. Además, como lo vamos a modelizar más adelante, a los efectos

de satisfacer esa demanda creciente las firmas deben incrementar la capacidad de producción constantemente. Así, la economía se embarca en una espiral creciente de inversión, producción y consumo por encima de los niveles correspondientes al estado estacionario.

La otra parte de la historia que hace posible el *boom*, tiene que ver con el rol que juega el sector financiero. Básicamente, es la existencia del acelerador financiero cuyo funcionamiento ya describimos, la que hace posible que ante la demanda creciente las firmas puedan responder incrementando la inversión y el producto. Los aumentos sucesivos en los beneficios de las firmas durante el *boom* de consumo mejoran sus capacidades crediticias al incrementar sus valores netos (*net worth or creditworthiness*), permitiéndoles así un mejor acceso al financiamiento de la inversión requerida. Por lo que la existencia de una oferta de crédito procíclica contribuye a generar el efecto dinámico de la demanda de consumo sobre la inversión y el producto. Así, como señalan Pintus y Wen (2008), la interacción de los mecanismos descritos arriba resulta en un proceso acumulativo de expansión de la demanda agregada y el producto luego de un *shock* en la economía.

Por su parte, Kindleberger y Aliber (2005) sostienen que el ciclo de *booms* y recesiones resulta de los cambios procíclicos en la oferta de crédito, la que aumenta relativamente rápido durante los buenos tiempos, cayendo bruscamente cuando el crecimiento de la economía comienza a desacelerarse.

Analicemos ahora lo que ocurre del lado del sector productivo: Las firmas observan que la demanda de sus productos está creciendo, por lo que modifican sus expectativas<sup>16</sup> e invierten más con el fin de satisfacer la demanda creciente:

$$I_t = \delta K_{t-1} + \frac{1}{A_t} E_t [\Delta Y_t] \quad (2')$$

$$I_t = \int_0^1 I_{jt} dj \quad (2'')$$

$$E_{t+k} [\Delta Y_{t+k}] > 0 \quad k = 0, \dots \quad (3')$$

$$K_t = (1 - \delta) K_{t-1} + I_t \quad (4')$$

<sup>16</sup> A partir de  $t$ ,  $E_{t+k} [\Delta Y_{t+k}]$  ya no es más cero, con  $k = 0, \dots$ . Téngase en cuenta que estamos suponiendo que las firmas estiman su demanda al inicio de cada período y esta se conoce con certeza al final del mismo.

$$K_t = \int_0^1 K_{jt} dj \quad (4'')$$

Si suponemos nuevamente que el capital se deprecia íntegramente en cada período ( $\delta = 1$ ) tenemos:

$$I_t = K_{t-1} + \frac{1}{A_t} E_t [\Delta Y_t] = K_t \quad (42)$$

$$I_{t+1} = K_t + \frac{1}{A_{t+1}} E_{t+1} [\Delta Y_{t+1}] = K_{t-1} + \frac{1}{A_t} E_t [\Delta Y_t] + \frac{1}{A_{t+1}} E_{t+1} [\Delta Y_{t+1}] = K_{t+1} \quad (43)$$

$$I_{t+2} = K_{t-1} + \frac{1}{A_t} E_t [\Delta Y_t] + \frac{1}{A_{t+1}} E_{t+1} [\Delta Y_{t+1}] + \frac{1}{A_{t+2}} E_{t+2} [\Delta Y_{t+2}] = K_{t+2} \quad (44)$$

⋮

$$I_{t+\tau} = K_{t-1} + \sum_{k=0}^{\tau} \frac{E_{t+k} [\Delta Y_{t+k}]}{A_{t+k}} = K_{t+\tau} \quad (45)$$

Desarrollando la sumatoria obtenemos:

$$\begin{aligned} \sum_{k=0}^{\tau} \frac{E_{t+k} [\Delta Y_{t+k}]}{A_{t+k}} &= \frac{E_t [Y_t] - Y_{t-1}}{A_t} + \frac{E_{t+1} [Y_{t+1}] - Y_t}{A_{t+1}} + \frac{E_{t+2} [Y_{t+2}] - Y_{t+1}}{A_{t+2}} + \\ &+ \dots + \frac{E_{t+\tau} [Y_{t+\tau}] - Y_{t+(\tau-1)}}{A_{t+\tau}} \end{aligned} \quad (46)$$

$$\sum_{k=0}^{\tau} \frac{E_{t+k} [\Delta Y_{t+k}]}{A_{t+k}} = \sum_{k=0}^{\tau} \left\{ \frac{E_{t+k} [Y_{t+k}]}{A_{t+k}} - \frac{Y_{t+k}}{A_{t+(k+1)}} \right\} - \frac{Y_{t-1}}{A_t} + \frac{Y_{t+\tau}}{A_{t+(\tau+1)}} \quad (46')$$

Por tanto, la inversión en los momentos finales de la euforia ( $t + \tau$ ) viene dada por:

$$I_{t+\tau} = \sum_{k=0}^{\tau} \left\{ \frac{E_{t+k} [Y_{t+k}]}{A_{t+k}} - \frac{Y_{t+k}}{A_{t+(k+1)}} \right\} - \frac{Y_{t-1}}{A_t} + \frac{Y_{t+\tau}}{A_{t+(\tau+1)}} + K_{t-1} \quad (45')$$

Como se observa en la expresión anterior, en el momento previo al estallido de la crisis el nivel de inversión agregada de la economía está muy por encima del nivel que corresponde al estado estacionario. Para verlo más claramente tengamos en cuenta que si en  $t$  comenzó el *boom*, entonces en  $t-1$  la economía se encontraba en el estado estacionario, por lo que:

$$K_{t-1} = \bar{K} \text{ y } Y_{t-1} = \bar{Y}$$

Donde  $\bar{Y}$  y  $\bar{K}$  son el producto y el capital del estado estacionario, respectivamente. Además, a los efectos de simplificar el análisis supongamos que la relación capital-producto se mantiene constante durante el *boom*, por lo que:

$$A_t = A_{t+1} = A_{t+2} = \dots = A_{t+\tau} = A_{t+\tau+1} = \bar{A}$$

Entonces:

$$I_{t+\tau} = \bar{K} + \frac{1}{\bar{A}} \left( \sum_{k=0}^{\tau} \{E_{t+k} [Y_{t+k}] - Y_{t+k}\} + Y_{t+\tau} - \bar{Y} \right) \quad (45'')$$

Como vemos, la inversión agregada en  $t+\tau$  supera ampliamente su nivel de equilibrio  $\bar{K}$ , debido a que el término  $Y_{t+\tau} - \bar{Y}$ , el cual corresponde a la diferencia entre la demanda en los últimos momentos del *boom* y el producto del estado estacionario, tiene signo positivo y el valor que tome dependerá de la profundidad del *boom*. Por otra parte, el término  $\sum_{k=0}^{\tau} \{E_{t+k} [Y_{t+k}] - Y_{t+k}\}$  constituye una acumulación de errores de estimación de la demanda período a período. En general, esta sumatoria va a tener términos con signo negativo al inicio del *boom* y nulos o con signo positivo hacia el final del mismo. Esto es así debido a que durante los primeros períodos del *boom* las firmas, aún ajenas al proceso que está comenzando, notan que están subestimando la demanda, por lo que de manera cauta comienzan a incrementar sus predicciones elevando sus niveles de inversión. Así, a medida que transcurren los períodos comenzarán a advertir que el crecimiento es sostenido y esto les dará mayor seguridad a la hora de invertir y endeudarse, ya que período a período sus estimaciones son confirmadas e incluso superadas por una demanda creciente de sus productos, por lo que esto las envuelve en la misma espiral de optimismo en la que se hayan envueltos los consumidores. Así, la euforia de la demanda se apodera también de las firmas, llevándolas incluso en algunos casos a efectuar predicciones de la demanda demasiado optimistas, sobre todo hacia los últimos períodos del *boom*. Sin embargo, las firmas no son conscientes de su error, que no les pertenece solo a ellas sino a toda la economía, sino hasta el momento final de la euforia cuando la demanda agregada cae abruptamente y se hace evidente en un instante toda la exuberancia de la economía.

Por otra parte, la existencia de crédito procíclico permitirá que la oferta responda rápidamente a una demanda en crecimiento, contribuyendo así a que las firmas no tarden demasiado en quedar envueltas en la misma dinámica que gobierna a la demanda, por lo que en general no van a predominar los términos negativos en la sumatoria y esta va a ser ligeramente positiva. Asimismo, el valor que tome la sumatoria dependerá de qué tan buenas hayan sido las estimaciones de la demanda por parte de las firmas y de qué tan optimistas hayan sido estas últimas a la hora de realizar tales estimaciones.

Por otra parte, el alto nivel de inversión a medida que nos acercamos a  $t + \tau$  implica un alto nivel de endeudamiento por parte de las firmas: la demanda de préstamos es muy alta en los momentos previos al estallido de la crisis, y por tanto esta encuentra a las firmas con necesidades de financiamiento que ya no son viables a la luz de las nuevas condiciones de la economía. La caída del producto, a su vez, merma la capacidad de repago de las firmas y el acceso a nuevo crédito para refinanciar la deuda se vuelve simplemente imposible.

La paradoja inmanente de la euforia reside en el hecho de que mientras esta dura, los errores en la estimación del producto no se hacen palpables para las firmas porque toda la economía se encuentra bajo los efectos del *boom* y el optimismo, y no parece que existiera error. De hecho, lo que ocurre es que tal error está siendo financiado por el sector financiero, el que sobreestima la capacidad de repago de sus acreedores (firmas), y de esta forma subestima el riesgo en la búsqueda de la realización de ganancias<sup>17</sup>. Así, nadie quiere quedarse fuera del gran banquete. Cuando la crisis hace irrupción, las firmas ven caer sus ventas de manera dramática y es aquí cuando el error se hace evidente.

La euforia entonces lleva a los agentes a tomar riesgos excesivos y a una expansión del crédito en toda la economía. Esto vuelve al sector financiero extremadamente vulnerable a diferentes tipos de *shocks* que pueden conducir eventualmente a una crisis financiera. Tales *shocks* consistirían en incrementos en la tasa de interés por parte del Banco Central para contrarrestar las presiones inflacionarias, *default* inesperado por parte de algunos acreedores, y beneficios realizados de las firmas muy bajos en comparación con los esperados, entre otros *shocks*.

Si tiene lugar una crisis financiera, los agentes se verán obligados a reevaluar el riesgo y esto conducirá a un estrechamiento del crédito en la economía y a un aumento del tipo de interés. De esta manera, las firmas verán limitados o incluso cortados los canales habituales de acceso al financiamiento de sus inversiones de corto y largo plazo y del capital de trabajo, lo que implicará necesariamente una disminución en la producción, sobre todo por parte de las firmas más dependientes del financiamiento externo para sus operaciones. Asimismo, la caída en la demanda por

---

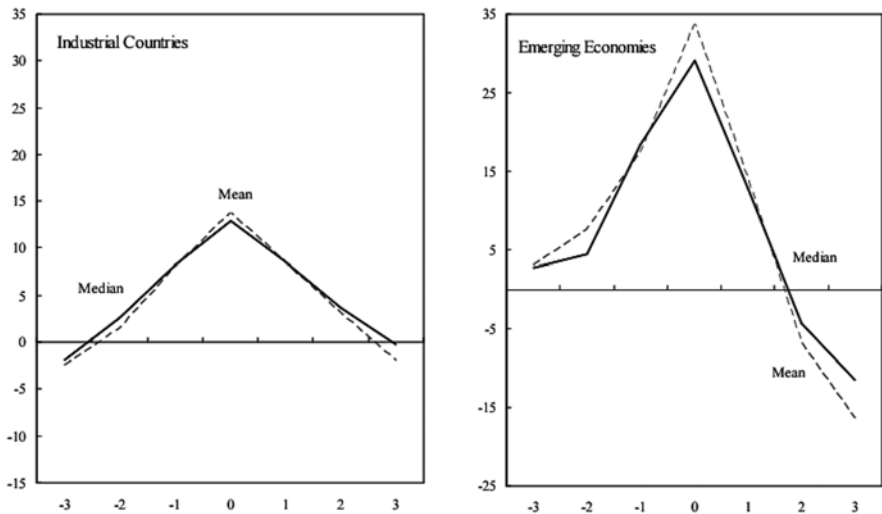
<sup>17</sup> Podemos argumentar también que el sector financiero subestima el riesgo inherente a los préstamos de consumo y/o para inversión en activos como bienes durables e inmuebles, efectuados a los consumidores. Sin embargo este tipo de préstamos no está contemplado en nuestro modelo.

parte de los consumidores y su efecto negativo sobre los beneficios de las firmas no hará otra cosa que empeorar la situación de las mismas. En definitiva, cuando explota la crisis la economía entra en una espiral de caída de la inversión, del producto y del consumo, acompañada por un aumento en las tasas de interés y un achicamiento del sector financiero.

Las relaciones descritas encuentran un amplio respaldo en la literatura empírica. A este respecto, los gráficos que se presentan a continuación fueron extraídos del trabajo de Mendoza y Terrones (2012), en el que los autores identifican y analizan a fondo las características de los *booms* de crédito ocurridos tanto en países desarrollados como en economías emergentes, durante el período 1960-2010. A tal efecto, utilizan datos del Fondo Monetario Internacional correspondiente a una base de 61 países, de los que 21 son industrializados y los restantes 40 corresponden a economías en desarrollo. Los autores identifican 70 episodios de *booms* en total, de estos la mitad se verificaron en estas últimas. Los gráficos siguientes muestran la evolución promedio (y en términos de la mediana) para las economías consideradas, de sus variables macroeconómicas clave como el producto, el consumo, la inversión y el crédito, durante la ocurrencia de tales *booms*, en términos del desvío porcentual respecto de sus valores de largo plazo o de tendencia, en un marco de 7 años centrado en el pico máximo del *boom*:

FIGURA 1

CREDITO PER CAPITA AL SECTOR PRIVADO NO FINANCIERO,  
EN TERMINOS REALES

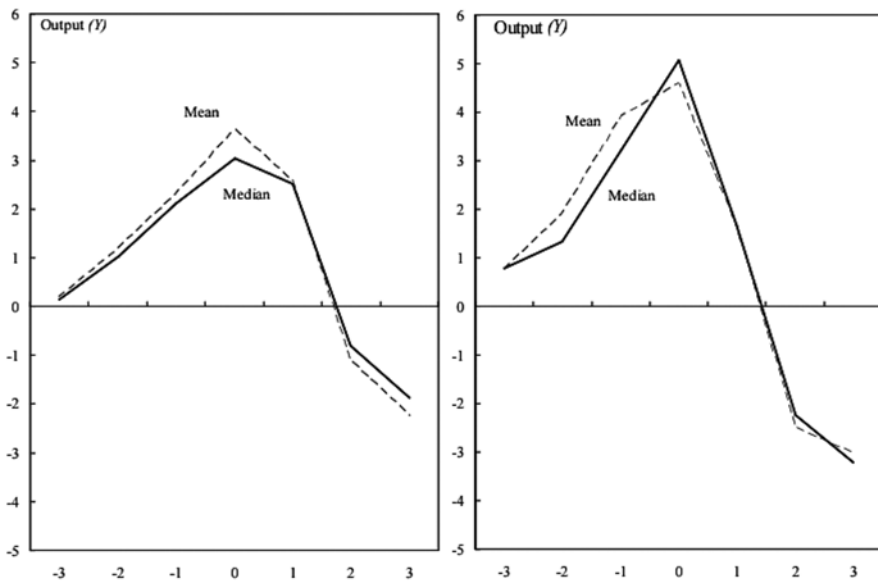


Fuente: Mendoza, E. and M. Terrones (2012). "An Anatomy of Credit Booms and their Demise", *Economía Chilena*, Central Bank of Chile 15 (2), pp. 4-32.



FIGURA 2

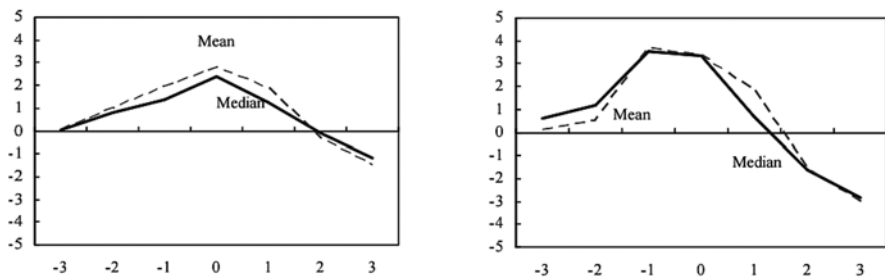
GDP PER CAPITA EN TERMINOS REALES, A PRECIOS INTERNACIONALES



Fuente: Mendoza, E. and M. Terrones (2012). "An Anatomy of Credit Booms and their Demise", *Economía Chilena, Central Bank of Chile* 15(2), pp. 4-32.

FIGURA 3

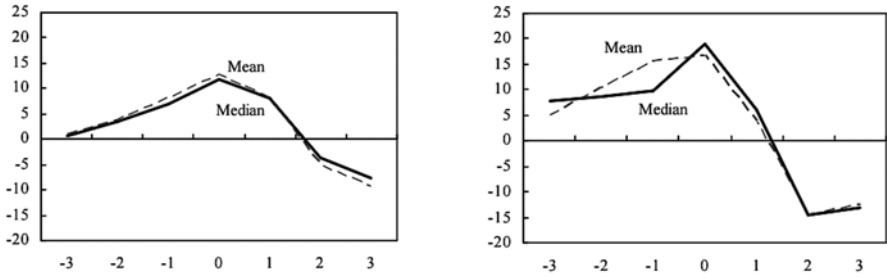
CONSUMO PRIVADO PER CAPITA EN TERMINOS REALES, A PRECIOS INTERNACIONALES



Fuente: Mendoza, E. and M. Terrones (2012). "An Anatomy of Credit Booms and their Demise", *Economía Chilena, Central Bank of Chile* 15 (2), pp. 4-32.

FIGURA 4

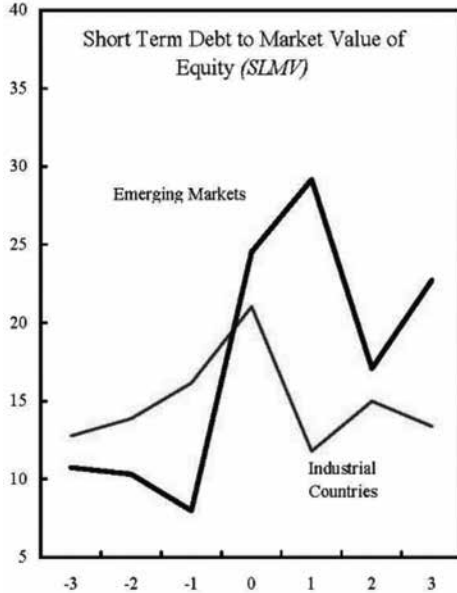
INVERSION PRIVADA PER CAPITA EN TERMINOS REALES,  
A PRECIOS INTERNACIONALES



Fuente: Mendoza, E. and M. Terrones (2012). "An Anatomy of Credit Booms and their Demise", *Economía Chilena, Central Bank of Chile* 15 (2), pp. 4-32.

FIGURA 5

RELACION DEUDA DE CORTO PLAZO-VALOR DE  
MERCADO DE LAS FIRMAS NO FINANCIERAS



Fuente: Mendoza, E. and M. Terrones (2008). An Anatomy of Credit Booms: Evidence From Macro Aggregates and Micro Data (NBER Working Paper, 14049).

Como se puede observar en las figuras<sup>18</sup>, las principales variables macroeconómicas presentan un comportamiento similar durante el *boom*: en la fase ascendente del mismo, tanto el crédito como el producto, la inversión y el consumo crecen de manera sostenida alejándose marcadamente de sus valores de largo plazo. Así, por ejemplo, hacia el momento cúlmine del *boom* el crédito se encuentra en promedio cerca de 15% por encima de la tendencia para los países desarrollados, y cerca de 35% por arriba del valor de largo plazo en el caso de los países en desarrollo. En lo que respecta al producto, tales cifras alcanzan entre 4 y 5% para ambas tipologías de países, mientras que en el caso del consumo se verifica un incremento por encima de la tendencia de entre 3 y 4%, también considerando ambos tipos de países. Por último, la inversión privada presenta un comportamiento mucho más pronunciado que el resto de las variables, alcanzando hacia finales del *boom* valores que superan los de largo plazo en aproximadamente 15%, tanto en economías emergentes como desarrolladas.

Por otra parte, la fase descendente es similar para todas las variables consideradas: el final del *boom* da lugar a una caída pronunciada en el producto, el consumo y la inversión. Asimismo, se verifica que luego de aproximadamente dos años desde el pico del *boom*, tales variables caen por debajo de su tendencia de largo plazo, siendo la caída tan precipitosa como la escalada inicial. Es posible resaltar que si bien el crédito también presenta un comportamiento de tipo *boom-bust*, este no alcanza a caer por debajo de su tendencia, salvo en el caso de los países en desarrollo, en los que sin embargo la caída (15% por debajo del valor de largo plazo) no resulta tan pronunciada como la subida (35% por encima de la tendencia).

La Figura 5 muestra la evolución, respecto de la tendencia, del endeudamiento de corto plazo de las firmas no financieras en relación con su valor de mercado. El crecimiento pronunciado que presenta tal variable durante el *boom*, tanto para los países desarrollados como para las economías emergentes, pone claramente de manifiesto el relajamiento operado en las condiciones del crédito en la fase ascendente del mismo, así como el endurecimiento de tales condiciones en la fase descendente.

Como señalan Mendoza y Terrones (2012), el ciclo observado en el producto, el consumo y la inversión durante los *booms* de crédito, no implica de por sí la ocurrencia de un *boom* en tales agregados macroeconómicos. Sin embargo, sus resultados muestran que un porcentaje significativo de los *booms* de crédito identificados estuvieron asociados con *booms* simultáneos en el producto, el consumo, la inversión, tanto en las economías desarrolladas como en las emergentes. En particular, observan que aproximadamente la mitad de los *booms* de crédito estuvieron acompañados por *booms* en el producto.

---

<sup>18</sup> Téngase en cuenta que para las Figuras 1-4, los gráficos a la izquierda corresponden a países industrializados y aquellos a la derecha a economías emergentes.

Por último, resulta interesante destacar dos resultados clave que encuentran los autores. En primer lugar, el hecho de que los *booms* identificados desembocaron a menudo en episodios de crisis, en particular crisis cambiarias y bancarias. En este sentido, las primeras se observan en el 54% de los casos de *booms*, mientras que las segundas en el 44% de los casos. En segundo lugar, del análisis de los detonantes de los *booms* surge que una fracción equivalente al 42% de los casos observados en las economías desarrolladas tuvieron como origen un aumento en la productividad total de los factores, lo que confirma la importancia dada en nuestro modelo a dicha variable como factor que da impulso inicial al *boom*. Es posible notar, sin embargo, que para las economías en desarrollo tal cifra alcanza solo el 20% de los casos de *booms* observados, siendo más importante como factor iniciador de los mismos la entrada de capitales en forma masiva (casi el 50% de los casos) y la implementación de reformas financieras significativas (30% de los casos).

## Simulaciones

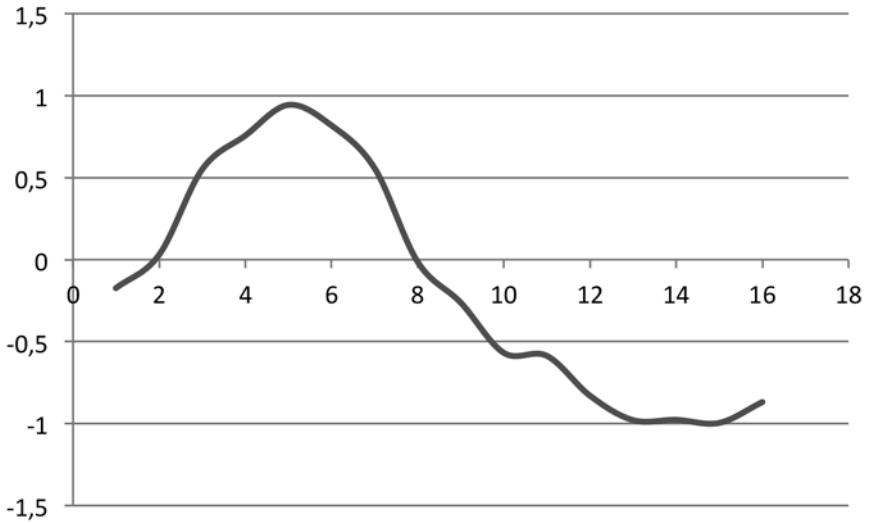
Observemos ahora el comportamiento de las variables que surge de simular en nuestro modelo un episodio de tipo *boom-bust* en los beneficios de las firmas y la puesta en marcha del acelerador financiero que ello implica. Siguiendo a Mendoza y Terrones (2012), las figuras que presentamos a continuación corresponden a la evolución (en tanto por uno) de los principales agregados macroeconómicos en relación con sus valores del estado estacionario. Téngase en cuenta sin embargo que no utilizamos datos empíricos sino que la simulación es simplemente a los efectos de mostrar cómo se comportan las variables en el marco del modelo<sup>19</sup>. Además incorporamos un pequeño elemento aleatorio en la inversión, con el fin de reflejar los posibles errores en la estimación de la demanda por parte de las firmas:

---

<sup>19</sup> Aquí se debe aclarar que el objetivo principal de la simulación no es repetir algún episodio de *boom* en concreto, sino mostrar en forma gráfica cómo funciona el modelo en términos generales. A tal efecto, utilizamos un parámetro de formación interna del hábito de consumo igual a 0,7 y de formación externa del hábito igual a 0,2. Con un parámetro de formación externa del hábito más elevado (0,7) el *boom* en el consumo que se produce es mucho más pronunciado en términos absolutos, aunque en términos de la evolución del consumo respecto del estado estacionario no se observan diferencias notables debido a que el valor del consumo en el estado estacionario crece con dicho parámetro. El modelo presenta un comportamiento cíclico homogéneo para una gran variedad de valores iniciales (del estado estacionario). En esta simulación en particular se utilizaron los siguientes: Consumo=1.667; Beneficios=2.000; Inversión=1.048; Producto=2.715; Tasa de interés=0,312; Crédito a las firmas=2.292; Tasa libre de riesgo=0,10.

FIGURA 6

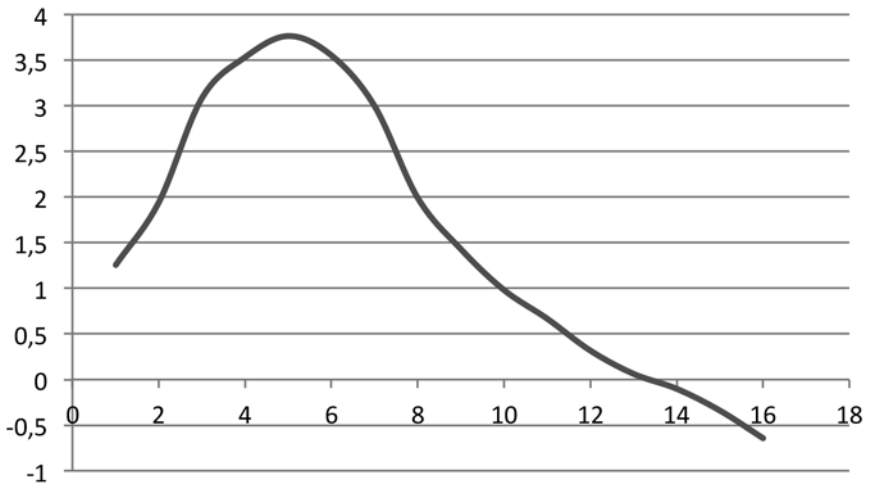
EVOLUCION DE LA DEUDA DE LAS FIRMAS (CREDITO)  
EN RELACION CON EL ESTADO ESTACIONARIO



Fuente: Elaboración propia a partir del modelo.

FIGURA 7

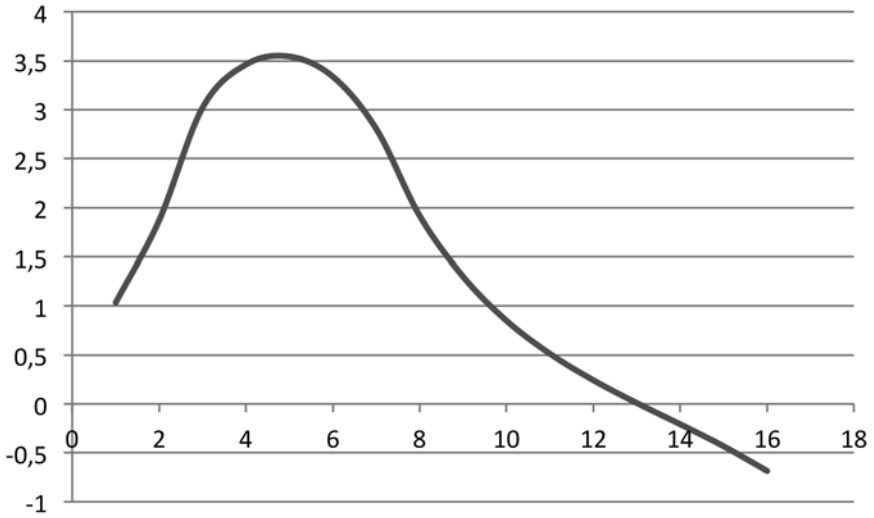
EVOLUCION DEL PRODUCTO RESPECTO DEL ESTADO ESTACIONARIO



Fuente: Elaboración propia a partir del modelo.

FIGURA 8

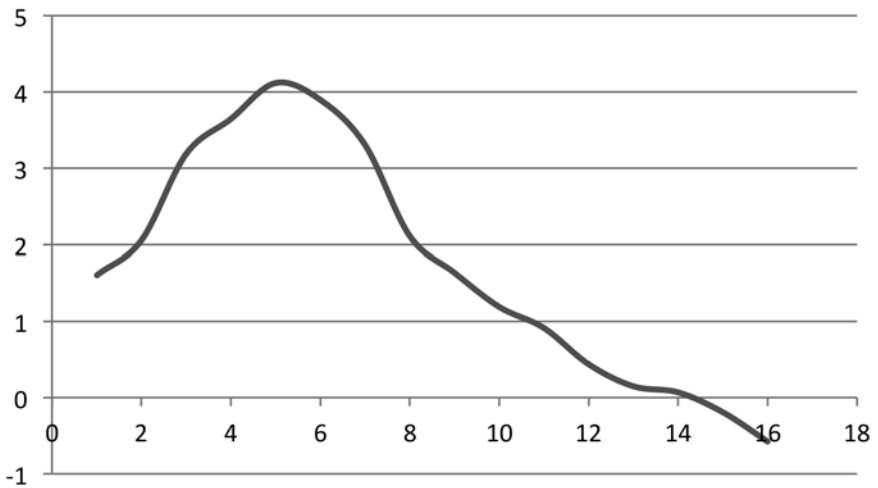
EVOLUCION DEL CONSUMO EN RELACION CON EL ESTADO ESTACIONARIO



Fuente: Elaboración propia a partir del modelo.

FIGURA 9

EVOLUCION DE LA INVERSION EN RELACION CON EL ESTADO ESTACIONARIO



Fuente: Elaboración propia a partir del modelo.

Como se puede observar en las Figuras 6-9, el modelo logra repetir con bastante fidelidad el comportamiento cíclico que observamos en los gráficos extraídos del trabajo de Mendoza y Terrones (2012), los que reflejan la evolución porcentual promedio de las principales variables macroeconómicas en relación con su tendencia de largo plazo, durante los 70 episodios de *booms* identificados por los autores. A pesar de reiterar bien la evolución cíclica típica observada en dichos episodios, el modelo genera *booms* mucho más profundos que lo que muestra la evidencia empírica de los autores. Esto puede deberse en parte a que en la práctica diversas intervenciones por parte de las autoridades monetarias y fiscales, lograron atenuar o frenar en algún grado la profundidad del *boom*.

### Condiciones para el *boom*

A la luz del modelo resulta interesante analizar las condiciones que aseguran que se desarrolle un *boom* luego de un *shock* en la economía. Supongamos, por ejemplo, que en  $t$  se produce un incremento temporario en la productividad total de los factores,  $A_t$ , la que a partir de  $t + 1$  vuelve a su valor habitual. A los efectos de simplificar el análisis vamos a suponer que los precios se mantienen constantes durante el *boom*:  $P_{jt} = P_{jt+1} = P_{jt+2} = \dots P_{jt+\tau} = P_j$ . El *shock* de productividad, entonces, genera inicialmente (en  $t$ ) un incremento en los beneficios de las firmas, así como en la demanda de crédito de estas y en la tasa de interés. Esta última aumenta porque el sector financiero busca óptimamente participar de las ganancias de las firmas derivadas de incrementos en la productividad.

Asimismo, para que a partir de  $t + 1$  se produzca un *boom*, necesitamos que se den ciertas condiciones, las que tienen que ver, fundamentalmente, con la magnitud de la respuesta de la demanda a cambios en los beneficios de las firmas, y con asegurar que el beneficio crezca período a período. Las condiciones son tres:

#### Condición 1:

La variación porcentual en la demanda de consumo en  $t + 1$  en respuesta al incremento en los beneficios en  $t$  (efecto riqueza o bienestar), debe ser inferior a la variación porcentual de estos últimos. En otras palabras, la elasticidad de la demanda en relación con los beneficios debe ser menor que uno, es decir, inelástica. Si esta condición se cumple no solo en  $t + 1$  sino también en los períodos sucesivos, entonces esto asegurará que a partir de  $t + 1$  la tasa que cobra el sector financiero caiga a medida que aumentan los beneficios, es decir, que se ponga en marcha el mecanismo denominado acelerador financiero, el que implica que incrementos sucesivos en los beneficios de las firmas conllevan disminuciones sucesivas en el costo del crédito.

Generalizando lo anterior a todos los períodos que dure el *boom* necesitamos entonces que:

$$\Delta\% \pi_{js} > \Delta\% I_{js+1} \quad \forall j, \quad \forall s = t, \dots, \tau - 1 \quad (47)$$

Lo que equivale a  $\Delta\% \pi_{js} > \Delta\% Y_{js+1}$ , ya que por supuestos del modelo el incremento porcentual en la inversión de un período depende de la variación porcentual en la demanda<sup>20</sup>.

Observando la expresión para la tasa de interés en  $t, t + 1, t + 2, \dots$ :

$$\begin{aligned} \overline{i_{jt}} &= \frac{g}{2} + \frac{1}{2} \left( \frac{P_j^2 A_t A_{t-1} I_{jt}}{\pi_{jt-1}} \right); & \overline{i_{jt+1}} &= \frac{g}{2} + \frac{1}{2} \left( \frac{P_j^2 A_{t+1} A_t I_{jt+1}}{\pi_{jt}} \right); \\ \overline{i_{jt+2}} &= \frac{g}{2} + \frac{1}{2} \left( \frac{P_j^2 A_{t+2} A_{t+1} I_{jt+2}}{\pi_{jt+1}} \right) \end{aligned}$$

Podemos ver que el *shock* de productividad en  $t$  va a incrementar la tasa de interés en el mismo período y el efecto va a perdurar en  $t + 1$ . Sin embargo, la condición 1 asegura que la tasa de interés caiga en  $t + 1$  (respecto de  $\overline{i_{jt}}$ ). Si la condición se sigue cumpliendo en los períodos posteriores entonces tendremos caídas sucesivas en el costo del crédito a medida que aumentan los beneficios de las firmas durante el *boom*.

*Condición 2:*

Esta condición tiene por objeto asegurar que los beneficios de las firmas de hecho crezcan durante el *boom* y que, por tanto, comience a operar lo que hemos denominado efecto riqueza sobre el consumo. De esta manera, el crecimiento en la demanda será el motor del incremento en los beneficios de las firmas, en un proceso de retroalimentación.

Matemáticamente la condición 2 puede expresarse de la siguiente manera:

$$\frac{\Delta\% Y_{js+1}}{\Delta\% L_{js} \overline{i_{js}}} > \frac{L_{js} \overline{i_{js}}}{P_j Y_{js+1}} \quad \forall j, \quad \forall s = t, \dots, \tau - 1 \quad (48)$$

La lógica de esta condición puede comprenderse mejor si se observa la expresión del beneficio en  $t + 1$  (eliminando el gasto en mano de obra que suponemos constante):

$$\pi_{jt+1} = P_j Y_{jt+1} - L_{jt} \overline{i_{jt}} \quad (49)$$

<sup>20</sup> Sin embargo aquí hay un detalle que señalar: debido a que las firmas no conocen  $\Delta\% Y_{jt+1}$  en el momento que deben decidir cuánto producir (ya que la demanda se realiza hacia el final del período en cuestión y las decisiones de producción se efectúan al inicio del mismo), el supuesto subyacente es que las firmas estiman correctamente la demanda que van a enfrentar.



En palabras, la condición anterior nos está diciendo que, para que los beneficios aumenten, es necesario que la variación absoluta en la demanda sea mayor que la variación absoluta en el término que está restando. Esto expresado en términos de variaciones porcentuales nos da la condición 2. Sin embargo, es esencial notar que la condición se refiere únicamente a los casos donde tanto la demanda como el endeudamiento están incrementándose. El caso donde este último cae mientras las ventas crecen no es de interés, ya que es inmediato que el beneficio aumentará en consecuencia. Por otro lado, no consideramos los casos en que la demanda cae, ya que tales casos quedan fuera de la definición de un *boom*.

De esta manera, si se cumplen estas últimas dos condiciones estaremos asegurando el *boom* en los beneficios, en el consumo y la puesta en marcha del acelerador financiero. Asimismo, resulta interesante notar que el cumplimiento de ambas condiciones requiere que los beneficios crezcan en un porcentaje mayor a la demanda, ello implica que esta debe crecer en términos porcentuales más que la deuda. Observando la condición 2 se deduce, entonces, que el cociente deuda/ventas caerá período a período.

### Condición 3:

El objeto de esta condición es asegurar el *boom* en la demanda de crédito por parte de las firmas. A causa de que la tasa de interés aumenta en  $t$  como consecuencia del *shock* de productividad, si bien la demanda de crédito aumenta en  $t$  en respuesta al *shock*, no está claro en qué sentido variará la misma en  $t + 1$ . Recordemos que la tasa de interés relevante en  $t + 1$  es la que el sector financiero fijó en  $t$ , por lo que si bien el incremento en la demanda va a requerir un mayor gasto de inversión y, por tanto, mayores necesidades de financiamiento en  $t + 1$ , las firmas enfrentarán a su vez una mayor tasa de interés y contarán con mayores beneficios del período anterior, por lo que el efecto final sobre su demanda de crédito no está inmediatamente claro. Sin embargo, a partir de  $t + 2$  podemos formular una condición que asegurará el *boom* de crédito:

$$\frac{\Delta \% Y_{js+1}}{\Delta \% \bar{i}_{js} \pi_{js}} > \frac{\pi_{js} \bar{i}_{js}}{P_j^2 A_s A_{s+1} Y_{js+1}} \quad \forall j, \quad \forall s = t+1, \dots, \tau-1 \quad (50)$$

Si se cumplen estas condiciones entonces estarán sentadas las bases para que se produzca el *boom* luego de un *shock* de productividad favorable, es decir, un crecimiento sostenido período a período en los beneficios, el consumo, la inversión y el crédito, acompañado y potenciado por la puesta en marcha del acelerador financiero.

### Efectos de una política monetaria contractiva para frenar el *boom*

Veamos algunos de los *shocks* que pueden conducir a una crisis a la luz de nuestro modelo. En primer lugar, tengamos en cuenta que en el modelo la política monetaria opera determinando  $g$ , es decir, la tasa libre de riesgo que es la tasa a la que se endeuda

el gobierno<sup>21</sup>. En este sentido, una política monetaria contractiva que aumente la tasa libre de riesgo provoca un aumento en  $g$ , y por tanto aumenta la tasa a la que pueden tomar crédito las firmas, como se observa en la expresión para  $\bar{i}_{jt}$ :

$$\bar{i}_{jt} = \frac{g}{2} + \frac{1}{2} \left( \frac{P_{jt} P_{jt-1} A_t A_{t-1} I_{jt}}{\pi_{jt-1}} \right) \quad (36)$$

Por tanto, un aumento en la tasa libre de riesgo llevado a cabo por el Banco Central a los efectos de combatir, por ejemplo, la presión inflacionaria provocada por el *boom* en la economía, provocará un incremento en  $\bar{i}_{jt}$ , el que a su vez disminuirá la demanda de crédito por parte de las firmas en  $t + 1$ :

$$L_{jt+1} = I_{jt+1} - \left( \frac{\bar{i}_{jt}}{P_{jt+1} P_{jt} A_{t+1} A_t} \right) \pi_{jt} \quad (51)$$

Así las firmas disminuyen el financiamiento externo y, como ya vimos, reducen también el pago de dividendos (aumenta  $\gamma_{jt+1}$ ). Sin embargo, el monto de los beneficios generados en el período anterior está dado y si además las firmas son altamente dependientes del crédito externo para operar, es posible que aunque retengan la totalidad de los beneficios ( $\gamma_{jt+1} = 1$ ) ello no alcance para financiar las inversiones necesarias y se vean, entonces, obligadas a disminuir su capital de trabajo y, por tanto, a producir menos.

Por otra parte, ante el aumento en la tasa de interés, las firmas tienen adicionalmente la opción de incrementar el precio  $P_{jt+1}$ . Sin embargo, la política monetaria contractiva viene acompañada en paralelo por un efecto que opera reduciendo la demanda por los productos de las firmas, haciendo inviable una suba de precios que haría caer aún más la demanda.

Asimismo, la caída en la demanda que se produce como consecuencia de una tasa de interés más alta deteriora los beneficios en  $t$  y esto complica aún más la situación de la firma en  $t + 1$ , ya que con menores beneficios esta cuenta con menos fondos disponibles para el financiamiento del capital de trabajo requerido, y de esta manera el acceso al crédito se vuelve esencial si la firma espera recuperar su actividad habitual en los períodos subsiguientes al incremento en la tasa de interés. Sin embargo, el detrimento de los beneficios de las firmas merma su capacidad de repago dando lugar a una dinámica perversa que socava la oferta de crédito por parte del sector financiero,

<sup>21</sup> El supuesto subyacente es que el gobierno emite bonos libres de riesgo. Bajo estas circunstancias entonces, la tasa de interés que paga el gobierno no puede diferir de la tasa que paga el Banco Central por los depósitos que recibe, dado que si así fuera existiría un exceso de oferta o demanda por los instrumentos emitidos por el gobierno.

reforzándose así el incremento en la tasa de interés provocado inicialmente por la política contractiva, empeorando de este modo la recuperación del producto. Este último efecto de la política monetaria es justamente el acelerador financiero al que nos referíamos antes, es decir, el mecanismo por el que las fluctuaciones en el valor neto de los deudores (firmas) conllevan fluctuaciones en la actividad real de la economía. Cabe aclarar, además, que este efecto será mucho más significativo mientras mayor sea el número de pequeñas y medianas empresas operando en la economía en relación con las grandes empresas. En este sentido, Gertler y Gilchrist (1994) encuentran que luego de una contracción monetaria las grandes firmas incrementan por un tiempo el *ratio inventarios-ventas* a medida que las ventas caen, mientras que las firmas más pequeñas disminuyen sus inventarios antes y de manera más vertiginosa, de tal forma que el *ratio inventarios-ventas* cae significativamente a pesar de la disminución en las ventas. Esta evidencia indica entonces que el efecto del acelerador financiero es más marcada en las economías donde predominan las pequeñas y medianas empresas, las que son más dependientes del crédito a diferencia de las empresas grandes que tienen acceso al mercado de capitales<sup>22</sup>. Además, los autores encuentran que luego de una contracción monetaria las ventas de las firmas de menor tamaño caen más rápidamente y en mayor medida en comparación con las de las grandes firmas, por lo que esto refuerza la conclusión de que el acelerador financiero resulta más potente cuanto mayor sea el número de pequeñas y medianas empresas en la economía.

En resumen, una política monetaria contractiva que busque desacelerar el *boom* en la economía puede tener resultados catastróficos debido a una variedad de factores que entran en conjunción, dando lugar a un proceso de caída del consumo, la inversión y el producto. Así, el aumento del tipo de interés en  $t$  provoca una caída en la demanda por los productos de las firmas, lo que reduce los beneficios generados en el mismo período. En consecuencia, la firma se encuentra en  $t + 1$  con una situación poco alentadora: la tasa de interés es más alta y los beneficios han caído, por lo que reemplazar financiamiento externo por interno ya no es tan viable. Pero allí no terminan las malas noticias: el acceso al crédito, el que es fundamental para recuperar el nivel de actividad habitual debido a la escasez de fondos propios como consecuencia de la caída en los beneficios, ahora se presenta limitado o incluso cerrado por un sector financiero que duda de la capacidad de repago de sus deudores, es decir, las firmas. En conclusión, lo que buscaba poner un paño frío en la economía termina por darle muerte en un círculo vicioso de menor demanda, menores beneficios, menos crédito y menos producto.

Vemos entonces que nuestro modelo está en línea con una amplia literatura que sostiene que la influencia de la política monetaria sobre la economía real supera lo que puede ser explicado por el tradicional canal del costo del capital, es decir, por el efecto de la política monetaria sobre el nivel de las tasas de interés del mercado (por medio de  $g$  en nuestro modelo). Así, el otro canal relevante de la política monetaria es el llamado canal del crédito, por el que esta tiene efectos adicionales en la economía

---

<sup>22</sup> Gilchrist y Zakrajsek (2008) señalan que la evidencia empírica sugiere que el mecanismo descrito es más notorio en el caso de firmas pequeñas, o con acceso limitado a los mercados de capitales o con hojas de balance frágiles.

real debido a que las variaciones que provoca en las tasas de interés afectan el costo y la disponibilidad de crédito más de lo que correspondería al puro movimiento en la tasa libre de riesgo. Tradicionalmente el canal del crédito ha sido dividido en la literatura en dos componentes: *the balance-sheet channel* y *the bank-lending channel*. El primero se relaciona con el acelerador financiero y se basa en la idea de que cambios deliberados en las tasas de interés generados por el Banco Central, afectan el valor de los activos y el flujo de fondos de los deudores (firmas) y, por tanto, su valor neto (*creditworthiness*), esto termina afectando la prima por financiamiento externo que deben enfrentar para acceder al crédito. De esta manera, como señalan Bernanke y Gertler (1995), una política monetaria contractiva que reduce el valor neto y la liquidez de los potenciales deudores incrementa el costo del crédito en una medida superior al cambio en la tasa libre de riesgo que originalmente provocó la política contractiva, intensificándose así su efecto en la actividad real de la economía.

Por otra parte, el canal asociado con la actividad bancaria (*bank-lending channel*) se refiere al hecho de que la política monetaria afecta la oferta de préstamos por parte de los bancos, pues, por ejemplo, un incremento en la tasa libre de riesgo como consecuencia de una contracción monetaria genera una reducción en la oferta de depósitos, por lo que los bancos deben recurrir a fuentes marginales de fondos, las que resultan más caras y cuyo mayor costo refleja los riesgos asociados a la inexistencia de un seguro acerca de tales fondos, a diferencia del caso de los depósitos (Stein, 1998). De esta manera, una política monetaria contractiva afecta negativamente el nivel de depósitos en los bancos y, por tanto, la capacidad de estos de efectuar préstamos a una determinada tasa, esto tiene un efecto más severo sobre aquellas firmas que más dependan del crédito bancario para operar (en general las pequeñas y medianas empresas).

#### 4. CONSIDERACIONES FINALES

Como expresáramos al inicio del artículo, nuestro principal cometido ha sido mostrar mediante un modelo de la conducta de las firmas, los consumidores y el sector financiero, los canales por los que ciertas características de las relaciones y los comportamientos en la economía facilitan y promueven la generación y el desarrollo de *booms* de consumo, inversión, crédito y producto, entendiendo como tales a situaciones en donde se observa un crecimiento sostenido en el tiempo en dichas variables por encima de sus valores de largo plazo. En este sentido, la principal conclusión del trabajo es que la existencia de crédito procíclico y de hábitos en el consumo son factores fundamentales en la generación de los *booms*.

Por un lado, la idea de que una oferta de crédito procíclica es fundamental para tener episodios de crecimiento sostenido en los niveles de inversión período a período, no es para nada nueva. Como ya dijimos, el concepto del acelerador financiero está bien establecido en la literatura tanto teórica como empírica. En nuestro modelo, sin embargo, obtenemos un tipo de acelerador financiero un tanto diferente de los que se encuentran habitualmente en la literatura (ej. Bernanke, Gertler y Gilchrist, 1996, 1999), estos en general implican que ante un incremento en el valor neto (*net worth*)

de los deudores, por ejemplo un aumento en el precio de los activos que estos poseen o en sus ingresos corrientes que signifique un incremento en sus patrimonios netos, disminuirá el costo del crédito al que pueden acceder, ya que al encontrarse en una mejor posición económica y patrimonial los deudores pueden ofrecer a sus acreedores un mejor *collateral*, o alternativamente, financiar una mayor proporción de la inversión con fondos propios, de manera tal de dar mayor seguridad al prestamista en cuanto a los riesgos asumidos (mientras mayores son los fondos propios invertidos, menores son los incentivos a emprender proyectos demasiado riesgosos).

El acelerador financiero que encontramos en nuestro modelo tiene la particularidad de que el acreedor, es decir, el sector financiero, a la hora de determinar el costo del crédito que aplicará a un determinado deudor tiene en cuenta un elemento particular dentro del patrimonio neto como son los beneficios no distribuidos. Estos le dan una idea de qué tan bien le está yendo a la firma en cuestión, ya que mientras mayores sean los beneficios que esta genere mayores serán los fondos propios con los que cuente para aplicar a sus proyectos de inversión, lo que reducirá el riesgo moral en la relación contractual.

A pesar de estas diferencias, la idea central es la misma que encontramos en la literatura: si aumentan la demanda y, por tanto, las ventas de las firmas, y esto requiere ampliar la capacidad de producción para satisfacer tal demanda en crecimiento, la mejora en los ingresos de las firmas provocada por las mayores ventas proporcionará una buena señal a los prestamistas, la que les indicará que la economía va bien y los riesgos son menores, por lo que estarán dispuestos a proporcionar crédito a un costo más bajo. Esto, por tanto, facilitará las inversiones necesarias para satisfacer la mayor demanda, la que a su vez incrementará nuevamente los ingresos de las firmas, reforzando así el optimismo y la confianza de los acreedores, quienes disminuirán sucesivamente la prima por financiamiento externo al percibir una caída en el riesgo del crédito.

Por otro lado, hemos podido ver cómo la existencia de hábitos en el consumo, sobre todo los de carácter externo, contribuyen al desarrollo de *booms* de consumo. La particularidad de nuestro trabajo está en la forma cómo interpretamos que operan tales hábitos. En este sentido, como ya explicamos, suponemos que los agentes a la hora de determinar su consumo observan qué tan bien están las cosas en la economía en términos de prosperidad y bienestar, y para ello miran el estado de la oferta mediante los beneficios que generan las firmas. El enfoque tradicional de los hábitos externos de consumo (i.e. Abel (1990), Chan y Kogan (2002), Ravn, Schmitt-Grohe y Uribe (2006)) supone que los consumidores tienen en cuenta el consumo agregado de los otros individuos, ello les da una idea del estándar de vida en la economía, y basado en esto deciden sus propios niveles de consumo. En el fondo la idea es muy similar y tiene que ver con observar el estado externo de la economía para decidir el propio consumo.

El *boom* de consumo se produce entonces luego de un aumento exógeno en los beneficios, el que por medio del efecto bienestar provoca un incremento en el consumo. El mayor consumo, a su vez, genera mayores ventas y mayores beneficios para las firmas, lo que provoca un nuevo aumento en el consumo mediante los hábitos externos. Se genera así un proceso de aumentos sucesivos en los beneficios y en la

demanda de consumo que se refuerza a sí mismo dando lugar al *boom* de consumo e inversión, sobre todo si suponemos que las firmas deben llevar a cabo inversiones en cada período para satisfacer la demanda creciente. Este proceso será facilitado y potenciado por la existencia de un acelerador financiero, por esto, a medida que mejora la situación de los deudores (las firmas), estas podrán acceder a crédito más barato, ello les permitirá llevar a cabo las inversiones necesarias alimentando de esta manera el desarrollo del *boom*.

## REFERENCIAS

- ABEL, A. (1990). "Asset Prices under habit formation and catching up with the Joneses", *American Economic Review* 80 (2), pp. 38-42.
- BERNANKE, B., M. GERTLER y S. GILCHRIST (1999). "The financial accelerator in a quantitative business cycle framework", en Taylor, J. B y M. Woodford (Eds.), *Handbook of Macroeconomics*, Elsevier, Oxford, UK, pp. 1341-1393.
- BERNANKE, B., M. GERTLER y S. GILCHRIST (1996). "The Financial Accelerator and the Flight to Quality", *The Review of Economics and Statistics* 78 (1), pp. 1-15.
- BERNANKE, B. y M. GERTLER (1995). "Inside the Black Box: The Credit Channel of Monetary Policy Transmission", *Journal of economic perspectives* 9 (4), pp. 27-48.
- BERNANKE, B. y M. GERTLER (1989). "Agency Costs, Net Worth, and Business Fluctuations", *American Economic Review* 79 (1), pp. 14-31.
- BRUNNERMEIER, M. y Y. SANNIKOV (2014). "A Macroeconomic Model with a Financial Sector", *American Economic Review* 104 (2), pp. 379-421.
- CHAN, Y.L. y L. KOGAN (2002). "Catching Up With the Joneses: Heterogeneous Preferences and the Dynamics of Asset Prices", *Journal of Political Economy* 110 (6), pp. 1255-1285.
- CHRISTIANO, L., C. ILUT, R. MOTTO y M. ROSTAGNO (2008). *Monetary Policy and Stock- Market Boom-Bust Cycles* (European Central Bank, Working Paper Series, 955).
- COCHRANE, J. (1994). "Shocks", *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 41, pp. 295-364.
- DERMINE, J. (1986). "Deposit Rates, Credit Rates and Bank Capital: The Klein-Monti Model Revisited", *Journal of Banking and Finance* 10 (1), pp. 99-114.
- FISHER, I. (1933). "The Debt-deflation theory of great depressions", *Econometrica* 1 (4), pp. 337-357.
- FUHRER, J. (2000). "Habit formation in consumption and its implications for monetary-policy models", *American Economic Review* 90 (3), pp. 367-390.
- GALI, J. (2008). *Monetary Policy, Inflation, and the Business Cycle. An Introduction to the New Keynesian Framework*, Princeton University Press, New York.
- GERTLER, M. (1992). "Financial capacity and output fluctuations in an economy with multiperiod financial relationships", *Review of Economic Studies* 59 (3), pp. 455-472.
- GERTLER, M. y S. GILCHRIST (1994). "Monetary Policy, Business Cycles and the Behavior of Small Manufacturing Firms", *Quarterly Journal of Economics* 109 (2), pp. 309-340.
- GILCHRIST, S. y E. ZAKRAJSEK (2008). "Linkages between the Financial and Real Sectors: An Overview", *Financial Stability and Linkages Between Financial and Real Sectors*, Prepared for the Academic Consultants Meeting at the Federal Reserve Board, October 3, 2008.
- KEYNES, J.M. (1936). *The General Theory of Employment, Interest and Money*, Palgrave Macmillan, London.
- KINDLEBERGER, C. y R. ALIBER (2005). *Manias, Panics, and Crashes. A History of Financial Crises* (5th Ed.), John Wiley and Sons, Inc., New Jersey.
- KLEIN, M. (1971). "A Theory of the Banking Firm", *Journal of Money, Credit and Banking* 3 (2), pp. 205-218.
- KOZLOWSKI, J., L. VELDKAMP y V. VENKATESWARAN (2015). *The Tail That Wags the Economy. Belief-Driven Business Cycles and Persistent Stagnation* (NBER Working Paper, 21719).
- KYDLAND, F. y E. PRESCOTT (1982). "Time to Build and Aggregate Fluctuations", *Econometrica* 50 (6), pp. 1345-1370.
- KIYOTAKI, N. y J. MOORE (1997). "Credit Cycles", *Journal of Political Economy* 105 (2), pp. 211-248.

- HANDA, J. (2009). *Monetary Economics* (2nd Ed), Routledge, New York.
- MENDOZA, E. y M. TERRONES (2008). *An Anatomy of Credit Booms: Evidence From Macro Aggregates and Micro Data* (NBER Working Paper, 14049).
- MENDOZA, E. y M. TERRONES (2012). "An Anatomy of Credit Booms and Their Demise", *Journal Economía Chilena, Central Bank of Chile* 15 (2), pp. 4-32.
- MINSKY, H. (1992). *The Financial Instability Hypothesis* (The Jerome Levy Economics Institute of Bard College Working Paper, 74).
- MODIGLIANI, F. y M. MILLER (1958). "The Cost of Capital, Corporation Finance and the Theory of Investment", *American Economic Review* 48 (3), pp. 261-297.
- MONTI, M. (1972). "Deposit, credit and interest rate determination under alternative bank objectives", en Shell, K. y G. Szego (Eds), *Mathematical Methods in Investment and Finance*, North Holland, Amsterdam, pp. 431-454.
- MONTIEL, P. (2000). "What Drives Consumption Booms?", *The World Bank Economic Review* 14 (3), pp. 457-480.
- PINTUS, P. y Y. WEN (2008). *Excessive Demand and Boom-Bust Cycles* (Federal Reserve Bank of St. Louis Working Paper, 14).
- RAVN, M., S. SCHMITT-GROHE y M. URIBE (2006). "Deep Habits", *Review of Economic Studies* 73 (1), pp. 195-218.
- STEIN, J. (1998). "An Adverse-Selection Model of Bank Asset and Liability Management with Implications for the Transmission of Monetary Policy", *RAND Journal of Economics* 29 (3), pp. 466-86.
- WEN, Y. (2007). "Granger Causality and Equilibrium Business Cycle Theory", *Federal Reserve Bank of St. Louis Review* 89 (3), pp. 195-205.

## APENDICE 2.1

### Firmas

El beneficio de la firma  $j$  en  $t$  viene dado por:

$$\pi_{jt} = p_{jt}Y_{jt} - \bar{w} \bar{N}_j - L_{jt-1}\bar{l}_{t-1}$$

El mismo puede expresarse de la siguiente manera bajo el supuesto de que  $\alpha = 1$  y  $\delta = 1$ :

$$\pi_{jt} = p_{jt}A_t(L_{jt} + \gamma_{jt}\pi_{jt-1}) - \bar{w} \bar{N}_j - L_{jt-1}\bar{l}_{t-1}$$

Reemplazando  $\pi_{jt-1} = p_{jt-1}A_{t-1}(L_{jt-1} + \gamma_{jt-1}\pi_{jt-2}) - \bar{w} \bar{N}_j - L_{jt-2}\bar{l}_{t-2}$  en la expresión anterior:

$$\begin{aligned} \pi_{jt} &= p_{jt}A_tL_{jt} + p_{jt}A_t\gamma_{jt}[p_{jt-1}A_{t-1}(L_{jt-1} + \gamma_{jt-1}\pi_{jt-2}) - \bar{w} \bar{N}_j - L_{jt-2}\bar{l}_{t-2}] \\ &\quad - \bar{w} \bar{N}_j - L_{jt-1}\bar{l}_{t-1} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \pi_{jt} &= p_{jt}A_tL_{jt} + p_{jt}p_{jt-1}A_tA_{t-1}\gamma_{jt}L_{jt-1} + p_{jt}p_{jt-1}A_tA_{t-1}\gamma_{jt}\gamma_{jt-1}\pi_{jt-2} - p_{jt}A_t\gamma_{jt}\bar{w} \bar{N}_j \\ &\quad - p_{jt}A_t\gamma_{jt}L_{jt-2}\bar{l}_{t-2} - \bar{w} \bar{N}_j - L_{jt-1}\bar{l}_{t-1} \end{aligned}$$

Reemplazando  $\pi_{jt-2} = p_{jt-2}A_{t-2}(L_{jt-2} + \gamma_{jt-2}\pi_{jt-3}) - \bar{w} \bar{N}_j - L_{jt-3}\bar{l}_{t-3}$  se obtiene:

$$\begin{aligned} \pi_{jt} &= p_{jt}A_tL_{jt} + p_{jt}p_{jt-1}A_tA_{t-1}\gamma_{jt}L_{jt-1} + p_{jt}p_{jt-1}p_{jt-2}A_tA_{t-1}A_{t-2}\gamma_{jt}\gamma_{jt-1}L_{jt-2} \\ &\quad + p_{jt}p_{jt-1}p_{jt-2}A_tA_{t-1}A_{t-2}\gamma_{jt}\gamma_{jt-1}\gamma_{jt-2}\pi_{jt-3} - p_{jt}p_{jt-1}A_tA_{t-1}\gamma_{jt}\gamma_{jt-1}\bar{w} \bar{N}_j \\ &\quad - p_{jt}p_{jt-1}A_tA_{t-1}\gamma_{jt}\gamma_{jt-1}L_{jt-3}\bar{l}_{t-3} - p_{jt}A_t\gamma_{jt}\bar{w} \bar{N}_j - p_{jt}A_t\gamma_{jt}L_{jt-2}\bar{l}_{t-2} \\ &\quad - \bar{w} \bar{N}_j - L_{jt-1}\bar{l}_{t-1} \end{aligned}$$

Iterando, reemplazando sucesivamente  $\pi_{jt-3}, \pi_{jt-4}, \dots, \pi_{jt-\tau}$  y juntando términos obtenemos:

$$\begin{aligned} \pi_{jt} &= \sum_{\tau=0}^{\infty} \left\{ \left[ \prod_{s=0}^{\tau} p_{jt-s}A_{t-s} \right] \left[ \prod_{h=1}^{\tau} \gamma_{jt-(h-1)} \right] L_{jt-\tau} \right\} - \\ &\quad - \sum_{\tau=0}^{\infty} \left\{ \left[ \prod_{s=0}^{\tau} p_{jt-s}\gamma_{jt-s}A_{t-s} \right] \left( L_{jt-(\tau+2)}\bar{l}_{t-(\tau+2)} + \bar{w} \bar{N}_j \right) \right\} - \left( L_{jt-1}\bar{l}_{t-1} + \bar{w} \bar{N}_j \right) \end{aligned}$$



## APENDICE 2.2

En el problema del consumidor, la condición de primer orden asociada al consumo del bien  $j$  viene dada por:

$$\frac{\partial \ell}{\partial C_{jt}} = \left( \int_0^1 (C_{jt} - \theta_j C_{jt-1} - \eta \Pi_{t-1})^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} dj \right)^{\frac{-\sigma\varepsilon}{\varepsilon-1}} \frac{\varepsilon}{\varepsilon-1} \left( \int_0^1 (C_{jt} - \theta_j C_{jt-1} - \eta \Pi_{t-1})^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} dj \right)^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon-1} - 1} \\ \frac{\varepsilon-1}{\varepsilon} (C_{jt} - \theta_j C_{jt-1} - \eta \Pi_{t-1})^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon} - 1} - \lambda_t P_{jt} = 0$$

Teniendo en cuenta que  $P_t C_t = \int_0^1 P_{jt} C_{jt} dj$ . Por lo tanto, tenemos:

$$\left( \int_0^1 (C_{jt} - \theta_j C_{jt-1} - \eta \Pi_{t-1})^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} dj \right)^{\frac{1-\sigma\varepsilon}{\varepsilon-1}} (C_{jt} - \theta_j C_{jt-1} - \eta \Pi_{t-1})^{\frac{-1}{\varepsilon}} = \lambda_t P_{jt}$$

Elevamos ambos miembros a la  $(1-\varepsilon)$ :

$$\left( \int_0^1 (C_{jt} - \theta_j C_{jt-1} - \eta \Pi_{t-1})^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} dj \right)^{\sigma\varepsilon-1} (C_{jt} - \theta_j C_{jt-1} - \eta \Pi_{t-1})^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} = (\lambda_t P_{jt})^{1-\varepsilon}$$

Aplicamos integral entre 0 y 1:

$$\frac{\int_0^1 (C_{jt} - \theta_j C_{jt-1} - \eta \Pi_{t-1})^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} dj}{\left( \int_0^1 (C_{jt} - \theta_j C_{jt-1} - \eta \Pi_{t-1})^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} dj \right)^{1-\sigma\varepsilon}} = \lambda_t^{1-\varepsilon} \int_0^1 P_{jt}^{1-\varepsilon} dj$$

$$\lambda_t^{1-\varepsilon} = \frac{1}{\left( \int_0^1 (C_{jt} - \theta_j C_{jt-1} - \eta \Pi_{t-1})^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} dj \right)^{-\sigma\varepsilon}} \frac{1}{\int_0^1 P_{jt}^{1-\varepsilon} dj}$$

Regresamos a la expresión:

$$\left( \int_0^1 (C_{jt} - \theta_j C_{jt-1} - \eta \Pi_{t-1})^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} dj \right)^{\sigma\varepsilon-1} (C_{jt} - \theta_j C_{jt-1} - \eta \Pi_{t-1})^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} = (\lambda_t P_{jt})^{1-\varepsilon}$$

Y reemplazamos por el valor de  $\lambda_t^{1-\varepsilon}$ :

$$\begin{aligned} & \left( \int_0^1 (C_{jt} - \theta_j C_{jt-1} - \eta \Pi_{t-1})^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} dj \right)^{\sigma\varepsilon-1} (C_{jt} - \theta_j C_{jt-1} - \eta \Pi_{t-1})^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} \\ &= \frac{P_{jt}^{1-\varepsilon}}{\left( \int_0^1 (C_{jt} - \theta_j C_{jt-1} - \eta \Pi_{t-1})^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} dj \right)^{-\sigma\varepsilon}} \frac{1}{\int_0^1 P_{jt}^{1-\varepsilon} dj} \\ (C_{jt} - \theta_j C_{jt-1} - \eta \Pi_{t-1})^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} &= \frac{\left( \int_0^1 (C_{jt} - \theta_j C_{jt-1} - \eta \Pi_{t-1})^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} dj \right) P_{jt}^{1-\varepsilon}}{\int_0^1 P_{jt}^{1-\varepsilon} dj} \end{aligned}$$

Elevamos ambos miembros a la  $\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}$ :

$$(C_{jt} - \theta_j C_{jt-1} - \eta \Pi_{t-1}) = \frac{\left( \int_0^1 (C_{jt} - \theta_j C_{jt-1} - \eta \Pi_{t-1})^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} dj \right)^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}} P_{jt}^{-\varepsilon}}{\left( \int_0^1 P_{jt}^{1-\varepsilon} dj \right)^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}}}$$

Teniendo en cuenta la expresión para el índice de precios agregado

$P_t = \left( \int_0^1 P_{jt}^{1-\varepsilon} dj \right)^{\frac{1}{1-\varepsilon}}$ , obtenemos la demanda para el bien  $j$ :

$$C_{jt} = C_t \left( \frac{P_t}{P_{jt}} \right)^{\varepsilon} + \theta_j C_{jt-1} + \eta \Pi_{t-1}$$

# ESTUDIOS DE ECONOMIA

VOLUMEN 43 • Nº 2 / DICIEMBRE 2016

## ARTÍCULOS

Predicción del fracaso empresarial. Una contribución a la síntesis de una teoría mediante el análisis comparativo de distintas técnicas de predicción

**Pablo de Llano Monelos, Carlos Piñeiro Sánchez,  
Manuel Rodríguez López**

Corruption, provincial institutions and manufacturing firm productivity:

New evidence from a transitional economy

**Tran Quang Tuyen, Vu Van Huong,  
Doan Thanh Tinh, Tran Duc Hiep**

Competition Pressures and Academic Performance in Chile

**Rómulo A. Chumacero, Juan Gallegos Mardones,  
Ricardo D. Paredes**

The informational role of thin options markets: empirical evidence from the Spanish case

**C. José García Martín, Begoña Herrero Piqueras,  
Ana María Ibáñez Escribano**

Examining the impact of visa restrictions on international tourist flows using panel data

**Andrés Artal-Tur, Vicente J. Pallardó-López,  
Francisco Requena-Silvente**

## SUSCRIPCIONES AÑO 2016

Suscripción anual	Subscriptions rates
Chile: Instituciones \$ 22.000 Individuo \$ 17.000 Estudiantes \$ 10.000* Números sueltos \$ 12.000 c/u (Incluido transporte aéreo)	All other countries: Institutions US\$ 42 Individuals US\$ 38  Single copy rate US\$ 22 (Includes postage)
*Se debe presentar certificado de matrícula.	
Toda correspondencia puede hacerse al Editor; en cuanto a pedido de publicaciones, puede hacerse mediante cheque o solicitarlas mediante factura proforma a: Facultad de Economía y Negocios Universidad de Chile, Campus Andrés Bello, Diagonal Paraguay 257, torre 26, casilla 3861, Santiago, Chile.	Correspondence should be addressed to Editor, Estudios de Economía. Make all remittances payable to: Facultad de Economía y Negocios, U. de Chile. P.O. Box 3861, Santiago, Chile.

**Suscripción y venta: Campus Andrés Bello: Diagonal Paraguay 257, Oficina 1606,  
Piso 16 - Torre 26, Santiago, Chile. Teléfonos: 22 978 3411 - 22 978 3410**

**UNIVERSIDAD DE CHILE  
FACULTAD DE ECONOMIA Y NEGOCIOS  
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA**



GEORGETOWN UNIVERSITY  
The Graduate School



UNIVERSIDAD  
ALBERTO HURTADO  
FACULTAD DE ECONOMÍA Y NEGOCIOS

# MAGÍSTER EN ECONOMÍA

## MASTER OF ARTS IN ECONOMICS

PROGRAMA ACREDITADO POR LA CNA DESDE DICIEMBRE 2015 HASTA DICIEMBRE 2022

- Dirigido a Profesionales o graduados universitarios, principalmente Economistas, Ingenieros Comerciales, Civiles, Industriales o con formación similar.
- Su objetivo es desarrollar competencias para una sólida formación en economía para un desempeño destacado tanto en el campo académico como en ámbitos empresariales, sector público y organismos internacionales.
- Otorga doble grado de Magíster en Economía de la Universidad Alberto Hurtado y Master of Arts in Economics de Georgetown University.

#### CIERRE POSTULACIONES

30 de abril de cada año  
(para Becas a la Excelencia Académica)  
30 de junio de cada año  
(para el resto de las postulaciones)

#### INICIO DE CLASES

Agosto de cada Año

#### DURACIÓN DE ESTUDIOS

3 Semestres Académicos. Clases diurnas, dedicación a tiempo completo

#### INFORMACIONES Y POSTULACIONES

Erasmus Escala 1835, Metro Los Héroes

#### TELÉFONO

(56-2) 2889 7356

#### EMAIL

economia@uahurtado.cl



UNIVERSIDAD ACREDITADA / 5 AÑOS  
Docencia de pregrado | Vinculación con el medio | Gestión institucional  
Docencia de postgrado | Investigación  
Desde diciembre 2014 hasta diciembre 2019



UNIVERSIDAD  
ALBERTO HURTADO  
FACULTAD DE ECONOMÍA Y NEGOCIOS

FORDHAM  
Graduate school of Arts and Sciences

# MAGÍSTER EN ECONOMÍA APLICADA A POLÍTICAS PÚBLICAS

**M.A. IN INTERNATIONAL POLITICAL ECONOMY AND DEVELOPMENT (IPED)**

**DOBLE GRADO CON FORDHAM UNIVERSITY**

## **CIERRE DE POSTULACIONES:**

Marzo de cada año

## **INICIO DE CLASES:**

Abril de cada año

## **DURACIÓN Y RÉGIMEN**

### **DE ESTUDIOS:**

Cuatro semestres  
Formato Ejecutivo, 8 sesiones  
de viernes y sábado (de 8:30  
a 18:00 hrs.) por semestre

PARA POSTULANTES  
CON CONOCIMIENTOS  
RELEVANTES PREVIOS:

## **CIERRE DE POSTULACIONES**

Agosto de cada año

## **INICIO DE CLASES**

Septiembre de cada año

## **DURACIÓN**

3 semestres

## **MÁS INFORMACIÓN**

mappe@uahurtado.cl

(56-2) 2889 7356

Erasmó Escala 1835, Santiago (Metro Los Héroes)

**WWW.FEN.UAHURTADO.CL**

Programa acreditado por Qualitas  
desde enero 2016 hasta enero 2019



UNIVERSIDAD ACREDITADA / 5 AÑOS  
Docencia de pregrado | Vinculación  
con el medio | Gestión institucional  
Docencia de postgrado | Investigación  
Desde diciembre 2014 hasta diciembre 2019

