

ECONOMÍA CHILENA

Abril 2018 volumen 21 N.º 1

ARTÍCULOS

Unemployment dynamics in Chile: 1960-2015

Alberto Naudon D. / Andrés Pérez M.

Fuentes del crecimiento económico y la productividad en América Latina y el Caribe, 1990-2013

Claudio Aravena F. / André A. Hofman / Luis Eduardo Escobar F.

Política monetaria óptima bajo inestabilidad financiera en economías emergentes

Carlos Rojas Q.

NOTAS DE INVESTIGACIÓN

Priorización de pago de deudas de consumo en Chile: el caso de bancos y casas comerciales

Carlos Madeira

Un Indicador Contemporáneo de Actividad (ICA) para Chile

Víctor Riquelme / Gabriela Riveros

REVISIÓN DE LIBROS

"Thinking Fast and Slow"

de Daniel Kahneman

Lucciano Villacorta G.

REVISIÓN DE PUBLICACIONES

Catastro de publicaciones recientes

Resúmenes de artículos seleccionados



El objetivo de ECONOMÍA CHILENA es ayudar a la divulgación de resultados de investigación sobre la economía chilena o temas de importancia para ella, con significativo contenido empírico y/o de relevancia para la conducción de la política económica. Las áreas de mayor interés incluyen macroeconomía, finanzas y desarrollo económico. La revista se edita en la Gerencia de División de Estudios del Banco Central de Chile y cuenta con un comité editorial independiente. Todos los artículos son revisados por árbitros anónimos. La revista se publica tres veces al año, en los meses de abril, agosto y diciembre.

EDITORES

Álvaro Aguirre (Banco Central de Chile)
Gonzalo Castex (Banco Central de Chile)
Diego Saravia (Banco Central de Chile)

EDITORES DE NOTAS DE INVESTIGACIÓN

Ernesto Pastén (Banco Central de Chile)
Michael Pedersen (Banco Central de Chile)
Lucciano Villacorta (Banco Central de Chile)

EDITOR DE PUBLICACIONES

Diego Huerta (Banco Central de Chile)

COMITÉ EDITORIAL

Roberto Chang (Rutgers University)
Kevin Cowan (Banco Interamericano de Desarrollo)
José De Gregorio (Universidad de Chile)
Eduardo Engel (Universidad de Chile)
Ricardo Ffrench-Davis (Universidad de Chile)
Luis Óscar Herrera (BTG Pactual)
Felipe Morandé (Universidad Mayor)
Pablo Andrés Neumeyer (Universidad Torcuato Di Tella)
Jorge Roldós (Fondo Monetario Internacional)
Klaus Schmidt-Hebbel (Pontificia Universidad Católica de Chile)
Ernesto Talvi (Centro de Estudios de la Realidad Económica y Social)
Rodrigo Valdés (Pontificia Universidad Católica de Chile)
Rodrigo Vergara (Centro de Estudios Públicos)

EDITOR ASISTENTE

Roberto Gillmore (Banco Central de Chile)

SUPERVISORA DE EDICIÓN Y PRODUCCIÓN

Consuelo Edwards (Banco Central de Chile)

REPRESENTANTE LEGAL

Alejandro Zurbuchen (Banco Central de Chile)

El contenido de la revista ECONOMÍA CHILENA, así como los análisis y conclusiones que de este se derivan, es de exclusiva responsabilidad de sus autores. Como una revista que realiza aportes en el plano académico, el material presentado en ella no compromete ni representa la opinión del Banco Central de Chile o de sus Consejeros.

ISSN 0717-3830

ECONOMÍA CHILENA

Abril 2018 volumen 21 N.º 1

ÍNDICE

RESÚMENES 2

ABSTRACTS 3

ARTÍCULOS

Unemployment dynamics in Chile: 1960-2015
Alberto Naudon D. / Andrés Pérez M. 4

Fuentes del crecimiento económico y la productividad en
América Latina y el Caribe, 1990-2013
Claudio Aravena F. / André A. Hofman / Luis Eduardo Escobar F. 52

Política monetaria óptima bajo inestabilidad financiera en
economías emergentes
Carlos Rojas Q. 68

NOTAS DE INVESTIGACIÓN

Priorización de pago de deudas de consumo en Chile:
el caso de bancos y casas comerciales
Carlos Madeira 118

Un Indicador Contemporáneo de Actividad (ICA) para Chile
Víctor Riquelme / Gabriela Riveros 134

REVISIÓN DE LIBROS

"THINKING FAST AND SLOW"
de Daniel Kahneman
Lucciano Villacorta G. 150

REVISIÓN DE PUBLICACIONES

Catastro de publicaciones recientes 154
Resúmenes de artículos seleccionados 160



RESÚMENES

DINÁMICA DEL DESEMPLEO EN CHILE: 1960-2015

Alberto Naudon D. / Andrés Pérez

Como *proxy* del mercado laboral de Chile, analizamos los flujos del mercado laboral de la Región Metropolitana de Santiago a lo largo de los últimos cincuenta años. Siguiendo la literatura, calculamos las tasas con que se encuentra y se pierde un empleo (tasas de riesgo) en los movimientos desde y hacia el empleo y el desempleo considerando el desempleo total. Curiosamente, a pesar de que la tasa de desempleo tendencial actual no es tan diferente de lo que era hace cincuenta años, nuestros resultados sugieren que el mercado laboral es hoy considerablemente más dinámico. El aumento de las tasas de riesgo de tendencia ocurre en el contexto de cambios significativos en el crecimiento económico, un proceso de reasignación del producto desde la industria hacia los servicios, importantes cambios en la normativa laboral y un cambio gradual en la composición de la fuerza de trabajo. Desde una perspectiva internacional, nuestras estimaciones sugieren que, a pesar de tener una legislación laboral relativamente rígida, el mercado laboral chileno parece ser tan dinámico como el de un país anglosajón promedio, pero menos dinámico que el de Estados Unidos. Nuestras estimaciones sugieren también, que los cambios en la tasa de encuentro de empleo explican aproximadamente 60% de la varianza en la tasa de desempleo, y la variación en la tasa de separación explica el 40% restante.

FUENTES DEL CRECIMIENTO ECONÓMICO Y LA PRODUCTIVIDAD EN AMÉRICA LATINA Y EL CARIBE, 1990-2013

Claudio Aravena / André Hofman / Luis Eduardo Escobar

Este documento examina las experiencias de crecimiento de 23 países de América Latina y El Caribe en cuatro subperíodos de análisis entre 1990 y 2013. En función de la disponibilidad de datos, se ha realizado tres tipos de ejercicio. El primero abarca 18 países de América Latina y cinco de El Caribe, y utiliza medidas tradicionales para medir el capital, el trabajo y la eficiencia. En el segundo, solo con países de América Latina, se mejora la medición del trabajo al corregir las horas trabajadas por la "calidad" de las mismas (años de educación), además se genera una medida de "servicios de capital" para mejorar la calidad de la métrica del capital. Por último, el tercer método utiliza la base de datos LA-KLEMS para desagregar la información en nueve actividades económicas, y en cada uno se distingue tres características del factor trabajo (sexo, edad y nivel de estudio) y ocho tipos de activos de capital. Los ejercicios revelan que, al mejorar la medición de los insumos, la medida de eficiencia o PTF, que usualmente es positiva y estadísticamente explica una buena parte del crecimiento observado, se torna crecientemente negativa para todos los grupos de países en todos los subperíodos, salvo el período de auge 2004-2008 en que se mantiene positiva pero disminuye su aporte.

POLÍTICA MONETARIA ÓPTIMA BAJO INESTABILIDAD FINANCIERA EN ECONOMÍAS EMERGENTES

Carlos Rojas Q.

Se estudia la optimalidad de distintas reglas de Taylor frente a un choque de riesgo financiero utilizando un modelo DSGE para una economía pequeña y abierta. Las reglas son óptimas en la medida en que los parámetros minimizan una función de pérdida *ad hoc* mediante una búsqueda de malla. Los resultados muestran que incorporar una respuesta al crédito bancario en la regla de Taylor genera reducciones poco significativas de la volatilidad macroeconómica. Sin embargo, introducir una regla macroprudencial sí reduce de forma importante la pérdida social, sin necesidad de que la tasa de interés responda a las condiciones financieras, y siendo cerca de cinco veces más eficiente en términos de estabilidad macroeconómica. Estos resultados son robustos a la naturaleza de la regla macroprudencial, a la persistencia del choque de riesgo, a las preferencias del banco central y a la flexibilidad salarial.

ABSTRACTS

UNEMPLOYMENT DYNAMICS IN CHILE: 1960–2015

Alberto Naudon D. / Andrés Pérez

As a proxy for Chile's labor market, we analyze labor market flows of Greater Santiago throughout the last fifty years. Following earlier literature, we calculate job finding and job separation rates (hazard rates) to and from employment and unemployment considering unemployment stocks. Interestingly enough, even though the current trend unemployment rate is not materially different to what it was fifty years ago, our results suggest the labor market is considerably more dynamic. The increase in trend hazard rates occurs in the context of significant changes in economic growth, an ongoing reallocation of output towards services relative to manufacturing, important regulatory changes in the labor market, and a gradual shift in the composition of the labor force. From an international perspective our estimates suggest that in spite of having relatively rigid labor legislation, the Chilean labor market appears to be as dynamic as an average Anglo-Saxon country, yet less dynamic than the labor market of the United States. In addition, our estimates suggest that changes in the finding rate explain roughly 60% of the variance in the unemployment rate while variance in the separation rate explains the remaining 40%.

SOURCES OF ECONOMIC GROWTH AND PRODUCTIVITY IN LATIN AMERICA AND THE CARIBBEAN, 1990-2013

Claudio Aravena / André Hofman / Luis Eduardo Escobar

This document examines the growth experiences of 23 countries in Latin America and the Caribbean in four sub-periods of analysis between 1990 and 2013. Based on the availability of data, three types of exercises have been done. The first covers 18 countries in Latin America and five in the Caribbean, and uses traditional measures to measure capital, labor and efficiency. In the second, for only Latin American countries, the work measurement is improved by adjusting the number of hours worked by their "quality" (i.e. years of education), in addition to generating a measure of "capital services" to improve the quality of the capital metric. Finally, the third method uses the LA-KLEMS database to disaggregate information into nine economic activities, distinguishing in each three labor characteristics (gender, age and schooling) and eight types of capital assets. The exercises reveal that, as the gauging of inputs is improved, the measure for efficiency or TFP, which is usually positive and statistically explains a good part of the observed growth, becomes increasingly negative for all groups of countries in all sub-periods, except the boom period 2004-2008 in which it remains positive but reduces its contribution.

OPTIMAL MONETARY POLICY UNDER FINANCIAL INSTABILITY IN EMERGING ECONOMIES

Carlos Rojas Q.

This paper studies the optimality of different Taylor rules when facing a financial risk shock using a DSGE model for a small open economy. The rules are optimal insofar as the parameters minimize an ad-hoc loss function through a grid search. The results show that incorporating a response to bank credit in the Taylor rule generates non-significant reductions in macroeconomic volatility. However, introducing a macroprudential rule does significantly reduce social loss, without the need for the interest rate to respond to financial conditions, and being close to five times more efficient in terms of macroeconomic stability. These results are robust to the nature of the macroprudential rule, the persistence of the risk shock, the preferences of the central bank and wage flexibility.



UNEMPLOYMENT DYNAMICS IN CHILE: 1960-2015*

Alberto Naudon D.**

Andrés Pérez M.***

I. INTRODUCTION

The labor market has always been an area of critical importance for economists. From a microeconomic perspective, since labor income is generally the single most important source of risk for households, an individual's labor market status is probably what most closely determines individual welfare. From a macroeconomic perspective, labor markets are relevant for fluctuations in the business cycle, as well as for long-run macroeconomic outcomes. Regarding the former, individuals' decisions in the labor market are a critical propagation mechanism for different business cycle shocks. With respect to the latter, economies that in the long-run are unable to reduce unemployment after structural reform are more likely to face increasing social pressure and demands.

During the last few years a number of articles have focused on the behavior of labor market flows.¹ Unfortunately, limited data has confined these studies strictly to advanced economies. This work tries to narrow the gap with emerging economies by analyzing the “ins and outs” of unemployment in the labor market of Chile's Greater Santiago between 1962 and 2015.

The study of the evolution of the Chilean labor market is particularly interesting because, in contrast with most advanced economies, the Chilean economy has undergone major changes during the past fifty years. In fact, Chile has transited from being one of the most regulated and least productive economies in the world during the 1960s, to becoming one of the most dynamic emerging economies during the 1990s.² This transition was driven primarily by several waves of pro-market reforms, privatization programs, deep financial reform, social security privatization, and a trade liberalization process, all of which had an important impact on the level of competition within the Chilean economy. Labor market regulation also suffered significant changes in both directions throughout the

* The views expressed herein are exclusively those of the authors and do not necessarily reflect the position of the Central Bank of Chile or its Board Members. Any errors or omissions are our own. We thank the comments of the anonymous referees.

** Research Division, Central Bank of Chile. E-mail: anaudon@bcentral.cl

*** Ministry of Finance. E-mail: aperez@hacienda.cl

¹ See Shimer (2012); Elsby et al. (2013); Fujita and Ramey (2009). A summary of the literature with a special emphasis on search models is in Rogerson and Shimer (2010).

² According to Gallego and Loayza (2002), Chile's economic growth rate in 1985-2002 was among the four highest in the world. Moreover, according to the same source, the change in the growth rate per capita between 1985 and 2002 was actually the highest in the world.

last fifty years that either increased or decreased labor market flexibility.³ From an international comparative perspective, the Chilean labor market is currently considered a fairly regulated labor market mainly due to an increasing, yet limited, tenure-based severance pay policy.⁴

To review the evolution of the Chilean labor market throughout the last fifty years, we rely on the University of Chile's employment survey (EOD for its name in Spanish) of Greater Santiago.⁵ Throughout the paper, we refer to labor market flows calculated for the Metropolitan Region with Chile's nationwide labor market. Following Shimer (2012) and others, our analysis is based on the use of time-series methods to calculate labor market transition hazard rates considering short-run and long-run unemployment stocks.

Our results show that the average monthly job finding rate throughout the studied period was 24.6%, while the average monthly job separation rate was 2.4%. In a cross-country comparison, these numbers indicate that in spite of relatively stringent labor legislation, the Chilean labor market appears to be as dynamic as the average Anglo-Saxon country's, yet considerably less so than the labor market of the United States.⁶ Additionally, we determine that from a historical perspective, the finding rate has been more important than the separation rate in contributing to changes in the unemployment rate. In the last few years the finding rate has been increasingly important in explaining fluctuations in unemployment. This behavior is similar to that of advanced economies, where despite sharp increases in the separation rate being responsible for increasing unemployment in the short term, the slow gradual recovery of the outflow rate has been increasingly important in explaining unemployment variability (see Elsbey et al., 2013; Fujita and Ramey, 2009; Hall, 2006; Shimer, 2012).

Interestingly, in spite of becoming a more flexible economy, at least in terms of labor market dynamics, the trend unemployment rate is roughly the same as it was fifty years ago, before the implementation of structural reforms. We discuss this phenomenon by analyzing the low frequency behavior of separation and finding rates and show that both these hazard rates have increased significantly over time, rendering a trend unemployment rate not very different from that of the 1960s.⁷ Albeit with significant variation, the separation rate more than doubled between 1962-71 and the past decade 1986-2015 from 1.5% to 3.1%, while the finding rate rose from 24.3% to 33.4%. Of note, these increases occurred in the

3 For a broader discussion on changes to labor market regulation in Chile see Edwards and Edwards (2000) and Montenegro and Pages (2004) among others.

4 According to the World Bank's Doing Business 2017 Report, Chile has the highest severance payment for the dismissal of a worker with ten years of tenure among OECD economies with 43.3 salary weeks.

5 For further information on the survey, see the Data section.

6 Our results are consistent with the results obtained by Jones and Naudon (2009) using data from another employment survey in Chile, further discussed in detail in section 5.1.1 and illustrated in panel B of table 1. The fact that the labor market in Chile is relatively flexible is also found in Albagli et al. (2005). See sub-section V.1 of this paper for further discussion.

7 As is further discussed in section 4.2, this increasing unemployment trend has also occurred in a number of advanced economies. Particularly, Rogerson and Shimer (2010) argue that movements in unemployment trends are very persistent.

context of significant changes in the economy's trend growth, with increases in the trend finding rate associated with periods of higher trend growth, and the trend separation rate increasing throughout. Greater trend hazard rates also occur in the context of ongoing sectoral reallocation towards services from manufacturing and important changes to labor market legislation, that sometimes strengthened and other times weakened labor market institutions. In addition, our results may be at least partly driven by changes in the composition of the labor force, including the ongoing increase in female labor force participation, the decline in youth participation, greater participation of individuals over 55 years of age, and the gradual aging of population.

The paper is structured as follows. The next section briefly places this document in the context of related literature. In section III, we describe the employment survey data. In section IV we detail the methods and procedures we used to build our hazard rates. In section V we present our results from a high and low frequency perspective, compare our results to other economies, and use our results to estimate how changes in hazard rates have affected changes in the unemployment rate. In section VI we discuss our results in the context of greater macro trends that may drive our results, and propose further areas of related research. The final section presents our main conclusions.

II. RELATED LITERATURE

From a thematic standpoint, this work draws from labor market flow research pioneered by Diamond-Mortensen-Pissarides. In terms of methodology, this work builds on contributions from Shimer (2012), as well as Elsby et al. (2013).

Regarding previous efforts at analyzing the dynamics of the Chilean labor market, this work is related to several other works. At least in terms of data and time-span, this work is probably most closely related to Lima and Paredes (2007), since they also estimate quarterly transition probabilities for Chile's labor market between a similar time-span (1962-2007), yet do so by applying a different methodology.

In their analysis of the ins and outs of unemployment, Jones and Naudon (2009) use data from the National Employment Survey (ENE) for 1997-2009 to determine that Chile's labor market dynamics are similar to those of Australia and New Zealand, and furthermore conclude that the rate of job separation is critical to explain the variance as well as the unemployment rate during the last decade. García and Naudon (2012) build on Jones and Naudon (2009) and adjust their results for time aggregation bias. More recently, Marcel and Naudon (2016) continue to build on earlier work through 2016 with the same employment survey and disaggregate transition rates across age groups and genders. More recently Castex et al. (2014) estimate transition probabilities for salaried workers across geographic locations and sectors for the Chilean economy using unemployment insurance data. Bravo et al. (2005) also employ the ENE dataset between 1996 and 2004 to construct a panel of matched people between different periods to demonstrate that unemployment is strongly related with the behavior of job-to-job transition rates. In the Results section we compare our results to these studies.

Due to the nature of this work, it is also related to a number of documents that have associated changes in labor market legislation with subsequent impacts on labor market dynamics. Montenegro and Pagés (2004) take advantage of the lengthy span of the EOD survey and examine the impact of labor market regulations on the level and distribution of unemployment, concluding that employment security provisions and minimum wages in Chile have reduced the share of youth and unskilled employment, as well as affected their employment rates. Similarly, Edwards and Edwards (2000) use data from the EOD to analyze the impact of changes in regulation on the labor market during the last fifty years finding that reforms in the collective bargaining process performed in the early 1990s improved the flexibility of the labor market and significantly contributed to a decline in unemployment; at the same time they determine that the job security reforms, also performed in the nineties, did not have a significant effect on the long-run natural rate of unemployment. More recently, Cowan et al. (2004) use ENE data to analyze the impacts of changes in the minimum wage on the wage distribution of employment as well as the slow recovery and persistence of unemployment after the Asian crisis.

III. THE DATA

Our analysis is based on data from the University of Chile's employment survey (EOD), a questionnaire carried out on a quarterly basis since 1960 that tracks the labor market status in the Metropolitan Region of Santiago, an area that includes close to 35% of the country's population, corresponding to 40% of the economy's labor force that accounts for approximately 40% of the economy's GDP.⁸

One of the main advantages of the EOD survey is that it has maintained a constant structure throughout, as well as a consistent set of variables since its implementation, which facilitates time series analysis. Throughout, the EOD has interviewed between 2,300 and 3,500 households per survey, accounting for approximately 10,000–16,000 observations, of which 3,300 to 5,400 individuals have been active labor force participants at the time the survey was completed. As mentioned above, the sample is representative of the population of Greater Santiago as a whole and is updated accordingly after every census taking into consideration changes in demographic patterns as well as the city's limits.

The EOD has been performed quarterly since 1960; however, the complete set of micro-data from the survey is only digitally available since 1960 for June.⁹ Fortunately, quarterly aggregate labor market data from the survey since 1960 has been made available separately (Central Bank of Chile, 2001). As will be described in the next section, to calculate the hazard rates we need data on short-term unemployed, total unemployed, and employed. The micro-data for June

⁸ The first survey was originally carried out in October 1956 and has been performed quarterly since 1960.

⁹ Micro-data for other quarters is digitally available starting in 1980 (March) and 1997 (September and December).

collects information on the duration of the unemployment spell, with which we can calculate short-term unemployment, defined as being unemployed for less than 14 weeks. Since the question regarding the duration of the unemployment spell was introduced in 1962, we perform our analysis starting that year. In addition to the short-term unemployment data from June, we use the aggregate labor market data from the June and March surveys. To be clear, if survey data were available for all quarters stretching back to 1962, we would be able to estimate four hazard rates (for a given duration) each year, that is one hazard rate corresponding to each survey. However, since only June data is available, we are constrained to estimate one hazard rate per year.¹⁰ One relevant caveat regarding our use of March and June data is that seasonal effects result in these months having greater unemployment rates than September and December.

It is important to mention that the main employment survey used to study the Chilean labor market is the National Employment Survey (ENE), carried out by the National Statistics Institute (INE) since 1986. In practice, both questionnaires present important methodological differences that have an impact over the measurement of unemployment.¹¹ We take advantage of the EOD's consistent structure to analyze Chile's labor market dynamics from a historical perspective.

IV. METHODOLOGY

We conduct our analysis using EOD data and restricting our sample to the working age population, explicitly individuals between 15 and 64 years of age. Our unemployment rate estimates are derived from EOD data, and as a result may differ significantly with ENE unemployment rates used in other studies.

In order to calculate the ins and outs of unemployment in the Chilean labor market, more specifically, the job separation rate at which an employed worker becomes unemployed during the current quarter, denoted by s_t , as well as the job finding rate that an unemployed worker finds a job, denoted by f_t , we resort to the method pioneered by Shimer (2012) and subsequently adjusted by Elsby et al. (2013).

Assuming a fixed and homogenous labor force,¹² Shimer develops original measures to calculate the job finding and separation probabilities, and estimates these transition probabilities using monthly labor market data publicly available from the United States. Since monthly data for Chile is not available, we apply Elsby et al.'s extension to Shimer's method in our quarterly dataset in order to build a time series of monthly hazard rates into and out of unemployment with

¹⁰ Limitations to this approach are discussed in the end of the Methodology section.

¹¹ The ENE (now NENE) is the main source of labor market data in Chile. It aims at achieving a representative sample of Chile's entire labor market (not only the capital or Metropolitan area) by monthly surveying around 36,000 randomly selected households. For a detailed analysis of historic and methodological differences between the EOD and ENE see Bregger and Hoy (2006); and Bravo et al. (2003).

¹² As discussed in section VI, Chile's labor market has experienced a significant increase in participation as well as compositional changes which suggest the "fixed and homogenous" assumption is quite strong.

EOD data on an annual basis. To be clear, for every year we report a single monthly hazard rate, which is approximated from quarterly data.

Following Shimer, for $t \in 0, 1, 2, \dots$, the interval $[t, t+1)$ is referred to as the “period t .” $F_t \in [0, 1]$ refers to the job finding probability in the interval t , and $S_t \in [0, 1]$ is the job separation probability in t . Unemployed workers are assumed to find a job according to a Poisson process with arrival rate $f_t = -\log(1 - F_t) \geq 0$, while employed workers are separated from their job also according to a Poisson process with arrival rate $s_t = -\log(1 - S_t) \geq 0$.

Let $\tau \in [0, 1]$ be the time interval between measurement dates (quarters), and $e_{t+\tau}$ be equal to the stock of employed workers in $t+\tau$, $u_{t+\tau}$ equal to the stock of unemployed workers in $t+\tau$, and finally $u_t^s(\tau)$ be equal to the stock of short-term unemployed at time $t+\tau$ but were employed in $t' \in [t, t+\tau]$. For $\tau = 0$, $u_t^s(0) = 0$, and for convenience Shimer assumes the stock of short-term unemployed at the end of period t is $u_{t+1}^s \equiv u_t^s(1)$.

The procedure assumes unemployment and short-term unemployment evolve according to the following equations:

$$\dot{u}_{t+\tau} = e_{t+\tau}s_t - u_{t+\tau}f_t \quad (1)$$

$$\dot{u}_t^s(\tau) = e_{t+\tau}s_t - u_t^s(\tau)f_t \quad (2)$$

In (1), the stock of unemployed increases when employment separations occur and decreases when the unemployed find jobs. In (2) we can apply the same logic to short-term unemployment.

By subtracting (2) from (1), we eliminate $e_{t+\tau}s_t$ and obtain:

$$\dot{u}_{t+\tau} = \dot{u}_t^s(\tau) - (u_{t+\tau} - u_t^s(\tau))f_t. \quad (3)$$

Since $u_t^s(0) = 0$, for a given initial value of u_t , we can solve for u_{t+1} , $u_{t+1}^s \equiv u_t^s(1)$,

$$u_{(t+1)} = (1 - F_t)u_t + u_{(t+1)}^s. \quad (4)$$

The expression above states that the stock of unemployed next quarter is equal to the number of unemployed that had not exited the unemployment state prior to the start of the current quarter, and the stock of incoming short-term unemployed that were separated from employment during the quarter. In other words, $F_t u_t$ is the flow out of unemployment during the interval, and u_t^s is the stock of people that have been unemployed for less than one quarter. Reorganizing and solving for the job finding probability F_t we obtain

$$F_t = 1 - \frac{u_{t+1} - u_{t+1}^s}{u_t}. \quad (5)$$

Assuming a constant hazard rate within the quarter, it is possible to calculate the corresponding monthly outflow hazard rate, the job finding rate f_t , as follows:

$$f_t = -\frac{\ln(1 - F_t)}{3}, \quad (6)$$

where we divide the expression above by 3 to express the rate on a monthly basis in order to facilitate comparison with hazard rates in other studies. We solve for the monthly inflow hazard rate, the separation rate s_t , by solving equation (1):

$$u_{t+1} = \frac{(1 - e^{-f_t - s_t})}{f_t + s_t} s_t l_t + e^{-f_t - s_t} u_t, \quad (7)$$

where $l_t \equiv u_t + e_t$ is the labor force, assumed to be constant throughout the period t . In steady state, equation (7) is reduced to:

$$u_t^* = \frac{s_t}{s_t + f_t} \quad (8)$$

As demonstrated by Shimer (2012), these estimates are robust to temporal aggregation bias. As mentioned in the previous section, since aggregate unemployment data from the EOD is available for each quarter since 1960 and the unemployment spell duration data is available as of the second quarter of 1962, it is possible to calculate the hazard rate corresponding to one quarter, two quarters, three quarters and a year.

Considering that job finding rates measured at different durations (one quarter, two quarters, three quarters, and a year) may present similar trend behavior, yet differ in terms of range and variability, we test for duration dependence for the hazard rates within a given year. Formally, we test the hypothesis of duration dependence under the null hypothesis that finding rates are equal across different durations using the methodology applied by Elsby et al. (2013) and reject the null of no duration dependence. Our results yield evidence of negative duration dependence where the outflow hazard rate decreases with duration of the unemployment spell.¹³

This result is consistent with the findings of Elsby et al. (2013) for Anglo-Saxon and Nordic countries as well as for Japan. Although the test for duration dependence is different, our findings are also consistent with the results of Machin and Manning (1999) for Australia, the UK, and the U.S.

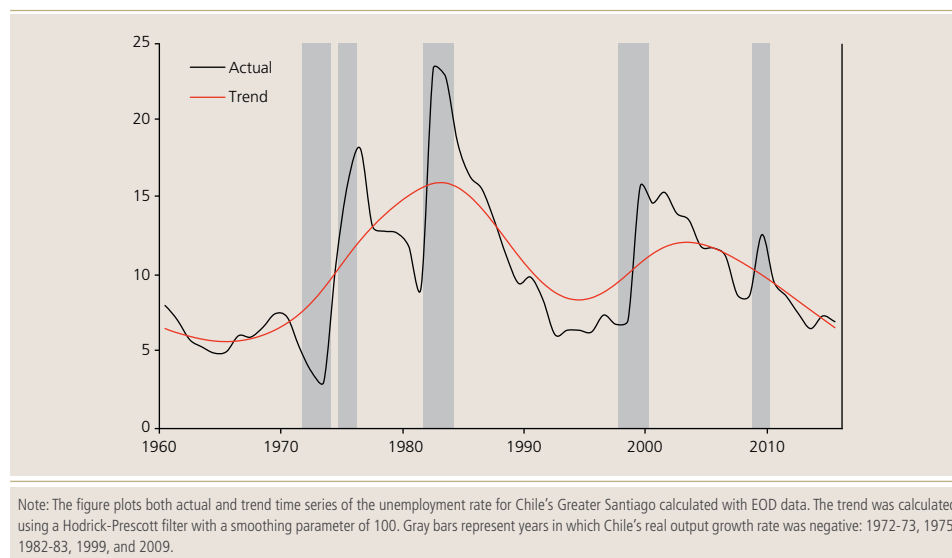
It is important to note certain caveats with our methodological approach. First, since we estimate a single *monthly* hazard rate for every year which is approximated from data from one quarter of the year, we are significantly smoothing out seasonal and cyclical properties of the time series. As mentioned in the Data section, because of seasonal effects March and June have higher unemployment rates relative to September and December. However, we do not think this is an issue since unemployment is not materially different between March and June, and thus we should not expect a positive seasonal impact on hazard rates calculated using data for these months.

¹³ One must be mindful that this duration dependence test does not account for compositional change in the unemployment pool. Duration dependence may arise from a real impact of unemployment duration on outflow rates and/or dynamic selection, where the negative correlation between duration and outflows is due to workers with high outflow rates exiting unemployment sooner than those with lower outflow rates.

About the cyclical properties of the hazard rates, we recognize that using an estimated hazard rate with data from three months of the year smooths out the cyclical behavior of the series. As a result we should interpret the high frequency behavior of the time series with care. This reservation is especially important when it comes to analyzing the importance of variations in outflow or inflow rates, specifically with respect to the timing of crises. As mentioned above, our data is for the second quarter, thus if a crisis hits the economy in this quarter we may see a high correlation between separation rates and unemployment, while the relation between the latter and the finding rate will be underestimated because this hazard rate tends to lag unemployment. It is also worth noting that we have implicitly assumed that transition probabilities do not change during the quarter, which we believe is a reasonable assumption at a quarter's duration, but not so for longer durations as evidenced by the results of our duration dependence test cited above. With these considerations in mind, we note that we are fundamentally interested in the long-run trend behavior of these series, and thus any cyclical properties lost during the elaboration of the time series should not appear as a major concern. Finally, implications of the constant labor force participation assumption are discussed in section VI.

Figure 1

Actual and Trend Unemployment Rate (percent)



V. RESULTS

Since forces driving high- and low-frequency movements of separation and finding rates may vary, both theoretically and empirically, we present our results in two sub-sections. First we analyze the high-frequency movements of the hazard rates during the business cycle, paying specific attention to the behavior of inflows and outflows during crises. We compare our results with those obtained by other authors for Chile, and to place our results in a broader context, we also compare our results to those obtained for other economies. In the second sub-section, we analyze the evolution of low-frequency components with respect to the evolution of the unemployment trend and the long-run behavior of separation and finding rates.

1. Evolution of hazard rates

The estimated hazard rates are summarized in table 1, where the first row summarizes our results for the entire sample (1962-2015), and the latter two columns include data for smaller sub-sets to facilitate comparison with other studies. Focusing on the entire sample, the average unemployment rate throughout the last fifty years has been slightly above 10% and has presented a considerable degree of variability ranging from 3% to 23%. During the same period, the average monthly separation rate was 2.4%, with a minimum of 0.7% and a maximum of 3.8% throughout the whole time span. Meanwhile, the average finding rate was 24.6%, fluctuating between 7.2% and 43.6%. It must be noted that the large difference in the hazard rates is due to the fact that the job finding rate is calculated as a ratio to the unemployment pool and the separation rate is computed as a ratio to the employment pool. Since the size of the employment pool is much larger than the size of the unemployment pool, the separation rate is much lower than the job finding rate.

TABLE 1

Unemployment Rate and Monthly Hazard Rates

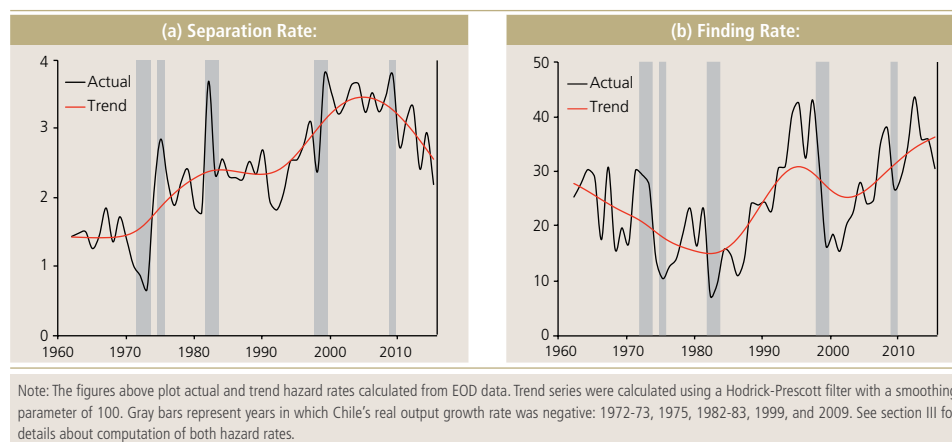
(percent)

	Unemployment Rate	Separation Rate	Finding Rate
1962-2015	10.2	2.4	24.6
1997-2009	11.6	3.4	26.4
2010-2015	7.7	2.8	34.9

Note: All are period averages expressed in percentage terms. Unemployment is calculated from EOD data. Monthly hazard rates are calculated according to the procedure described in the Methodology section.

Figure 2

Monthly Hazard Rates (percent)



Our calculations for the separation rate as well as the H-P filtered separation rate are both presented in figure 2.¹⁴ In analyzing the actual results of the separation rate, what comes to our attention are the drastic swings in the separation rate from year to year associated to economic downturns. In fact, the separation rate spikes during the economic recession periods of 1972-73, 1975, 1982-83, 1999, and 2009. In terms of the trend, notwithstanding significant variation throughout the period, the monthly separation rate more than doubles from close to 1.5% during the 1960s to a level above 3% towards 2010. In fact, figure 2 reveals a clearly positive trend in the separation rate starting in the early 1970s, when the separation rate hits its lowest value of 0.7% in 1973. Afterwards, albeit with considerable fluctuation, the separation rate spiked to 3.7% in 1982, dropping once again and regaining a positive trend to reach similar levels in 1999 and 2009.

Even though the separation rate tends to display a general positive trend throughout, it appears to have temporarily stabilized between 1985-1997, a period that is associated with the so called “golden years” of the Chilean economy. In fact, persistent improvements in total factor productivity during this period caused the economy to grow at an average rate of more than 7% per year.¹⁵ During this time the separation rate remained near those of the aftermath of the 1982-83 crisis; one possible explanation is the “creative destruction” process as firms gradually adjusted to the structural reforms.

Our results for the finding rates, both actual and H-P filtered, are presented in the right-hand panel of figure 2. During the first two decades of our sample, the finding rate appears to follow a downward trend dropping over five percentage

¹⁴ H-P filtered hazard rates were obtained using a smoothing parameter of 100.

¹⁵ For a discussion on the factors that drove growth during this period see Gallego and Loayza (2002) and Schmidt-Hebbel (2006).

points between the 1960s (with an average of 24.5%) and the 1970s (with an average of 19.7%). The reduction in the finding rate was further intensified by the international debt crisis of 1982, when it plummeted to single digits and reached its historical low of 7.2%; yet soon after it began a steady increase. During the late 1980s and the first half of the 1990s the finding rate increased consistently even surpassing 40% in 1994-1995. The average finding rate between 1985 and 1995 was 25.3%. The Asian crisis in 1999 had a significant impact on the probability of finding a job; actually, the finding rate reached a local minimum in 2002 at 16.3%. Henceforth, the finding rate regained another positive growth path, yet at a slower pace than in the previous decade. During the first decade of the new millennium, the average finding rate reached 26.4%, roughly four percentage points below the average finding rate of the “golden years.” In the aftermath of the 2009 recession, the finding rate reached a sample high of 44% in 2012, subsequently falling back to 30% in 2015.

Our results match prior studies of Chilean labor markets. Lima and Paredes (2007) use EOD data to calculate quarterly transition probabilities for Chile’s labor market considering three states within the labor force: employed, unemployed, and inactive. They compute the transition probabilities based on a stock-flow model of the labor market adapted from Haindl (1985). In spite of the differences in the methodology used to calculate the transition probabilities, our results are very similar. They find that, depending on the period analyzed, the *quarterly* probability of moving from employment to unemployment fluctuates between 2.5% and 6.6%, while the quarterly job finding probability ranges between 40% and 80%.¹⁶ Their data also reveals a positive trend for the transition probability from employment to unemployment, analogous to the results we obtain for the increasing trend in the separation rate. Like us, they cannot identify a clear trend with respect to the transition probability from unemployment to employment.

Particularly with respect to the behavior of the hazard rates during the 1982 crisis, our results are also consistent with the results from Gallego and Tessada (2012). In their study, the authors analyze the impact of sudden stops on labor market flows at a sectoral level for Chile, as well as Brazil, Colombia, and Mexico.¹⁷ Even though their results are economically significant between sectors, in general their evidence suggests that sudden stops are in fact associated with declines in job creation and significantly larger increases in job destruction.

Our results are also similar to those calculated by others with the National Employment Survey (ENE). To the best of our knowledge, the first study using the ENE dataset to compute labor market gross flows was Bravo et al. (2005); during the period 1996-2003, the authors report an average quarterly unemployment-employment probability of 35%, while the average quarterly employment-unemployment transition probability was close to 4%.

¹⁶ See table 2 in page 174 in Lima and Paredes (2007).

¹⁷ Once again, it must be noted that the authors calculate labor flows under a different methodology.

Several studies have continued to build on the work of Bravo et al. (2005) with the ENE dataset. First, Jones and Naudon (2009) construct *quarterly* transition probabilities considering three states in the labor market (employed, unemployed, and inactive) for 1997-2009 with ENE data. To facilitate comparison with their results, we report our results for the same period in the second row of table 1. First of all, we must adjust their results to a monthly basis, because they estimate quarterly flows.¹⁸ Accordingly, the estimated *monthly* employment-to-unemployment transition rate from Jones and Naudon (2009) is equal to 1.3%, considerably below our estimate of 3.4%. The estimated monthly unemployment-to-employment rate of 21% appears somewhat more in line with our estimate of 26%. García and Naudon (2012) estimate transition probabilities by extending the sample used by Jones and Naudon (2009) back to 1993 and correcting for aggregation bias, finding that the average monthly separation rate for the period 1993-2009 was 2.1% and the average monthly finding rate was 28.7%. Our monthly finding rate for the period 1993-2009 is the same (29%); however, our separation result is considerably greater at 3.2%. Finally, recently Marcel and Naudon (2016) further extended the ENE survey data with the new NENE data set through 2016, and found that the monthly separation rate for the 2010-2016 period was 1.9%, while the finding rate was 26%. Although our sample runs one year short, our hazard rate estimates for the 2010-2015 period are reported in the third row of table 1. Once again, our hazard rate estimates appear below those reported by the series of studies with ENE or NENE data, especially the separation rate. One possible explanation behind the large difference in the separation rate may be that the unemployment rate in the EOD survey tends to be above the ENE and NENE surveys.¹⁹

International comparison

We compare our results to those obtained for other OECD economies by Elsby et al. (2013) since their study is not only the most comprehensive but also has the same methodology (see also Rogerson and Shimer, 2010). Elsby et al. (2013) study the evolution of ins and outs for fourteen OECD economies. The comparison of transition probabilities across economies must be done with certain reservations, because definitions and procedures used in the elaboration of labor market statistics may differ across countries and, as a result, labor market statistics are not entirely comparable.²⁰ With this consideration in mind, the studied period varies across countries due to data availability, with initial years for the series ranging from 1968 to 1986 depending on the country, and all finalizing in 2007. The authors include Anglo-Saxon, Nordic and Continental European countries in

18 We compute the monthly hazard rate p using the following equation: $P = 1 - e^{-3p}$, where P is the quarterly probability and p is the monthly hazard rate.

19 The EOD survey shows a higher average unemployment rate than the ENE survey. For the 1986-2009 period, our EOD unemployment rate calculations have the average unemployment rate at 10.5%, while the average ENE unemployment rate for the same period is 8.5%.

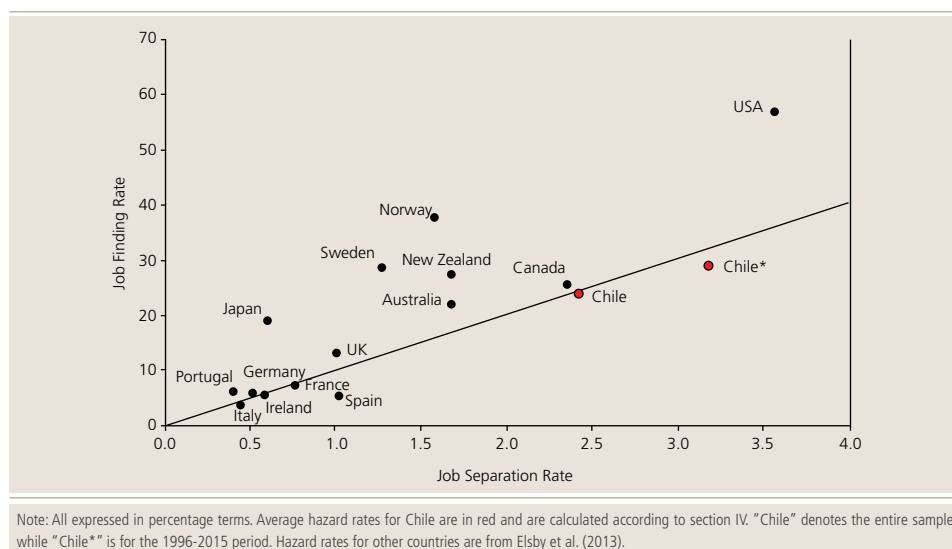
20 Furthermore, in this context, it is important to insist that in our research we only consider two states: employed and unemployed. However, research in labor market dynamics generally also considers transition probabilities from and to inactivity.

their sample.²¹ Significant differences are observed in the labor market dynamics across these groups. In particular, the finding rate in Anglo-Saxon and Nordic economies throughout the sample is close to 30%, while it tends to lie below 7% for economies in Continental Europe. On the other hand, the separation rate for Anglo-Saxon and Nordic economies tends to lie above 1.5%, with Continental European economies displaying a considerably lower rate between 0.5 and 1%. They also show that the United States is by all means an outlier with separation rates above 3.5% and finding rates closer to 60%. These estimates and our results are presented in figure 3.

Chile ranks among the more dynamic labor markets in the sample, with average hazard rates that resemble those of Anglo-Saxon countries. This result may be surprising considering that conventional wisdom claims that the Chilean labor market tends to be among the less flexible. However this result does not contradict previous studies. For instance, as mentioned before, Jones and Naudon (2009) and Bravo et al. (2005) obtain similar average finding and separation rates using ENE data. Using a very different methodology and data, Albagli et al. (2005) reach the same conclusion; in particular, these authors analyze the dynamic response of unemployment in the presence of macroeconomic shocks identified with a structural VAR; their results show that Chile ranks third among all countries in their sample that includes (in ascending order of labor market flexibility): Korea, Hong Kong, Chile, Mexico, United States, Germany, Sweden, Spain and Colombia.

Figure 3

Average Monthly Hazard Rates across Countries



²¹ The Anglo-Saxon and Nordic countries group is composed of: Australia, Canada, New Zealand, Norway, Sweden, the United Kingdom and the United States, with the addition of Japan. Continental Europe includes France, Germany, Italy, Portugal and Spain, with the addition of Ireland.

An interesting insight of the analysis mentioned above is that even though the Chilean labor market appears relatively dynamic, the unemployment rate in Chile has been on average higher than in most of the countries analyzed by Elsby et al. (2013). In fact, for the sampled period the average unemployment rate in Chile was 10.4%, similar to the levels of Continental Europe and well above the 6% average unemployment rate of the Anglo Saxon and Nordic countries.

The obvious question then is why is the Chilean labor market more dynamic than Continental European labor markets, yet at the same time able to sustain similar levels of unemployment? The answer may also be in figure 3; here the solid black line represents combinations of hazard rates with the same steady-state unemployment rate as Chile for the period 1962-2015.²² The slope is evidently positive since, conditional on a given unemployment rate, a greater chance of losing a job must be associated with a greater chance of finding a new job. Countries with dots above the line represent economies with an average unemployment rate below 8.96%. This is true even for countries with labor markets that are less dynamic, such as Ireland and Germany. What seems critical to explain the level of unemployment in Chile is the fact that the separation rate is proportionally much larger than the finding rate. We explore the possible connection between the evolution of the hazard rates and changes in labor market legislation in more detail in sub-section V.2.

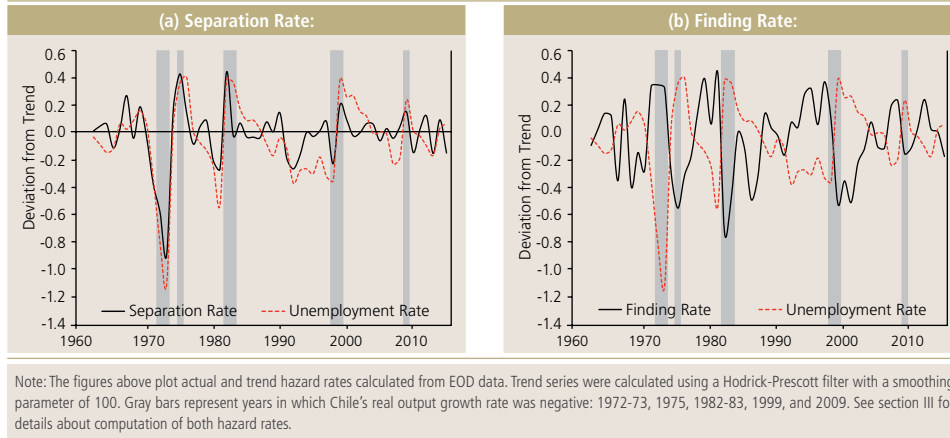
Variance decomposition

In this section we calculate the contribution of these hazard rates to the variation in the unemployment rate. First, we plot trend deviations of each hazard rate throughout the last fifty years with respect to the unemployment rate. The left hand panel of figure 4 shows the percentage deviation of the separation rate and the unemployment rate each with respect to their trend, obtained by applying an H-P filter with a smoothing parameter of 100 to each series. With the only exception of the 1972-73 recession, the separation rate increased during periods of economic slowdown, coupled with increases in the unemployment rate. If we refer to both figures 1 and 2, the data suggests that while the unemployment rate gradually returned to its trend, the separation rate did so faster. In terms of levels, figure 2 shows that only in the case of the recession of 1999, the separation rate did not return to earlier pre-crisis levels; our interpretation is that when the crisis hit, the separation rate was already following a positive trend, and as a result the relatively small decrease in the separation rate after the crisis must be seen as a return to the separation rate trend path.

²² i.e. all the combinations of s_t and f_t such that $s_t / (s_t + f_t) = 8.96\%$. The steady-state unemployment rate is, in general, very similar to the actual unemployment rate, and it has the advantage of establishing a direct connection between the unemployment rate and the inflows and outflows of unemployment.

Figure 4

Unemployment Rate and Hazard Rates: Deviations from Trend



The deviation of the job finding rate with respect to its trend is shown on the right hand side of figure 4. With the sole exception of the 1972-1973 recession the finding rate has dramatically dropped during periods of economic slowdown, only to gradually recover its original value, mimicking the behavior of the unemployment rate. This behavior is particularly clear in the aftermaths of the crises of 1982, 1999 and 2009.

We now calculate the contribution of the hazard rates to the variation in the unemployment rate using the procedure in Shimer (2012) and Fujita and Ramey (2009). Following Shimer (2012), we quantify the contributions of hazard rates to overall unemployment variability according to equation (8), that is by approximating, using a log-linear approximation of the changes in the unemployment rate as follows:

$$\hat{u}_t^* \approx \underbrace{\frac{(1 - u_t^*) \hat{s}_t}{C_s}}_{\hat{C}_s} - \underbrace{\frac{(1 - u_t^*) \hat{f}_t}{C_f}}_{\hat{C}_f}, \quad (9)$$

where $\hat{x} = \ln(x_t / \bar{x}_t)$ for some reference value x_t and trend value $\bar{x}_t$.

We clarify that in this context, we calculate the trend value of the unemployment rate $\bar{u}_t \cong \frac{\bar{s}_t}{\bar{s}_t + \bar{f}_t} \equiv \bar{u}_t^*$ where $\bar{s}_t$ and $\bar{f}_t$ are the H-P filtered values of the separation and finding rate respectively. The expression above decomposes deviation of the unemployment rate with respect to its reference value into the effect of log deviation of the separation hazard rate (C_s) and the log deviation of the finding rate (C_f). We then calculate the contributions of the hazard rates toward unemployment volatility by calculating the following:

$$\beta_i = \frac{\text{cov}(\hat{u}_t^*, C_{i,t})}{\text{var}(\hat{u}_t^*)}. \quad (10)$$

Our results are shown in table 2 where panel A refers to the entire sample 1962-2015 and panel B to the sub-sample 1996-2015. Our results indicate that changes in the finding rate have contributed more than the separation rate to changes in unemployment.²³ Our findings are similar to the results found by researchers for other labor markets as well as for Chile, in the sense that the separation rate is critical to explain large peaks in the unemployment rate, yet the evolution of unemployment is closely related to outflow behavior, that is, the finding rate. When considering the entire sample, our results indicate that changes to the finding rate contribute to about 60% of the unemployment variance, while the remaining 40% is explained by changes in the separation rate.

From an international perspective, Petrongolo and Pissarides (2008) find that contributions from the separation rate to unemployment volatility account for 33% for the UK, 20% for France, and 43.3% for Spain. Elsby et al. (2013) determine that for Anglo-Saxon economies the separation rate accounts for roughly 20% of the unemployment variation. The separation rate in Continental European labor markets tends to explain close to 50% of unemployment volatility. The contribution of each of these flows to fluctuations in the unemployment rate for the United States labor market has been the subject of intense debate. On one side Shimer (2012) states that the separation rate accounts for 28% of variability in unemployment using H-P filtered data. Fujita and Ramey (2009) demonstrate that fluctuations in the separation rate explain between 40% and 50% of the fluctuations in the unemployment rate.

TABLE 2

Variance Decomposition

(percent)

	Separation Rate	Finding Rate	Unemployment Rate
Panel A: 1962 - 2015			
Correlation with	80.0	-78.3	93.7
Contribution to variance	42.2	59.0	-
Obs.	53	53	53
Panel B: 1996 - 2015			
Correlation with	46.1	-89.0	96.3
Contribution to variance	21.5	80.5	-
Obs.	20	20	20

Note: Methodology explained in section V.1. Panel A summarizes variance decomposition results for high frequency statistics for the entire sample. Panel B summarizes variance decomposition results for high frequency statistics for a shorter time span.

²³ For robustness, table A1 in the appendix shows the results for a similar exercise, where we have taken previous values as reference points: that is and defined accordingly. As before, the first panel refers to the period 1962–2015 and the second one to the period 1996–2015. Overall, the results reaffirm our conclusion that changes in the finding rate have contributed more than the separation rate to changes in unemployment.

2. Trends

In this section we refer to the trend unemployment rate as calculated in equation (11) below, rather than the H-P version previously mentioned. We adjust Shimer's steady state derivation of the unemployment rate from equation (10), and calculate the trend as the steady state unemployment rate when the separation and finding rates are at their respective steady state values, that is:

$$\bar{u}_t = \frac{\bar{s}_t}{\bar{s}_t + \bar{f}_t}, \quad (11)$$

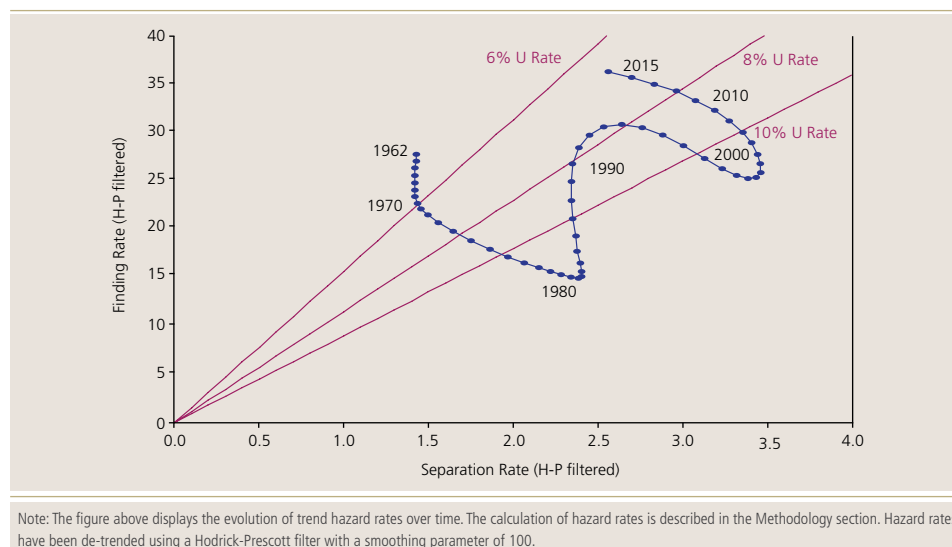
where $\bar{s}_t$ and $\bar{f}_t$ are the H-P filtered series of the separation and finding rate respectively (with smoothing parameter of 100). It is important to note that the trend unemployment rate as calculated in equation (11) is highly contemporaneously correlated (97.4%) with the H-P filtered unemployment rate series, thus we do not obtain significantly different results using either series. That being said, considering that the trend as calculated in equation (11) appears more consistent within the Shimer framework than an H-P filtered unemployment series, we decide to use equation (11) to describe the trend unemployment rate henceforth.

Before proceeding it is important to note two limitations in our analysis. First, at least theoretically, separation and finding rates are not necessarily orthogonal, and thus analyzing both independently could hide relevant interactions between both margins. However, as it is shown below, the different behavior of both series sheds light on the possible forces behind the steady rise in unemployment and lays plausible explanations to this phenomenon. Second, our decomposition of the unemployment rate does not consider movements in the participation rate (i.e. we assume a constant labor force) and as a result changes in labor force participation do not have an impact on the variance of the unemployment rate. This is of course a limitation, but as will be discussed later, our overall results still hold if we focus on labor market dynamics for prime-aged males, the group that has maintained a high participation rate throughout and moreover accounts for a large share of the labor force. Changes in the participation rate and composition of the labor force are further discussed in the next section.

To understand the relationship between trend unemployment and the long-run behavior of the hazard rates, figure 5 plots the trend hazard rates with the diagonal lines representing the different combinations of trend finding and trend separation rates that are consistent with different levels of trend unemployment rates calculated according to equation (11). The figure illustrates that the trend separation rate increased by two percentage points between 1962 and 2000, although the trend finding rate was essentially at the same level as it was fifty years ago, thus rendering a higher trend unemployment rate. The trend separation rate retraced partially thereafter, and the trend finding rate has increased, thus consistent with a lower trend unemployment rate with respect to 2000.

Figure 5

Evolution of Trend Hazard Rates (percent)



VI. DISCUSSION

All together, the data shows that the unemployment rate is not that different today from what it was fifty years ago, yet the underlying dynamics in terms of hazard rates are considerably different, as the current trend unemployment rate is supported by significantly higher trend finding and separation rates. In the following sub-section we discuss possible factors that may have driven changes in trend hazard rates over time.

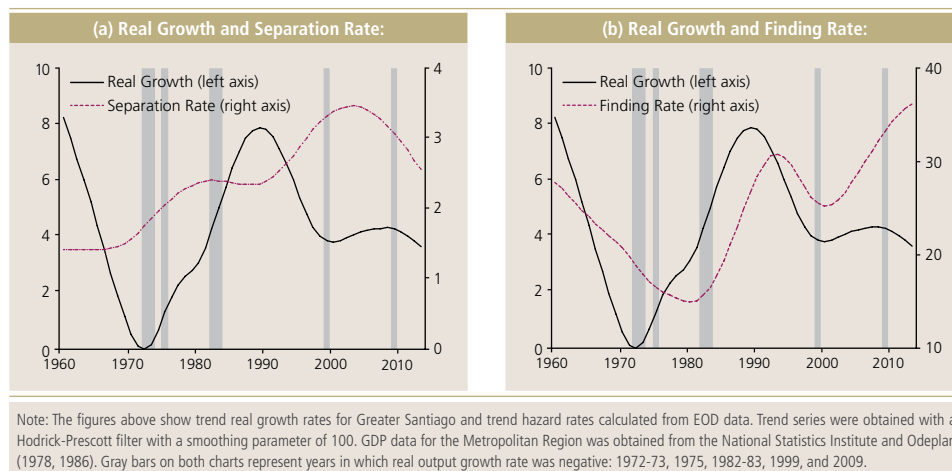
1. Economic growth and structural transformation

Chile's growth performance has varied considerably throughout the past fifty years, with periods of growth interrupted by deep recessions in the mid-1970s and early 1980s, and less severe downturns associated with the impact of the Asian financial crisis and the Global financial crisis. Rather than analyzing the cyclical relationship between hazard rates and growth, we look at the relationship over time focusing on trend series obtained by H-P filtering the series with a smoothing parameter of 100. Focusing on real economic growth in Greater Santiago (figure 6), growth on average has increased since the 1970s, peaking during the early 1990s and then decelerating, levelling out at around 4% since 2000.

Figure 6

Trend Economic Growth and Trend Hazard Rates

(percent)



In this context, despite the fact that trend growth in Greater Santiago has varied considerably, the separation rate on average has increased throughout, falling only slightly during the past few years. The trend growth's relationship with the trend finding rate looks clearer, with periods of faster economic growth associated with higher finding rates, although the relationship during the past few years diverges.

Also of importance, Chile's economic growth over the past fifty years has been characterized by the ongoing reallocation of production across sectors over time, with the tertiary sector (services and others) gradually increasing its share relative to the primary sector (agriculture and livestock, fishing, mining and quarrying) and the secondary sector (manufacturing). Structural transformation across sectors is relevant for labor market outcomes since labor demand may vary across sectors and these may respond differently to shocks. Not surprisingly, employment shares by sector in Greater Santiago are consistent with the sectoral transformation nationwide, with the employment share of the tertiary sector steadily taking over the secondary sector, especially since the 1990s.²⁴ While the unemployment rate in the manufacturing sector is not that different from the services sector on average, the unemployment rate in the former tends to be considerably more volatile especially during—and in the immediate aftermath of—recessions (figure 7B).

²⁴ The employment share of the primary sector at the national level is significantly higher than that of Greater Santiago since mining and agricultural employment tends to be concentrated in other regions. According to INE data, the employment share of the primary sector nationwide has remained stable at roughly 10% since 2008, while the secondary sector accounts for roughly 11% of employment since 2008, and the remaining lion share accounted for by the tertiary sector.

We estimate hazard rates across sectors since 1980 using the same methodology.²⁵ In addition, we assume unemployment in any given sector “*x*” is measured as the stock of unemployed whose most recent employment was in sector “*x*”.

Considering the small share of primary employment in Greater Santiago, we only report hazard rates for the secondary and tertiary sectors in figure 8. Although hazard rates on average for the tertiary sector are slightly greater in magnitude than the manufacturing sector, they are not statistically different from each other at the conventional significance levels.

Figure 7

Labor Market by Sector

(percent)

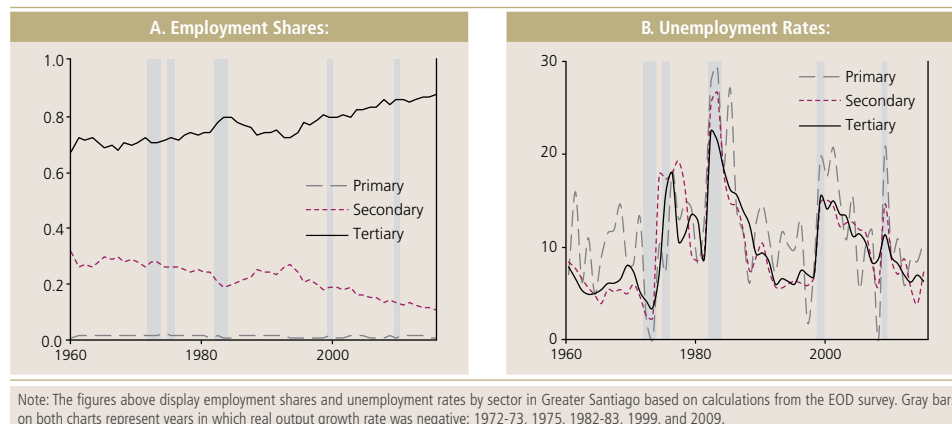
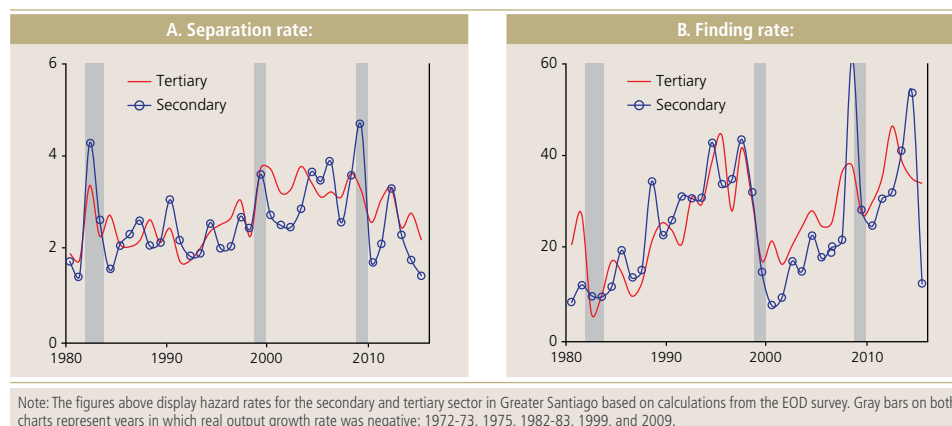


Figure 8

Hazard Rates by Sector

(percent)



25 Microdata with short-term unemployment by sector is available for March and June since 1980.

2. Labor market institutions and changes to the regulatory environment

A second dimension to consider is the link between changes in labor market legislation and unemployment dynamics. Even though the impact of labor legislation in Chile's labor market has been studied profusely, strictly analyzing labor market flows within the paradigm of changes in labor legislation is interesting.²⁶ The increasing separation rate trend that began in the 1970s occurred despite changes in labor regulation that at times increased and other times decreased labor market flexibility. One possible explanation for increase in the trend separation rate may be changes in the interpretation of labor law by the judicial system that increased flexibility, amongst other important changes in labor regulation. Although between 1966 and 1973 "economic reasons" were included as a just cause for dismissal in labor law, the courts tended to rule these dismissals unjustified. Nevertheless, within a new political regime in 1973, courts began ruling in favor of firms in dismissal claims as the Ministry of Labor began to accept "economic reasons" as a justification for dismissal.²⁷ Throughout the 1980s, the trend separation rate oscillated between 2.3% and 2.4%, close to 0.6% above the average trend level of the previous decade despite the fact that labor regulation initially became even more flexible, and then, after 1984, returned to a more rigid structure as "economic needs" were no longer considered a just cause for dismissal. The implementation of labor laws by the new democratic government in 1990, which added rigidity to the labor market were still accompanied by an increasing trend in the separation rate. Moreover, the separation rate appears to have remained high in the aftermath of the implementation of a wide-ranging Labor Reform in 2001 that further added rigidity to the labor market by raising dismissal costs when considered unjustified, strengthening trade unions, creating and regulating part-time contracts, among other important aspects.²⁸

Chile tends to be flagged as an economy with a "dual-labor market," referring to the sizable share of fixed-term and temporary workers relative to workers on open-ended contracts. According to the OECD, Chile ranks highest among member economies in temporary contracts as a proportion of permanent contracts, and provides evidence suggesting that temporary workers have significantly higher job turnover rates relative to workers with permanent contracts (OECD, 2015). Along these lines, Silva and Vazquez-Grenno (2013) find evidence for Spain, another OECD economy with a high share of temporary contracts, that suggests that a large share (85%) of employment-to-unemployment flows are accounted for by temporary contracts. Moreover, they find that unemployment variability is driven overwhelmingly by movements to and from temporary jobs. Separately, Sala et al. (2012) find a wide gap in unemployment volatility (+33%) between

26 For an analysis of changes in labor legislation and their impact on labor market outcomes in Chile, see Edwards and Edwards (2000); Micco and Pagés (2004). For a regional analysis, see Heckman and Pagés (2000); Micco and Pagés (2004).

27 See Edwards and Edwards (2000) for a discussion on labor market regulation and job security legislation.

28 The Labor Law 19 759 was published in the Official Gazette on 5 October, 2001 and came into legal effect on 1 December, 2001. The reform also included greater penalties for the violation of labor laws, the introduction of payments by firms to workers on strike if replaced during the strike, a reduction in the number of workers needed to set up a union, and a reduction in the work week from 48 to 45 hours.

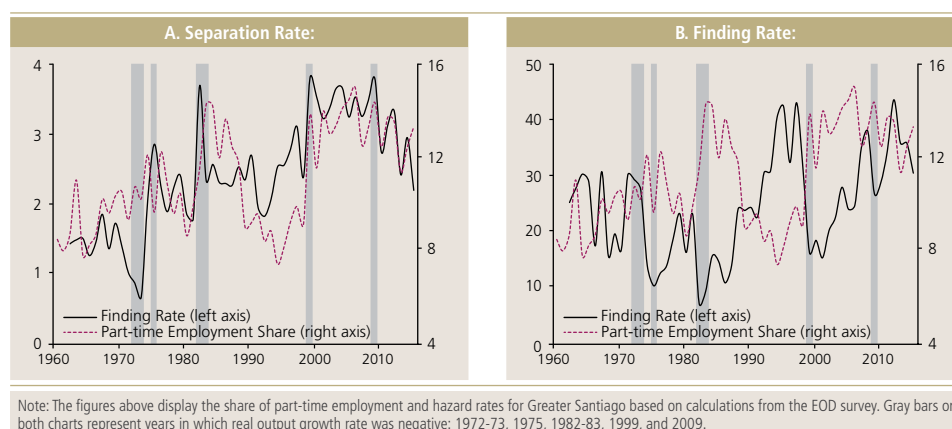
certain OECD economies with relatively high employment protection with respect to other non-Anglo-Saxon economies.

In order to assess whether the increase in our trend hazard rate results is due to greater turnover among temporary workers, we estimate hazard rates would ideally have data on contract duration. However, the EOD survey only recently began collecting this information, and the INE survey began collecting it only in 2010. As a second-best alternative we look at changes in the share of temporary employment over time and see if this share is associated with higher hazard rates over time.

As a proxy for temporary employment, we generate a series of part-time employment from the EOD survey considering all employed individuals working 30 hours or less.²⁹ Overall, our proxy for the share of part-time employment in Greater Santiago has increased from an average of 9.1% in the 1960s to an average of 12.9% between 2011 and 2015.³⁰ Throughout the past fifty years, the share of part-time employment spiked noticeably with the recession of 1982-83, then gradually declined during the Golden years of the Chilean economy (1985-1997), and then spiked again triggered by the recession of 1999. Since then, the share has remained relatively stable close to 13%, but appears to follow a declining trend especially in the aftermath of the 2009 recession. Importantly, the relatively stable share reached during the 2000s coincides with the Labor Reform of 2001.

Figure 9

Part-Time Share of Employment and Hazard Rates (percent)



²⁹ We decided to use this definition because it is consistent with the Chilean Labor Code and the OECDs definition. Note that the OECD defines part-time employment as people in employment (whether employees or self-employed) who usually work less than 30 hours per week in their main job. Our proxy may overstate the actual share of part-time employment because we account for total hours worked.

³⁰ The labor market survey of the Labor Directorate under the Labor Department conducted every few years since 1999 also shows a gradual increase in the share of non-permanent contracts, although at a significantly higher level, from 17.2% in 1999 to 25.2% in 2014.

The separation rate is reasonably contemporaneously correlated with the part-time employment share throughout the sample. Greater employment protection, especially in the aftermath of the Labor Reform of 2001 is associated with a higher separation rate and higher part-time employment. The finding rate tends to be negatively correlated with the share of part-time employment until 2001, when both series tend to increase. One possible explanation for this change is that outflows of unemployment may have been partly driven by gains in part-time employment.

3. Changes in the composition of the labor force

Throughout the past fifty years the Chilean labor market experienced significant changes in its composition, driven mainly by greater female labor force participation, lower (higher) participation among younger (older) age groups, and the impact of the gradual aging of the population.³¹ Since hazard rates tend to vary throughout the life cycle, the changes in the composition of the labor market should have affected our results. In order to assess the impact of the changes in composition of the labor force on our estimates, we perform a “shift-share” exercise in which we generate counterfactual hazard rates where we hold the labor force share of certain age groups constant at their 1980 levels, and compare these hazard rates to our current estimates. In doing so, we find that changes in the composition of the labor force did not have a material impact on the finding rate relative to our present results. In contrast, we find that changes in the composition of the labor force drove the separation rate down considerably.

TABLE 3

Variance Decomposition: Robustness Exercise

(percent)

	Unemployment Rate	Separation Rate	Finding Rate
Total	11.1	2.8	25.9
Male	11.2	2.9	26.2
Female	10.9	2.7	26.3
By Age Group			
15-24	21.5	7.2	28.9
25-54 Male	9.3	2.3	25.2
25-54 Female	8.7	1.9	25.1
55-64	7.7	1.5	23.8

Note: All are period averages expressed in percentage terms. Calculated from EOD data using March & June survey data from 1980-2015. Monthly hazard rates are calculated according to the procedure described in the Methodology section.

³¹ See figure A1 in the appendix for an illustration of the changes in the labor force across age groups.

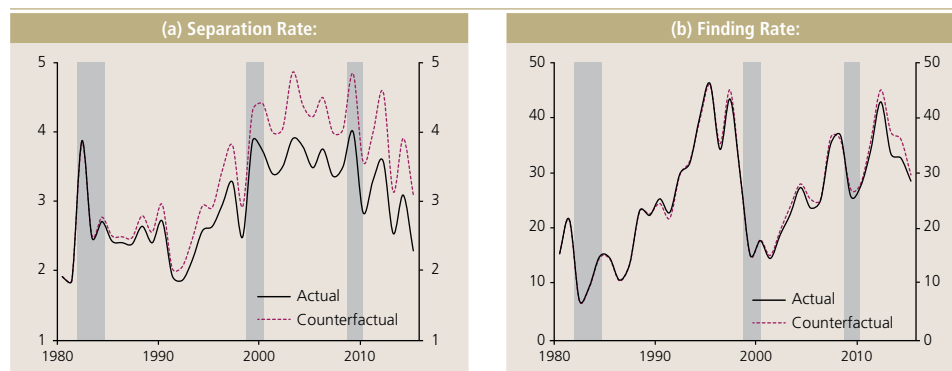
Following the same methodology described before, we estimate hazard rates for four different age groups: 15-24 years, prime age (25-54 years) males and females, and individuals between 55-64 years. For the 1980-2015 period, average hazard rates between males and females are not significantly different from each other. However, important differences appear across age groups. The youngest age group has the highest average finding rate at 28.9% and also the highest average separation rate at 7.2%, both of which sustain a high average unemployment rate of 21.5%. Prime-age males and prime-age females have essentially the same average finding rate at 25%, although the former have a slightly higher average separation rate at 2.3%, while the separation rate of the latter reaches 1.9%. The eldest age group (55-64) has the lowest average unemployment rate at 7.7%, sustained by the lowest average finding and separation rates of all groups, 23.8% and 1.5%, respectively.

Our results appear somewhat in line with those estimated by Marcel and Naudon (2016). As mentioned earlier, these authors estimate hazard rates using another employment survey (NENE) for 1996-2016, and find that relative to prime-aged males, prime-aged women tend to have both lower finding and separation rates. As in our study, they also find that separation rates for the 15-24 age group are significantly above other age groups, while finding rates appear to be somewhat below other age groups. Results for the 55 years and older group are similar as well, with the separation rate at 1.1% (we obtain 1.5%) being the lowest among all groups, and the average finding rate at 25.5%, while we obtain 24.6%.

Figure 10

Hazard Rates: Actual and Counterfactual

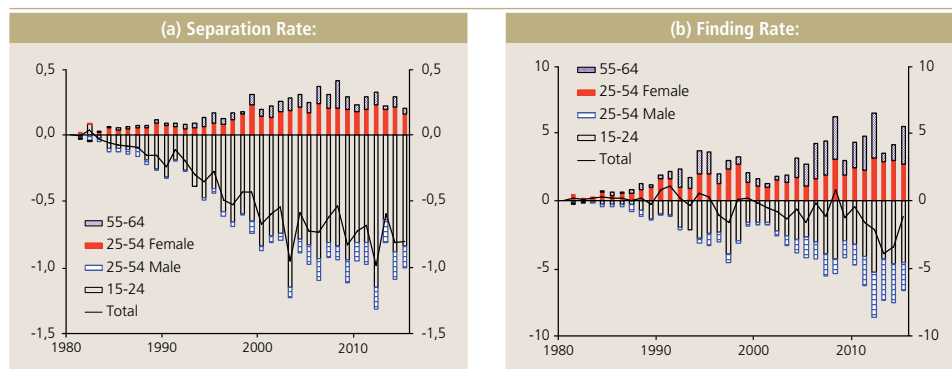
(percent)



Note: The figures above display monthly hazard rates estimated with EOD data. The counterfactual series holds labor force shares of each age group constant as of 1980.

Figure 11

Differences in Contribution to Hazard Rates: Actual and Counterfactual (percent)



Note: The figures above display the difference in contribution to hazard rates by age group and gender between their actual contribution and a counterfactual. The counterfactual series holds labor force shares of each age group constant as of 1980.

After briefly discussing our hazard rate results per group, we use these to construct counterfactual hazard rates holding the labor force shares of each age group constant at their 1980.³² As can be seen in the charts below, changes in the composition of the labor force since 1980 appear not to have materially affected the finding rate; however they do appear to have pulled down the separation rate.

In the figure above we observe which age groups drove the difference between the actual hazard rates and our counterfactual. In the case of the finding rate, falling shares of the 15-24 age group and prime age males were essentially offset by greater contributions by prime-age females and the eldest age group. In the case of inflows, the separation rate declined more than the counterfactual mainly because the share of the young age group was basically replaced by the eldest age group, which happens to have a considerably lower separation rate. As a result, the increasing trend in hazard rates appears to have occurred despite the impact of changes in labor force composition.

4. A Comment on Participation

A shortcoming of our methodology is that we assume individuals only transition between employment and unemployment, which is a strong assumption considering the increase in the participation rate in Chile (figure A1 in the appendix). The bias of our hazard rates depends on the magnitude of the flows across different states. To the extent that flows from inactivity to employment (unemployment) outweigh those from employment (unemployment) to inactivity, then we should expect our finding (separation) rate estimates to be upward biased. Since participation has been increasing, the net flows from inactivity to

³² Naturally these type of exercises are sensitive to the base year, but we obtain basically the same results when we construct another set of counterfactual series using the average labor force shares of 1980-1985 instead of the labor force shares of 1980.

employment or unemployment must be positive, which would suggest our hazard estimates are upward biased since they also capture direct flows from inactivity.

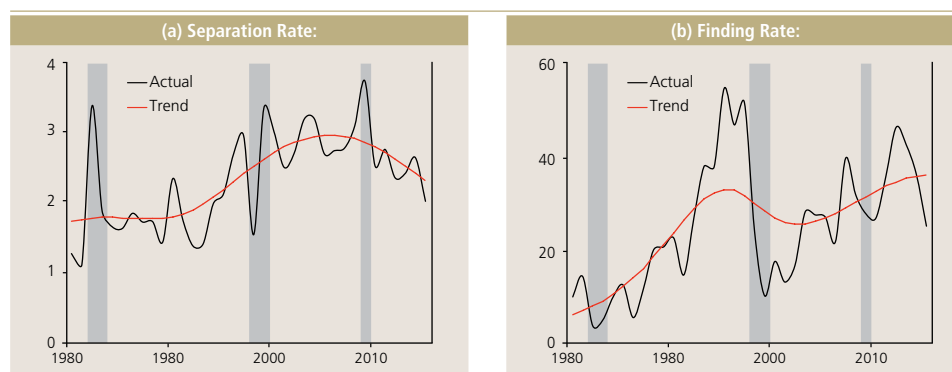
As a reference of the potential directional bias in our results, we compare our results with Marcel and Naudon (2016) which use a similar methodology but also account for movements in and out of the labor force. Differences in the magnitude of our hazard rate results relative to those of Marcel and Naudon (2016) may be partly due to the fact that unemployment in the NENE survey tends to be lower than the EOD survey; average unemployment rate for the NENE survey for the 2010-2016 period was 6.7%, while for the EOD survey the average unemployment rate during the same period was 7.7%. If we use the steady-state relationship $u_t^* = \frac{s_t}{s_t + f_t}$, a 1% difference in the unemployment rate may be generated by either a 4% difference in the finding rate or a 0.25% difference in the separation rate, *ceteris paribus*. The difference between our hazard rate estimates and those of Marcel and Naudon (2016) are considerably above those suggested solely by the differences in the level of the unemployment rate. Our average finding (separation) rate estimate is 34.8% (2.8%), while the corresponding flow estimate from Marcel and Naudon (2016) is 25.8% (1.9%), which suggests our hazard rates may be upward biased.

To isolate the potential bias of our results, we refer to the behavior of trend hazard rates for prime-aged males, a group that has not only shown a relatively constant participation rate since 1965—95% on average—but is also the group that accounts for the largest share of the labor force, currently roughly 40% (figure A1.D in the appendix). Again, as highlighted above in the shift-share exercise, data availability limits our results back to 1980. All in all, our results for prime-aged males (figure 12) also show the increasing trend in hazard rates, suggesting changes in the participation rate may not necessarily be that relevant for aggregate hazard rate dynamics.

Figure 12

Hazard Rates for Prime-Aged Males

(percent)



Note: The figures above display monthly hazard rates for prime-aged males estimated with EOD data. Trend series were obtained with a Hodrick-Prescott filter with smoothing parameter of 100.



VII. CONCLUSION

Using employment data from Greater Santiago as a proxy for Chile's labor market, we show that although the trend unemployment rate today is not materially different to what it was fifty years ago, the underlying dynamics sustaining the unemployment rate are considerably different. Job turnover, as measured by our hazard rate results, is considerably higher than it was half a century ago. While trend hazard rates have tended to increase over time, the average trend separation rate between 2010-2015 is practically twice its 1962-1970 level, and the average trend finding rate increased from 25% to 34% during the same period. Greater labor market dynamism occurred in the context of major structural changes in Chile's economy throughout the past half century. From a supply-side perspective, even though the share of the service sector has continued to increase, mainly at the expense of the share of the manufacturing sector, we do not find evidence that this structural shift has driven the trend increase in hazard rates. Chile also experienced significant regulatory changes that at times added rigidity and other times added flexibility to the labor market. In this context, trend job turnover rates increased throughout. Along these lines, we believe an interesting line of future work should be to analyze the importance of temporary and open-ended contracts on labor market transitions and unemployment variability.

Chile's labor market has also experienced important changes in its composition, including the increased participation of women and older age groups, as well as the decline in the participation of younger groups, along with the gradual aging of the population, which to a certain extent moderated growth in the separation rate, yet did not render a material impact on the finding rate.

Viewed from an international perspective, recent hazard rates actually indicate that in spite of relatively stringent labor legislation, the Chilean labor market appears to be as dynamic as that of the average Anglo-Saxon country, yet less dynamic than the labor market of the United States. Interestingly enough, to a certain extent these results defy conventional wisdom regarding the supposed rigidity of Chile's labor market.

Finally, from a historical perspective variations in the finding rate have contributed more than the separation rate to changes in the unemployment rate. If we strictly consider the last decade, changes in the unemployment rate have been overwhelmingly driven by changes in the finding rate relative to the separation rate. Our results regarding hazard rate contribution to unemployment variance are consistent with what has been observed in advanced economies' labor markets, where sharp swings in the unemployment rate in the short term seem to be explained by changes in the separation rate, yet the finding rate is increasingly important in explaining unemployment variability during the recovery and beyond.

REFERENCES

- Albagli, E., P. García, and J.E. Restrepo (2005). "Assessing the Flexibility of the Labor Market in Chile: An International Perspective." In *Labor Markets and Institutions*, edited by J.E. Restrepo and K. Schmidt-Hebbel: Central Bank of Chile.
- Albagli, E. and A. Barrero (2015). "Tasa de Desempleo y Cambios Demográficos en Chile." In *Monetary Policy Report*, Central Bank of Chile, March.
- Central Bank of Chile (2001). *Indicadores Económicos y Sociales de Chile, 1960 – 2000*. Bravo, D., C. Ferrada, and O. Landerretche (2005). "The Labor Market and Economic Cycles in Chile." Mimeo, Universidad de Chile.
- Bravo, D., J. Ramos, and S. Urzúa (2003). "Las Diferencias en Desempleo INE-Universidad de Chile." In: *Políticas de Empleo e Institucionalidad Laboral para el Siglo XXI*. Editorial Universitaria, October.
- Bregger, J. E. and C.E. Hoy (2006). "Report and Recommendations on Two Chilean Labor Force Surveys." Economic Statistics Series No. 51, Central Bank of Chile.
- Castex, G., R. Gillmore, and I. Poblete (2014). "Análisis de Flujos en el Mercado Chileno" Working Paper N° 731, Central Bank of Chile.
- Edwards, S. and A.C. Edwards (2000). "Economic Reforms and Labor Markets: Policy Issues and Lessons from Chile." *Economic Policy*, 15(30): 181–230.
- Elsby, M., B. Hobijn, and A. Sahin (2013). "Unemployment Dynamics in the OECD." *Review of Economics and Statistics* 95(2): 530–48.
- Elsby, M., B. Hobijn, and A. Sahin (2015). "On the Importance of the Participation Margin for Labor Market Fluctuations." *Journal of Monetary Economics* 72: 64–82.
- Fujita, S. and G. Ramey (2009). "The Cyclicalities of Separation and Job Finding Rates." *International Economic Review* 50(2): 415–30.
- Gallego, F. and N. Loayza (2002). "The Golden Period for Growth in Chile: Explanations and Forecasts." *Economía Chilena* 5(1): 37–67.
- Gallego, F. and J. Tessada (2012). "Sudden Stops, Financial Frictions, and Labor Market Flows: Evidence from Latin America." *Journal of Development Economics* 97(2): 257–68.
- García, M. and A. Naudon (2012). "Dinámica Laboral en Chile." Working Paper No. 659, Central Bank of Chile.
- Haindl, E. (1985). "Un Modelo para la Determinación de Flujos y Parámetros Dinámicos en el Mercado del Trabajo." *Estudios de Economía* 12(1): 29–48.



Hall, R., (2006). "Job Loss, Job Finding, and Unemployment in the U.S. Economy over the Past Fifty Years." NBER Chapters, in: NBER Macroeconomics Annual 2005, vol 20.

Heckman, R. and C. Pagés (2000). "The Cost of Job Security Regulation: Evidence from Latin American Labor Markets." NBER Working Papers No. 7773.

Jones, I. and A. Naudon (2009). "Dinámica Laboral y Evolución del Desempleo en Chile." *Economía Chilena* 12(3): 79–87.

Lima, V.O. and R.D. Paredes (2007). "The Dynamics of the Labor Markets in Chile." *Estudios de Economía*, 34(2 year 20): 163–83.

Machin, S. and A. Manning (1999). "The Causes and Consequences of Long-Term Unemployment in Europe." *Handbook of Labor Economics* 3: 3085–139.

Marcel, M. and A. Naudon (2016). "Transiciones Laborales y la Tasa de Desempleo en Chile." Working Paper No. 787, Banco Central de Chile.

Micco, A. and C. Pagés (2004). "Employment Protection and Gross Job Flows: A Differences- in-Differences Approach." *Research Department Publications* No. 4365, Inter-American Development Bank, Research Department.

Montenegro, C.E. and C. Pagés (2004). "Who Benefits from Labor Market Regulations? Chile, 1960–1998." In *Law and Employment: Lessons from Latin America and the Caribbean*, NBER Chapters: 401–34. National Bureau of Economic Research.

OECD (2015). "OECD Economic Surveys: Chile." OECD Publishing, Paris.

Petrongolo, B. and C.A. Pissarides (2008). "The Ins and Outs of European Unemployment." *American Economic Review* 98(2): 256–62.

Pissarides, C.A. (2000). *Equilibrium Unemployment Theory*, 2nd edition, vol. 1 of *MIT Press Books*. MIT Press.

Rogerson, R. and R. Shimer (2010). "Search in Macroeconomic Models of the Labor Market." NBER Working Papers No. 15901.

Schmidt-Hebbel, K. (2006). "Chile's Economic Growth." *Cuadernos de Economía – Latin American Journal of Economics* 43(127): 5–48.

Shimer, R. (2012). "Reassessing the Ins and Outs of Unemployment." *Review of Economic Dynamics* 15(2).

Sala, H., J. Silva, and M. Toledo (2012). "Flexibility at the Margin and Labor Market Volatility." *Scandinavian Journal of Economics* 114(3): 991–1017.

Silva, J. and J. Vázquez-Grenno (2013). "The Ins and Outs of Unemployment in a Two-Tier Labor Market." *Labour Economics* 24: 161–9.

APPENDIX

Table A1

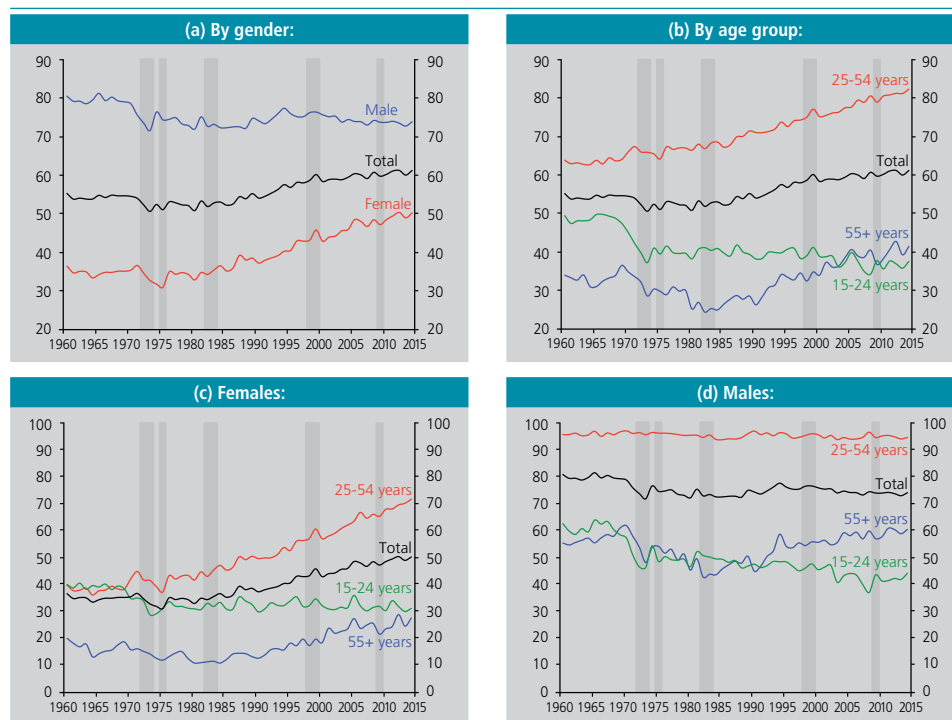
Variance Decomposition: Robustness Exercise (percent)

	Separation Rate	Finding Rate	Unemployment Rate
Panel A: 1962 - 2015			
Correlation with $D\ln(ur)$	76.9	-70.9	91.6
Contribution to variance	43.2	61.2	-
Obs.	53	53	53
Panel B: 1996 - 2015			
Correlation with $D\ln(ur)$	64.5	-79.5	97.9
Contribution to variance	38.6	64.3	-
Obs.	20	20	20

Note: Methodology explained in section V.1. Panel A summarizes variance decomposition results for high frequency statistics for the entire sample. Panel B summarizes variance decomposition results for high frequency statistics for a shorter time-span.

Figure A1

Labor Force Participation Rate by Gender and Age Group (percent)



Note: The figures above display the participation rate (by gender and age group) calculated using EOD June data between 1960 and 2015 for individuals of age 15 and above. Gray bars on both charts represent years in which real output growth rate was negative: 1972-73, 1975, 1982-83, 1999, and 2009.



FUENTES DEL CRECIMIENTO ECONÓMICO Y LA PRODUCTIVIDAD EN AMÉRICA LATINA Y EL CARIBE, 1990-2013*

Claudio Aravena F.**

André A. Hofman ***

Luis Eduardo Escobar F.****

I. INTRODUCCIÓN

El crecimiento económico de América Latina durante los últimos veinticinco años ha sido bajo e inestable. En este artículo se aborda un análisis que contribuye a entender los factores tras ese magro desempeño y se discuten los desafíos para el crecimiento de largo plazo que enfrenta América Latina y el Caribe, desde la perspectiva del análisis de sus determinantes más cercanos. Para tal efecto se realizan diversos ejercicios orientados a cuantificar los factores que han impulsado el crecimiento, basados en el enfoque de “contabilidad del crecimiento”. Estos análisis buscan identificar elementos que permitan direccionar las políticas públicas hacia la promoción de medidas que eleven de forma sostenida las tasas de crecimiento de las economías de América Latina y el Caribe (ALC).

Esta evaluación de las fuentes de crecimiento de América Latina trata de contestar las siguientes interrogantes. En primer lugar, establecer el rol que cumple la acumulación de los factores productivos y el progreso técnico. Tras ello, en segundo lugar, determinar si ese diagnóstico se mantiene cuando se incrementa el nivel de desagregación a estudiar. Por último, responder la pregunta: ¿cuál es el rol de las tecnologías de la información y las telecomunicaciones (TIC)? Para esta evaluación se aplicaron las metodologías más avanzadas, por ejemplo, servicios de capital y trabajo, y se utilizó una nueva base de datos, LA-KLEMS.

En la literatura internacional sobre contabilidad del crecimiento, generalmente la discusión se estructura en torno a un enfoque que se puede expresar, siguiendo a Caselli (2004), como: $\text{Producto} = F(\text{insumos}, \text{eficiencia})$. Es decir, el producto, por lo general medido en términos per cápita, es una función de ciertos insumos, habitualmente alguna medida de capital y trabajo, y de la Productividad de Total de Factores (PTF) o “eficiencia” con que se utilicen los insumos. La PTF constituye una medida del desplazamiento de la función de producción (de una economía, una instalación productiva o un sector económico) para niveles dados de insumos de capital y trabajo. En un sentido intuitivo, esta mide la traslación de la función de producción que resulta en adición a las contribuciones de los insumos

* Agradecemos los comentarios de dos árbitros anónimos, y de Felipe Jiménez y Jurgen Weller.

** Comisión Económica para América Latina y el Caribe (Cepal) y Usach. E-mails: Claudio.aravena@un.org

*** USACH. E-mail: andre.hofman@usach.cl

**** Consultor independiente. E-mail: leescobarf@gmail.com

capital y trabajo. Muchos factores pueden causar este desplazamiento o adición: innovaciones técnicas, cambios organizacionales o institucionales, cambios en la dotación de los factores capital y trabajo, efectos de escala, variaciones en la intensidad con que se trabaja, así como errores de medición, variables mal medidas, etc. (Hulten, 2001).

Como gran parte de las teorías del crecimiento, esta es una relación de largo plazo y que supone pleno empleo de los recursos. En razón de ello, los estudios empíricos se basan en series estadísticas largas, empleando promedios de varios años en ciertos casos, con el fin de obtener una aproximación cuantitativa de las tendencias del crecimiento, en la medida posible, libres de las fluctuaciones cíclicas de corto plazo.

Por su naturaleza, este enfoque enfrenta dos desafíos claves. El primero, tratar de determinar de la mejor manera el contenido de los insumos y, el segundo y más difícil, tratar de determinar qué explica la “eficiencia”. En esa línea cabe recordar lo que señala Maddison (1987), *“La contabilidad del crecimiento de este tipo no nos ofrece una historia causal completa. Trata de las causas ‘próximas’ antes que de las causas ‘últimas’ y registra los hechos sobre los componentes del crecimiento; no explica los elementos de política o las circunstancias, nacionales o internacionales, que los subyacen, pero identifica qué hechos necesitan de una explicación posterior.”*

En esa línea el proyecto LA-KLEMS, junto con el *Groningen Growth and Development Centre*, el Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas y la Universidad de Harvard a través del proyecto World KLEMS, trabajaron conjuntamente para desarrollar una base de datos que permitiera mejorar la identificación de las causas “próximas” de la evolución del crecimiento de la región. El resultado de este trabajo es una base de datos estadísticos homogéneos, conocida por sus siglas en inglés, KLEMS, que mide e identifica de mejor manera los insumos capital (K), trabajo (L), energía (E), materiales (M) y servicios (S). Para ello, se hizo un ejercicio para los cinco países en que se dispone de datos más desagregados. Estos son Argentina, Brasil, Chile, Colombia y México (Aravena y Hofman, 2014). Para estos países, existe la posibilidad de investigar el aporte de los factores productivos KLEMS en cada una de las nueve ramas industriales. A partir de ese análisis más pormenorizado podemos evaluar si se mantiene el diagnóstico sobre los factores que determinan el crecimiento y junto con ello distinguir el uso de las tecnologías digitales, que se ha incrementado dramáticamente en el mundo y en América Latina en el último cuarto de siglo (UIT, 2015). El impacto de las tecnologías de la información y comunicación (TIC) en el crecimiento económico se ha documentado ampliamente (van Ark et al., 2003; Jorgenson y Vu, 2005; Inklaar et al., 2005; de Vries, et al., 2010). Al final de la década de 1990, la diferencia en el crecimiento económico entre Europa y los EE.UU. era un asunto de gran preocupación en la Unión Europea. Una posible explicación para la diferencia fue la mayor producción y el uso de las TIC en los EE.UU. (Timmer et al., 2010).

El resto de este estudio se desarrolla de la siguiente manera. La sección II realiza un contraste de aspectos claves del crecimiento en cinco países de América Latina y siete países desarrollados. Ello permite ilustrar algunas de las brechas que determinan menores niveles de productividad en la región. La sección III detalla la metodología empleada. La sección siguiente aborda el análisis de la evidencia sobre la base de ejercicios cada vez más detallados respecto de los causales “próximos” del crecimiento en América Latina y el Caribe entre 1990 y 2013. La sección V analiza la prociclicidad de la productividad. En la sección VI se abordan los aspectos sectoriales de la productividad en cinco países. La sección final concluye reuniendo los principales resultados y se discute brevemente las orientaciones de política para un crecimiento sostenible en el contexto externo que enfrentamos.

II. BRECHAS DE PRODUCTIVIDAD: AMÉRICA LATINA VS. PAÍSES DESARROLLADOS

Siguiendo lo señalado por Maddison (1987), como un primer ejercicio orientado a identificar aquellos hechos que explican el bajo crecimiento de la región y que requieren una explicación posterior, se realiza aquí un examen comparativo de aspectos claves del crecimiento y que arrojan las primeras luces acerca de los desafíos que deberá enfrentar una política orientada a mejorar el desempeño de largo plazo de América Latina y el Caribe. Estos análisis son posteriormente refinados en las secciones que siguen. Así, en el cuadro 1 se comparan los valores de variables claves según diversas teorías del crecimiento, como son la productividad laboral (la razón entre el producto y el nivel de empleo), la intensidad de capital (la razón entre el *stock* de capital y el empleo) y la PTF. El capital se presenta desagregado en sus componentes TIC y No-TIC. Se incluye allí a siete países desarrollados (Alemania, España, Estados Unidos, Francia, Italia, Japón y Reino Unido) y cinco países de América Latina (Argentina, Brasil, Chile, Colombia y México). Estos últimos representan cerca del 81% del PIB de América Latina y el Caribe entre 2009 y 2013, medido en dólares nominales.

Lo primero que se observa en este cuadro es la significativa brecha de productividad laboral (medida en términos de PPP de 1995) tanto en 1995 como en el 2007¹ entre los países de la región y los países desarrollados. Aún más, tomando a los Estados Unidos como referencia, se aprecia que las tres mayores economías de la región (Argentina, Brasil y México) exhibieron un crecimiento inferior, con lo cual la brecha en la práctica se amplió. Colombia logró mantener su posición relativa en tanto que Chile mejoró, aunque desde bajos niveles.

1 2007 es el último año disponible para los países de referencia de EU KLEMS.

Cuadro 1**América Latina y países desarrollados**

(países seleccionados)

Indicadores de productividad laboral

(US\$ PPP 1995 o porcentaje)

	Francia	Alemania	Italia	España	Reino Unido	Estados Unidos	Japón	Argentina	Brasil	Chile	Colombia	México
Productividad laboral de la economía total (US\$ PPP 1995)												
1995	25,6	25,8	24,0	22,8	20,7	25,8	19,9	11,0	6,3	7,8	6,6	10,0
2007	30,8	31,0	25,4	24,5	26,7	33,3	25,7	13,5	6,7	10,9	8,4	11,7
Tasa de crecimiento anual de la productividad laboral de la economía total (%)												
1995-2007	1,5	1,6	0,5	0,7	2,1	2,0	2,1	1,7	0,6	2,6	2,0	1,2
Razón Capital / Trabajo de la economía total (US\$ PPP 1995)												
1995	52,9	50,3	99,2	45,9	31,6	40,9	46,0	15,9	9,2	10,8	4,6	20,0
2007	62,2	66,3	113,5	57,4	46,0	60,0	65,4	18,0	10,6	21,8	29,9	23,8
Tasa de crecimiento anual de la Razón Capital/ Trabajo de la economía total (%)												
1995-2007	2,49	3,48	2,33	2,56	3,97	3,71	3,45	1,82	0,79	6,05	15,5	1,64
Razón Capital noTIC/ Trabajo de la economía total (US\$ PPP 1995)												
1995	50,9	47,9	96,9	43,7	29,5	37,8	43,9	15,2	8,0	10,7	4,2	19,4
2007	57,5	57,7	106,9	50,8	35,0	45,7	60,2	15,5	7,3	19,9	24,2	21,1
Tasa de crecimiento anual de la Razón noTIC Capital/ Trabajo de la economía total (%)												
1995-2007	1,6	2,1	1,6	1,6	1,4	1,3	2,7	1,1	-1,0	5,2	15,7	0,8
Razón Capital TIC/ Trabajo de la economía total (US\$ PPP 1995)												
1995	2,0	2,4	2,3	2,3	2,1	3,1	2,1	0,6	1,3	0,1	0,4	0,6
2007	4,7	8,6	6,6	6,6	11,0	14,4	5,2	2,5	3,3	1,9	2,4	2,7
Tasa de crecimiento anual de la Razón TIC Capital/ Trabajo de la economía total (%)												
1995-2007	7,7	10,8	8,8	8,9	13,9	12,8	8,2	8,9	8,0	27,2	14,0	11,9
PTF economía total (US\$ 1995=100)												
1995	94,4	95,9	75,6	86,3	86,3	100,0	75,4	61,5	37,4	46,0	43,4	49,6
2007	99,6	100,8	71,4	79,5	92,8	109,7	78,0	66,7	33,0	43,6	32,6	47,0
Tasa de crecimiento anual de la PTF de la economía total (%)												
1995-2007	0,5	0,4	-0,5	-0,7	0,6	0,8	0,3	0,7	-1,0	-0,5	-2,4	-0,4
Fuentes: EU-KLEMS (2011), LA-KLEMS (2013), Aravena et al. (2014) y elaboración propia.												

Estas diferencias en los niveles de productividad laboral están a la vez asociadas con marcadas brechas en la razón capital/trabajo, medida esta última a través de las horas trabajadas. Así, la denominada profundización del capital es mucho mayor entre países desarrollados. A la vez, si bien Colombia y Chile exhiben aumentos significativos en esta razón, los tres países restantes lo hacen a tasas muy bajas como para reducir su brecha respecto de países desarrollados. En efecto, todos los países industrializados de referencia muestran un proceso importante de intensificación de la relación K/L, aumentando desde un promedio de 52,4 en 1995 a 67,2 en el 2007. Los cinco países de ALC también registran un aumento en ese período, pasando de una relación K/L de 12,1 promedio en 1995 a 20,8 en el 2007. Sin embargo, en este caso la profundización del capital es muy heterogénea entre países y exhibe mayor dinamismo en Colombia y en menor medida en Chile. Estos menores niveles de capital por trabajador, así como su pausado ritmo de aumento contribuyen a explicar el rezago creciente en la productividad laboral de la región.

A la vez, la desagregación del capital por tipo de activo permite evaluar la velocidad a la que se han incorporado las tecnologías de la información y comunicación (TIC) en las economías de América Latina en comparación con los países industriales. Al comparar la relación K-TIC/L en los cinco países de ALC con el promedio de los industriales, se observa que la brecha entre ambos ha disminuido levemente, de 3,8 a 3,2 veces. Sin embargo, ello se debe al fuerte aumento de esta variable en Chile y Colombia en tanto en el resto el cambio es más parsimonioso.

En suma, el nivel de la relación capital/trabajo (medido en dólares de PPP de 1995) en estos países de América Latina bordea el tercio (31%) de lo que registran los países de referencia y es bastante estable. Sin embargo, si se excluye a Chile y Colombia, la región se ha rezagado en su intensidad de capital respecto de los países industriales. Ello permite anticipar que, sin un esfuerzo adicional importante y sostenido en el tiempo, tenderían a ampliarse las brechas de productividad entre América Latina y los países desarrollados.

Por último, el cuadro 3 presenta un índice de la productividad total de factores tomando como base la cifra para los Estados Unidos en 1995 = 100. El comportamiento de esta variable, en términos comparativos, replica la evolución de las otras variables, exhibiendo un nivel muy inferior en la región respecto de países desarrollados y en varios casos con tendencia negativa, reduciendo con ello la productividad de la economía.

III. METODOLOGÍA

El marco teórico utilizado para analizar los determinantes del crecimiento económico es el enfoque neoclásico tradicional, centrado en dos fuentes, capital y trabajo, y para medir su contribución al crecimiento económico, la metodología utilizada es la conocida como contabilidad del crecimiento. Su origen se encuentra en la obra de Jorgenson y Griliches (1967)²; en Klenow y Rodríguez-Clare (1997), Hall y Jones (1999), Easterly y Levine (2001), Bosworth y Collins (2003) y OCDE (2008) se encuentra una amplia discusión de los pros y contras de la contabilidad del crecimiento y otras formas de medir y analizar el crecimiento económico.

La metodología empleada se basa en la frontera de posibilidades de producción (FPP), que describe combinaciones eficientes de producción e insumos para la economía en su conjunto, y toma la forma siguiente:

$$Y = A \cdot f(K, L) \quad (1)$$

donde Y es el producto agregado, K y L son el capital y el trabajo, y A es un factor, neutral en el sentido de Hicks, que aumenta el volumen agregado de insumos. Como aporte de este estudio, el marco analítico —y la medición correspondiente— se amplía para destacar la composición de los insumos del capital y del trabajo como:

$$Y = A \cdot f(K(K_{tic}, K_{notic}), L(H, L_Q)) \quad (2)$$

donde K_{tic} y K_{notic} son el capital de activos TIC y activos no-TIC, respectivamente. H es el total de horas trabajadas y L_Q es la calidad del trabajo. Es necesario estimar la contribución del capital TIC por la oleada de inversiones TIC causadas por la brusca aceleración en el ritmo de descenso de los precios del *hardware* y *software*, que comenzó en 1995. Ello es congruente con la observación de Abramovitch (1993), de ajustar las estimaciones del crecimiento y de sus fuentes tomando en cuenta las características más específicas del capital en cada momento histórico. Estas características del capital también contribuyen a explicar lo que de otra manera pareciera ser explicado por la PTF, factor residual que corresponde a A en las siguientes ecuaciones.

Suponiendo que los mercados de productos y factores son competitivos, el marco ampliado implica la siguiente descomposición:

$$\Delta \ln Y = U_{K_{tic}} \Delta \ln K_{tic} + U_{K_{notic}} \Delta \ln K_{notic} + U_L \Delta \ln H + U_{L_Q} \Delta \ln L_Q + \Delta \ln A \quad (3)$$

2 Y luego en Jorgenson et al., (1987) y Jorgenson et al. (2005).

Cada v representa la participación en los ingresos totales del insumo expresado en el subíndice³. Es decir, el crecimiento de la producción se puede descomponer en contribuciones del capital TIC, capital no-TIC, horas de trabajo, calidad del trabajo y un factor residual (A), que la literatura neoclásica generalmente califica como productividad total de los factores.

Existen varias fuentes de error en la medición de las variables de la ecuación (3), pero son relativamente menores en comparación con el problema que presenta por un lado la definición y medición de acervos de capital y sus servicios y por otro los servicios relativos del empleo (Jorgenson y Griliches, 1967)⁴.

1. Factor capital

De manera similar a que los trabajadores son repositorios del acervo de capital humano y prestan servicios que pueden ser medidos en horas trabajadas, los bienes de capital representan un acervo que provee un flujo de servicios⁵, que constituyen insumos en el proceso productivo. La diferencia es que mientras los trabajadores reciben una remuneración a cambio de los servicios prestados, en general los bienes de capital son propiedad de la empresa que los utiliza, por lo que no existe un registro de la remuneración de los servicios prestados por los bienes de capital.

En consecuencia, la medición del aporte del factor capital en el proceso productivo plantea la necesidad de estimar los flujos de los servicios derivados de los distintos tipos de activos de capital, así como de los ponderadores utilizados en su agregación. La estimación de los flujos de servicios de capital se inicia a través de la medición de los acervos de capital disponibles en el tiempo. Una vez estimado el acervo de capital, se calcula su respectivo costo de uso, el cual es utilizado para agregar los distintos tipos de activos en un índice de servicios de capital.

Acervo de capital

El *stock* de capital neto se define como la suma ponderada de las inversiones pasadas de los diferentes tipos de activos productivos disponibles en la economía. La ponderación está definida por la eficiencia relativa de los distintos activos de diferentes edades. El *stock* de capital neto para el activo j se estima a partir de la siguiente formula:

$$K_{t,j}^p = \sum_{\tau=0}^{T_j} I_{j,t-\tau} R_{j,\tau} E_{j,\tau} \quad (4)$$

donde $I_{j,t-\tau}$ es la inversión de edad τ expresada a precios constantes; $R_{j,\tau}$ es la función de retiro, la que determina la proporción de la inversión realizada en τ

3 La participación en los ingresos de cada insumo corresponde a la registrada en las cuentas nacionales de cada país. Ante la imposibilidad de distribuir el ingreso mixto, este es asignado al pago del empleo.

4 Griliches (1994) ha argumentado que la certeza con la cual se puede estimar el aporte del capital y del empleo está limitada por la disponibilidad de datos. Ver Griliches 1994 para una discusión detallada.

5 El ejemplo clásico es el de una bodega que provee un flujo de servicios medido en volumen de almacenaje.

periodos anteriores que sobrevive actualmente, y $E_{j,t}$ representa el perfil edad-eficiencia, que caracteriza la pérdida de eficiencia productiva de los activos según envejecen. Se utiliza una depreciación geométrica para modelar tanto el retiro, como la pérdida de eficiencia, ambos componentes son reemplazados por la tasa de depreciación, usando una tasa de depreciación específica para cada uno de ellos⁶.

$$K_{t,j} = K_{t-1,j}(1 - d_j) + I_{j,t} = \sum_{\tau=0}^{T_j} (1 - d_j)^\tau I_{j,t-\tau} \quad (5)$$

Para la estimación del *stock* de capital inicial, hacemos el supuesto de que el país está en su razón capital-producto de estado estacionario. Los valores de estado estacionario son $k=K/Y$, g =la tasa de crecimiento del PIB real e $i=I/Y$. Entonces, de la ecuación de acumulación de capital sumada al supuesto de que el país está en su estado estacionario, sabemos que $k=i/[g+d]$. Por lo tanto, si obtenemos una estimación razonable de los valores de estado estacionario de i , g y d , podremos obtener una estimación razonable de k . Para el cálculo de la estimación inicial de k por tipo de activo, las tasas de depreciación usadas fueron 0,033, 0,11, 0,315 y 0,115 para los activos de construcción, maquinaria y equipos, y TIC, respectivamente. La tasa de crecimiento de estado estacionario g es un promedio ponderado la tasa de crecimiento promedio de los primeros diez años del país y la tasa de crecimiento del mundo. Por último, i es la tasa promedio de inversión sobre el PIB de los primeros diez años.

Una vez obtenidos los acervos de capital por tipo de activo, el siguiente paso es agregarlos. El supuesto de competencia perfecta en el mercado de factores implica que una empresa maximizadora de beneficios utilizará bienes de capital hasta el punto en el que la renta pagada sea igual al beneficio marginal del bien. Por ello, la agregación de los servicios de capital de distintos tipos de activos se lleva a cabo utilizando como ponderador el costo de uso del capital.

Costo de uso del capital

En equilibrio, y dados los supuestos que se han hecho, el precio de mercado de un activo sería igual al valor presente esperado de los flujos generados por el mismo. En el caso de los bienes de capital, los flujos son equivalentes a lo que su dueño recibiría por rentar el activo durante cierto período. Por ello, el valor de mercado de un activo con vida máxima T_j , de edad τ en el momento t estaría dado por:

$$p_{j,t,\tau} = \sum_{s=0}^{T_j} \left[\frac{\mu_{j,t+s,\tau+s}}{\prod_{k=0}^s (1 + i_{t+k})} \right] \quad (6)$$

donde i_t es la tasa nominal de retorno, la cual se supone que es igual para todos los tipos de activo, y $\mu_{j,t,\tau}$ es el monto recibido por rentar el activo de edad τ durante el periodo t , o costo de uso, el cual bajo los supuestos realizados es igual al producto marginal del activo y está expresado como:

$$\mu_{j,t,0} \approx p_{j,t,0}(i_t + d_{j,t,0} - q_{j,t}) \quad (7)$$

6 0,033; 0,11; 0,315 y 0,115 para los activos de construcción, maquinaria y equipos, y TIC, respectivamente.

En este documento el costo de uso se estima utilizando una tasa de retorno exógena, obtenida a partir de las tasas de interés observables en el mercado. El problema es que la tasa relevante depende del perfil de financiamiento de cada empresa, por lo que se suele utilizar un promedio de las tasas activas y pasivas.

La utilización de una tasa de retorno exógena supone implícitamente (Harchaoui and Tarkhani, 2003) que los agentes económicos tienen información completa, lo cual supone que no existen problemas de agencia entre los dueños de los factores de producción y quienes los administran, a la vez que existe un mercado completo y eficiente de activos de segunda mano, lo cual implica que las decisiones de inversión son reversibles, que los activos de capital son divisibles y que los distintos tipos de activo son sustitutos entre sí en el proceso productivo.

Una de las consecuencias de adoptar una tasa de retorno exógena, es que en general el valor total de los servicios de capital no será igual al excedente bruto de explotación obtenido a partir de las cuentas nacionales. Esta discrepancia se puede explicar como una diferencia entre los costos esperados y los realizados, como evidencia de que el proceso productivo no exhibe rendimientos constantes a escala o de la existencia de mercados no competitivos.

En particular, se supone que la tasa de retorno nominal esta dada por la fórmula de Fisher: $1+i_t = (1+r)(1+\pi_t)$; donde, tal como en Mas et al. (2005), se supone que $r = 4\%$, lo cual es aproximadamente el promedio histórico de la tasa de interés libre de riesgo en la OCDE.

Una vez estimados los costos de uso del capital para cada tipo de activo, se puede obtener las variaciones del índice de valor de los servicios de capital utilizando un índice de Tornqvist (1936)⁷:

$$\Delta \zeta_{t,K^p} = \Pi_j \left(\frac{K_{j,t}^p}{K_{j,t-1}^p} \right)^{\bar{v}_j} \quad (8)$$

en donde los ponderadores se definen como:

$$\bar{v}_j = 0.5 (v_{j,t} + v_{j,t-1}) \quad v_{j,t} = \frac{\mu_{j,t} K_{j,t}^p}{\sum_j \mu_{j,t} K_{j,t}^p}$$

Formación bruta de capital fijo

La formación bruta de capital fijo (FBCF) es insumo indispensable para el cálculo del acervo neto de capital, ya que se compone de bienes utilizados para producir o generar valor en un proceso productivo, por lo que su desagregación por tipo de activo es de suma importancia para realizar la correcta estimación de los flujos de servicios de capital, como también para descomponer el aporte al crecimiento de cada tipo de activo. La diferenciación por tipo de activo permite distinguir el papel que juegan los activos TIC versus los no-TIC en el crecimiento económico.

7 Para más detalle de la metodología ver Mas et al. (2005).

Dado que los activos TIC se han integrado fuertemente en las últimas décadas —y de forma dispar entre las economías en estudio—, las cuentas nacionales hoy cuentan con series oficiales de inversión en equipos computacionales y telecomunicación, pero sin una historia muy extensa, por lo que, cuando estas series no están disponibles, es necesario implementar una metodología que permita su estimación. Caso particular es el activo *software*, el cual no cuenta con mediciones en gran parte de la región, por lo cual se aplica una metodología conforme a los lineamientos de la OCDE y el *Bureau of Economic Analysis* (BEA), Estados Unidos.

Para los países y los períodos de tiempo donde no existen series oficiales, los activos de equipos computacionales y telecomunicaciones son estimados a través del *commodity flow method*⁸. Este método sigue los productos desde su producción interna o importada a su destino final, consumo o inversión. Primero, se utilizan las encuestas industriales y estadísticas de comercio (base de datos *COMTRADE*⁹), para obtener el gasto aparente en equipos de oficina y computacionales y equipos de telecomunicaciones, es decir, producción nacional más importaciones menos exportaciones. Segundo, se calcula la proporción de inversión sobre el gasto aparente de dichos bienes en las matrices de insumo producto de cada país. Finalmente, para obtener las series de inversión esta proporción es aplicada al gasto aparente obtenido en el primer paso, como se muestra a continuación:

$$I_{i,t} = \frac{I_{i,t}^{IO}}{(Q_{i,t}^{IO} + (M_{i,t}^{IO} - E_{i,t}^{IO}))} * (Q_{i,t} + M_{i,t} - E_{i,t}) \quad (9)$$

donde $I_{i,t}$ es la inversión en los bienes i , equipos de oficina y computacionales y equipos comunicacionales, para el año t , $Q_{i,t}$ es la producción interna, $M_{i,t}$ son las importaciones y $E_{i,t}$ son las exportaciones de estos bienes. El supraíndice IO denota el uso de las matrices de insumo producto de cada país.

Para obtener las series reales se propone una serie de posibles deflactores pero, dada la falta de disponibilidad de datos, su construcción se vuelve más complicada al momento de diferenciar por tipo de activo TIC, por lo que para ellos se utilizó una estimación para activos específicos, ecuación (10), correspondiente a un proceso armonizado descrito por Schreyer et al. (2002), que permite deflactar las series en equipos de oficina y computacionales.

$$P_{Soft-pais} = \frac{P_{PIB-pais}}{P_{PIB-USA}} P_{soft-USA} \quad (10)$$

⁸ Para más detalle, véase van Ark et al. (2002).

⁹ <http://comtrade.un.org/>

2. Factor trabajo

El cálculo de los servicios laborales permite reflejar de forma más adecuada el aporte de cada tipo de trabajador al crecimiento, al reconocer sus diferencias, como se hace en el caso del capital. Es un símil que permite reconocer que los trabajadores tienen curvas de eficiencia diferentes dependiendo de su nivel de educación.

Las horas trabajadas proveen un punto de partida para una medida económica del factor trabajo. Sin embargo, las horas pueden estar afectadas por los atributos individuales de cada ocupado, generando diferencias en la productividad de dichas horas, por lo que considerar solo una calidad constante podría ser una estimación sesgada que desconoce la heterogeneidad de la fuerza laboral.

Una mejor estimación acerca de la “calidad” del factor trabajo permitiría distinguir entre una medida que refleja la sustitución y calidad versus otra medida más simple que no logra incorporar la heterogeneidad de los trabajadores y su capital humano.

El factor trabajo se define como el número total de horas trabajadas en un período dado (H), que es igual al número total de trabajadores (N) multiplicado por el número promedio de horas trabajadas por trabajador (h) y multiplicada por un factor de calidad (L_Q) que incorpora las diferencias de productividad que existen entre los trabajadores.

$$L = NhL_Q \quad (11)$$

$$L_Q = \sum \phi_j \frac{P_j}{P} \quad (12)$$

El componente de calidad del trabajo (L_Q), acorde a la contabilidad del crecimiento, refleja la composición laboral basada en el nivel de estudios de la población. Dicho componente es un promedio ponderado del nivel de estudios de la población (P) con las tasas de retorno a la escolaridad obtenidas en ecuaciones de salarios de Mincer.

La estimación del factor trabajo de los cinco países LA-KLEMS junto con incorporar el sector económico al que pertenecen suma características adicionales al nivel educacional, como sexo y tramo de edad, en tanto la tasa de crecimiento del empleo L_i , se expresa como una función trascendental logarítmica (*translog*), para los i tipos de características que se define como:

$$\Delta \ln L_i = \sum \bar{v}_i \Delta \ln H_{it} \quad (13)$$

donde los ponderadores v_i están dados por el promedio de las participaciones de cada categoría en el valor de los ingresos laborales sectoriales. Esta desagregación permite identificar la relación existente entre las distintas características de los trabajadores y su aporte al crecimiento cuando se logra observar la heterogeneidad del mercado laboral.

IV. PRODUCTIVIDAD Y CRECIMIENTO EN AMÉRICA LATINA:

En esta sección se discute los resultados que se obtienen de la aplicación del enfoque de contabilidad del crecimiento. Tal como se explica a continuación, el análisis avanza desde la aplicación más “tradicional” del enfoque hacia versiones más refinadas y desagregadas. El propósito al presentar los ejercicios aplicando la metodología tradicional es el de incluir al mayor número posible de países empleando datos comparables. A medida que la metodología demanda mediciones más exigentes y precisas, los requerimientos de información se elevan, con lo que algunos países quedan excluidos del análisis.

Para este análisis se ha recolectado datos desde 1990 hasta el 2013 para 23 países de América Latina y el Caribe, y se ha subdividido el período de análisis en cuatro subperíodos: 1990-1997, 1998-2003, 2004-2008 y 2009-2013. El primer subperíodo corresponde a la recuperación económica de ALC después de la “década perdida” de los ochenta, que se caracterizó por un fuerte ajuste macroeconómico e importantes caídas en la inversión, especialmente la pública. Este subperíodo terminó con las crisis financieras rusa y asiática que empujaron a la economía mundial a una recesión de la cual ALC recién se recuperó a partir del año 2003. Por lo tanto, el segundo subperíodo abarca de 1998 al 2003 hacia el final del cual comenzó un nuevo ciclo de auge que elevó sustantivamente los precios de las materias primas.

El subperíodo siguiente cubre los años del auge de las materias primas —2004-2008— que termina con la Gran Recesión de 2008-2009 generada por la crisis *subprime* en los Estados Unidos. Debido a la mejor administración del auge económico por parte de los países de ALC, estos pudieron enfrentar la recesión internacional por medio de políticas contracíclicas. Por último, se considera el subperíodo 2009-2013, que corresponde a la etapa de recuperación de la economía mundial y la desaceleración del crecimiento de la economía china desde tasas de dos dígitos hacia una nueva normalidad que parece estar entre 6% y 8% anual. Y se espera que los menores precios de las materias primas persistan en un horizonte de mediano plazo y que las tasas de interés regresen a niveles más normales, dificultando el acceso al crédito y haciéndolo más costoso.

En función de la disponibilidad de datos, se ha realizado tres tipos de ejercicios. El primero abarca 23 países de la región. Estos son los 18 de América Latina (17 países del continente, más República Dominicana), y cinco del Caribe (Bahamas, Barbados, Belice, Jamaica, y Trinidad y Tobago). En este ejercicio se aplica el enfoque utilizado en los estudios que podrían denominarse de tipo “tradicional” de contabilidad del crecimiento, se considera el *stock* del capital a partir de las series de formación bruta de capital a precios constantes¹⁰, y el empleo en este caso corresponde al número de horas totales efectivamente trabajadas.

En el segundo ejercicio realizado solo para 18 países de América Latina y denominado como contabilidad del crecimiento “modificada”, las horas trabajadas

10 Método que se conoce como “de inventario perpetuo”.

se estructuran de acuerdo con su nivel educacional —primario, secundario y terciario— y se valoran según sus respectivas tasas de retorno. Adicionalmente, se desagrega el capital en diversos componentes¹¹, cuya estimación parte de la medición de los acervos de capital obtenidos en el método anterior. Una vez estimados los componentes del acervo de capital, se calcula el respectivo costo de uso, que varía según se trate de la naturaleza de cada uno¹². Ello permite la agregación de los distintos tipos de capital en un índice de servicios de capital^{13,14}.

Por último, el tercer método, aplicado solo a cinco países de América Latina, utiliza la base de datos LA-KLEMS¹⁵ para desagregar la información en nueve sectores económicos, y en cada uno de ellos distingue tres características del factor trabajo (sexo, edad y nivel de estudios) y ocho tipos de activos de capital. Estos datos desagregados están disponibles solo para Argentina, Brasil, Chile, Colombia y México. La serie de la productividad total de los factores (PTF), fue estimada para cada enfoque descontando del crecimiento del PIB la suma ponderada de los insumos capital y trabajo, utilizando como ponderadores la participación de cada insumo en los ingresos registrados en las cuentas nacionales^{16,17}.

3. Resultados del método “tradicional” de contabilidad del crecimiento

El cuadro 2 presenta los principales resultados de aplicar la metodología tradicional. Como allí se aprecia, con la sola excepción de Argentina, la acumulación de factores (capital y trabajo) explica la mayor parte del crecimiento entre 1990 y el 2013. En el Caribe, la situación es similar. En la gran mayoría de los casos, entonces, la productividad total de factores juega un rol muy bajo o negativo inclusive. A la vez, en casi la mitad de los 23 países, los casos en que la contribución del trabajo al crecimiento supera a la del capital son levemente más numerosos, de forma que en promedio ambos factores contribuyen casi en partes iguales al crecimiento. En suma, el principal resultado es que el crecimiento en América Latina y el Caribe se explica más por acumulación de factores que por ganancias de productividad o eficiencia, factores que han desempeñado un rol muy bajo durante los últimos 23 años en la región.

11 El capital se compone de: maquinaria y equipos (incluyendo equipos de transporte), construcciones, equipos de telecomunicaciones y equipos de informática.

12 El costo de uso comprende la tasa de interés real de largo plazo y la tasa de depreciación, que es diferente según cada componente del capital.

13 El tema de la medición del capital tiene una larga historia de polémicas, enfrentando a aquellos que creen que no es posible generar una medida adecuada de algo tan heterogéneo como el capital (en la línea de Robinson (1961) y Sraffa (1960)) hasta aquellos que creen que el uso de índices apropiados permite disponer de medidas útiles (Jorgensen y Griliches (1967)). Cabe señalar que esta no es una división entre “keynesianos” y “neoclásicos”, ya que no todos los que participan en los estudios de contabilidad del crecimiento son neoclásicos o usan aproximaciones neoclásicas, entre ellos autores como E.F. Denison y la Cepal. Aquí se adopta una medida de K que ayuda a medir de mejor manera los “servicios” que presta este inventario heterogéneo de construcciones, maquinarias, equipos y, ahora, “tecnologías de la información y las comunicaciones (TIC)” sin entrar en el debate de fondo. Un buen recuento del debate técnico sobre “el capital” se encuentra en Harcourt y Laing (1971).

14 Para un análisis detallado de la metodología, véase Aravena et al. (2009).

15 Véase Aravena y Hofman (2014) y www.cepal.org/la-klems.

16 Ante la imposibilidad de distribuir el ingreso mixto, este es asignado al pago del empleo.

17 Los datos provienen de Aravena y Fuentes (2013).

Cuadro 2**América Latina y el Caribe: Contribuciones al crecimiento del PIB según método tradicional de contabilidad del crecimiento, 1990-2013.****Contribuciones al crecimiento del PIB, 1990-2013**

(porcentaje)

	PIB (crecimiento promedio anual)	Acervo de capital	Horas trabajadas	PTF
Argentina	3,9	1,0	1,0	2,0
Bolivia	4,0	1,6	3,6	-1,2
Brasil	2,5	0,9	1,2	0,4
Chile	4,9	2,3	0,8	1,8
Colombia	3,6	1,2	1,4	1,0
Costa Rica	4,6	2,4	1,3	0,9
Ecuador	3,3	1,6	1,2	0,5
El Salvador	4,2	1,8	1,5	0,9
Guatemala	3,7	1,4	1,8	0,4
Honduras	3,5	1,6	2,2	-0,4
México	2,8	1,6	0,8	0,4
Nicaragua	3,1	0,5	2,8	-0,2
Panamá	6,0	2,9	1,6	1,6
Perú	4,4	1,4	1,9	1,1
Paraguay	3,1	1,4	1,9	-0,3
Rep. Dominicana	4,9	1,9	1,7	1,2
Uruguay	3,4	0,7	0,7	2,0
Venezuela	2,8	0,8	1,4	0,7
América Latina	3,8	1,5	1,6	0,7
Bahamas	1,5	1,1	1,0	-0,6
Barbados	0,9	0,1	0,5	0,3
Belice	4,1	1,6	2,0	0,5
Jamaica	0,7	1,0	0,6	-0,8
Trinidad y Tobago	4,5	0,0	1,3	3,2
Caribe (1990-2012)	2,3	0,8	1,1	0,5

Fuente: Elaboración propia.

4. Resultados del método modificado de contabilidad del crecimiento

El método modificado de contabilidad del crecimiento representa una mejora respecto del método tradicional por cuanto, por una parte, al distinguir cada componente del capital y trabajo según su capacidad productiva, da cuenta de cómo los cambios en el tiempo de su composición potencialmente mejoran la capacidad productiva (ej.: avances en la escolaridad y en la cobertura de los diferentes niveles educativos, la incorporación de tecnologías más modernas por la vía del incremento relativo de los equipos de telecomunicación e informática *vis à vis* el capital tradicional, etc.). En segundo lugar, al valorar esos componentes acorde con parámetros más cercanos al costo de sus servicios, se provee una mejor aproximación al valor de los insumos empleados por una economía para generar cierto nivel de producto.

Los resultados de estas mejoras en el cálculo se expresan en cambios en los aportes de los factores cercanos del crecimiento, como se reporta en el cuadro 3.

Los resultados de este cuadro, en especial en contraste con el primer ejercicio, son muy relevantes. En primer lugar, en términos regionales América Latina ha incrementado el uso de servicios del capital en comparación con los del capital humano. Ello está acorde con lo ilustrado en el cuadro 3, que señala un alza en la relación capital/trabajo. De esta forma, una aplicación más rigurosa de la metodología de la contabilidad del crecimiento refleja una mayor incidencia del capital en el crecimiento que aquella del trabajo, aportando el 68% del crecimiento promedio en el periodo 1990-2013 en América Latina. Este fenómeno se debe en parte al significativo cambio que ha ocurrido durante las décadas recientes en la estructura del capital, en especial en materia de tecnologías de la comunicación e informática, cuya difusión masiva debiera expresarse en un aumento de la capacidad productiva. Adicionalmente, el auge experimentado por ciertos commodities indujo a un aumento importante en la inversión en sectores extractivos, cuya intensidad de capital es muy elevada (vgr: minería metálica, hidrocarburos). El efecto de una mejor medición de los servicios del capital es especialmente notorio en los países de mayor crecimiento (Bolivia, Chile, Colombia, El Salvador, Panamá y, en menor medida, Costa Rica y Perú), lo cual evidencia que no solo el monto sino también la calidad de la inversión (reflejada en este caso en el ajuste que toma en cuenta su composición y especialmente el uso de TIC) han adquirido mayor relevancia como fuente de crecimiento.

El trabajo también eleva su participación, no solo por el aumento en las horas trabajadas sino también como resultado de las mejoras educativas que se han verificado en estos años, las que están recogidas en esta medición a través de la calificación del trabajo y que también elevan su potencial productivo, aunque con mayor parsimonia que en el caso del capital, dadas las inercias que caracterizan los fenómenos demográficos.

Cuadro 3

América Latina: Contribuciones al crecimiento del PIB según método de contabilidad modificada del crecimiento, 1990-2013.
Contribuciones al crecimiento del PIB, 1990-2013

(porcentaje)

	PIB (crecimiento promedio anual)	Servicios del capital	Horas trabajadas ponderadas por calificación del trabajo	PTF
Argentina	3,9	1,7	0,9	1,4
Bolivia	4,0	3,0	4,0	-3,0
Brasil	2,5	2,3	2,0	-1,8
Chile	4,9	3,6	1,2	0,0
Colombia	3,6	3,1	2,1	-1,6
Costa Rica	4,6	3,2	1,8	-0,5
Ecuador	3,3	1,2	1,5	0,6
El Salvador	4,2	3,6	1,9	-1,2
Guatemala	3,7	2,5	2,4	-1,2
Honduras	3,5	4,0	2,8	-3,3
México	2,8	2,4	1,2	-0,8
Nicaragua	3,1	1,6	3,5	-2,0
Panamá	6,0	3,5	2,0	0,6
Perú	4,4	2,2	2,4	-0,3
Paraguay	3,1	2,5	2,3	-1,8
Rep. Dominicana	4,9	3,8	2,1	-1,0
Uruguay	3,4	1,5	1,1	0,9
Venezuela	2,8	0,9	1,9	0,0
América Latina	3,8	2,6	2,1	-0,8

Fuente: Elaboración propia.

Ahora bien, esos avances en los insumos de capital y trabajo en la práctica han sobrepasado la dinámica de su resultado (el crecimiento del PIB, documentado en las primeras columnas de los cuadros 2 y 3), con lo que la productividad total de factores en realidad tuvo un rol muy bajo o negativo durante los últimos 23 años en el crecimiento de la región (véase la última columna del cuadro 3). En otras palabras, la región no ha logrado utilizar con eficiencia la totalidad del esfuerzo de inversión que ha realizado en materia de capital físico y humano. Siguiendo a Maddison (1987), este es un rasgo estilizado que requiere una explicación, sobre lo cual se volverá más adelante.

En síntesis, de la aplicación mejorada del enfoque de contabilidad del crecimiento se desprenden ciertos hechos estilizados que contribuyen a explicar el magro crecimiento de largo plazo de la región. El capital, cuyo aumento ha sido bajo dados los bajos niveles de inversión como proporción del PIB, así como en comparación con otras regiones, es el que explica una parte mayoritaria del crecimiento. Además, algunos otros elementos —en particular la calidad de la fuerza de trabajo y la productividad total— han exhibido un bajo dinamismo o bien un desempeño negativo. Se deduce que el logro de mayores ritmos de crecimiento requerirá superar los rezagos en materia de inversión, calificación de la fuerza de trabajo y productividad.

V. LA EVOLUCIÓN RECIENTE DE LOS DETERMINANTES PRÓXIMOS DEL CRECIMIENTO: LA PROCICLICIDAD DE LA PRODUCTIVIDAD

Un examen de la evolución temporal de las contribuciones al crecimiento permite formular algunas explicaciones para el bajo crecimiento de la productividad en la región. Para este análisis se realizó un cálculo de los componentes del crecimiento en plazos más breves que en la sección anterior, lo que hace que el cálculo de la productividad total de factores recoja la influencia de factores cíclicos, entre otros. Por ello, los cálculos de la PTF en períodos más breves son conceptualmente distintos a la noción empleada en las secciones previas, la que se aproxima más a la eficiencia de uso de los recursos en el largo plazo. En efecto, para períodos más breves este cálculo de la PTF entrega una noción del grado de utilización de la capacidad, que está en gran medida determinado por fluctuaciones cíclicas.

El gráfico 1 ilustra por subregión y período el comportamiento de las contribuciones al crecimiento. Las figuras ilustran el carácter procíclico de la PTF durante períodos más cortos: su contribución al crecimiento es positiva en el caso de los países y períodos con mayor aumento del PIB, pero se torna negativa cuando hay reducciones fuertes del nivel de actividad, es decir, cuando baja el grado de utilización de la capacidad. La contracción y “resurrección” de la PTF durante períodos de contracción y auge da pie a la hipótesis de que estas grandes variaciones de la PTF estimada no corresponden a factores tecnológicos y que resultan de restricciones financieras y *shocks* macroeconómicos (Calvo et al., 2006). En ausencia de una acción contracíclica, esos *shocks* se traducen en cambios en la utilización de los factores. En un período de desaceleración (expansión) se reducen (aumentan) las horas trabajadas, produciendo menos (más) con la misma dotación de capital, lo que reduce (aumenta) la productividad total de la economía.

Gráfico 1

América Latina: Determinantes del crecimiento del PIB, contabilidad del crecimiento modificado por subregión y período, 1990-2013

(porcentaje, promedio simple de los países)



Como se documenta en Cepal (2013), la economía de la región exhibe durante los últimos 30 años un registro de crecimiento bajo e inestable¹⁸. Han sido frecuentes los *shocks* externos y las crisis de origen interno que se han traducido luego en procesos de contracción económica, ocasionando pérdidas de nivel de vida y productividad. Estas pérdidas de productividad se originan entonces en parte, tanto en las vulnerabilidades que enfrentan las economías como en la falta de capacidades contracíclicas para evitar o reducir las consecuencias de *shocks* externos y desequilibrios internos.

La heterogeneidad estructural de las economías de la región expresada en pronunciados diferenciales de productividad entre empresas de gran tamaño respecto de las (más numerosas) Pymes y la consiguiente segmentación del mercado del trabajo, agrega a esa variabilidad macroeconómica un efecto adicional, negativo para la productividad. Así, en América Latina y el Caribe las existencias de dos segmentos laborales diferenciados —uno dependiente de la demanda de empresas pequeñas y medianas, del sector público y del empleo formal por parte de hogares, y otro conformado por un excedente de fuerza de trabajo que encuentra empleo en sectores con menores barreras de ingreso y baja productividad— influye en la manera en que los mercados laborales de la región se ajustan a las diferentes fases del ciclo (Ocampo et al., 2009). Específicamente, en contraste con las economías desarrolladas y debido a la dinámica de la oferta laboral en particular, en fases de bajo crecimiento económico y escasa demanda laboral, el ajuste se ha dado menos por el lado del empleo y más por caídas de la productividad laboral (Cepal/OIT, 2012).

Lo anterior es agravado por un bajo desarrollo de los seguros de desempleo, por cuanto durante las desaceleraciones no aumenta el desempleo tanto como ocurriría en países industriales, dado que como estrategia defensiva ante la caída en la demanda laboral, las personas se emplean en actividades menos productivas, reduciéndose con ello la productividad total de la economía en forma procíclica.

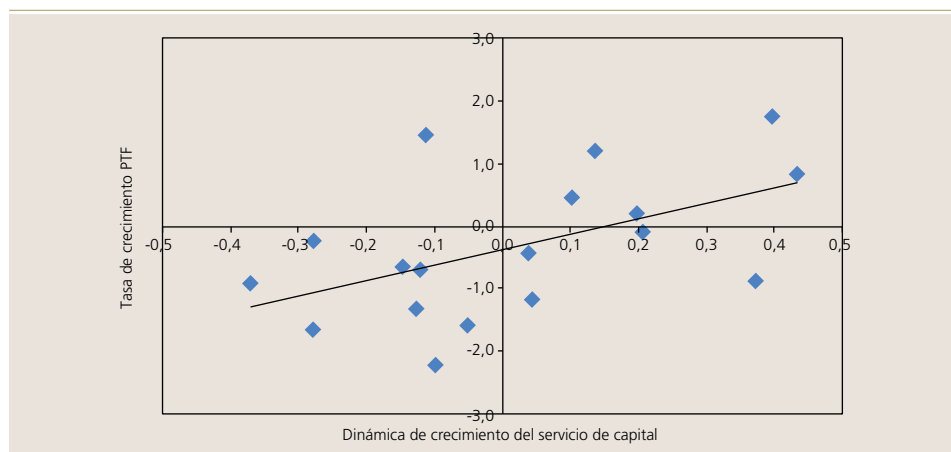
En suma, los *shocks* de corto plazo, cuando sus efectos sobre el nivel de actividad económica no son compensados o moderados a través de políticas contracíclicas, ocasionan una baja en la utilización de las capacidades productivas y reducen la productividad. Aún más, esos efectos de corto plazo afectan el crecimiento de largo plazo a través de dos vías. En primer lugar, las caídas en el crecimiento (y aumentos de capacidad ociosa) suelen afectar negativamente la inversión (Jiménez y Manuelito, 2013), con lo que un *shock* transitorio afecta la tendencia del crecimiento. En segundo lugar, como se aprecia en el gráfico 2, las variaciones en la contribución del capital al crecimiento están positivamente asociadas a los cambios en la PTF. Es decir, al reducirse la utilización del capital durante fases de baja actividad del ciclo, la PTF se reduce, deteriorándose por este segundo canal el crecimiento de largo plazo.

18 Véase la segunda parte de Cepal (2013), *Estudio Económico de América Latina y el Caribe*.

Gráfico 2

América Latina: Relación entre el cambio en la contribución del capital al crecimiento del PIB y la PTF, 2000-2013

(puntos porcentuales)



Fuente: Elaboración propia.

VI. ASPECTOS SECTORIALES DE LOS DETERMINANTES DE LA PRODUCTIVIDAD EN CINCO PAÍSES DE AMÉRICA LATINA

Hasta aquí, el análisis de la evolución de la productividad ha sido a nivel agregado. En esta sección se analiza el crecimiento económico, la productividad y sus determinantes en cinco países de América Latina (Argentina, Brasil, Chile, Colombia y México) en el período 1990-2010, para nueve sectores económicos.

La base de datos LA-KLEMS provee series de producción por sector económico, al igual que series de horas trabajadas y de servicios de capital. Para el caso de las horas trabajadas, se considera factores de cambio en la composición de la fuerza laboral, mientras para el capital se incluye los efectos de la velocidad de cambio en la inversión hacia bienes de tecnologías de la información y las comunicaciones (TIC) en los últimos años.

La inversión según tipo de bienes

La formación bruta de capital fijo (FBCF) en TIC consolida tres tipos de bienes: maquinaria de oficina y equipos informáticos, equipos de telecomunicaciones y software. La desagregación de la formación bruta de capital fijo por tipo de bienes TIC y no-TIC del cuadro 4 ilustra el gran tamaño de la participación de la inversión en TIC como porcentaje del PIB en Brasil, que duplica al segundo país con mayor tasa de participación en esta inversión, Colombia. En el caso de Chile, a pesar de haber sido el más retrasado en el tamaño de la inversión en TIC en 1995, incrementa con mayor rapidez su participación superando a Argentina y México. Para el período completo, en torno al 7% del total del esfuerzo inversor se destinó a inversión TIC en Argentina, Chile y México, mientras que en Colombia y Brasil alcanzaron a 12% y 19% del total de inversión, respectivamente.

Cuadro 4
Desagregación de la Formación Bruta de Capital Fijo

(porcentaje del PIB)

	1990			1995			2000		
	Total	TIC	NoTIC	Total	TIC	NoTIC	Total	TIC	NoTIC
Argentina	15,40	1,10	14,30	19,50	1,20	18,30	17,70	1,80	16,00
Brasil	N.A.	N.A.	N.A.	22,20	4,00	18,20	21,00	3,90	17,10
Chile	22,40	0,00	22,40	26,00	0,30	25,70	22,10	1,30	20,80
Colombia	13,80	1,30	12,50	19,30	2,00	17,30	12,70	1,60	11,00
México	18,80	1,10	17,70	18,20	1,00	17,20	21,50	1,90	19,60

	2005			2010a		
	Total	TIC	NoTIC	Total	TIC	NoTIC
Argentina	23,80	1,60	22,20	25,40	1,40	24,00
Brasil	20,00	4,10	15,90	24,70	4,90	19,70
Chile	23,90	1,50	22,40	23,90	2,10	21,80
Colombia	18,30	2,60	15,70	23,40	2,00	21,30
México	21,40	1,40	19,90	22,50	1,70	20,80

Fuente: Elaboración propia, sobre la base de estadísticas de LA-KLEMS.

El cuadro 5, que presenta la desagregación por tipo de activo no-TIC, ilustra el mayor esfuerzo inversor que han dedicado de manera sostenida a la construcción no residencial Chile, Colombia y México, y residencial en Argentina. Brasil concentra su inversión en otras maquinarias, seguida con un nivel levemente inferior por la inversión residencial.

Considerando que la inversión incorpora progreso técnico, el destino del tipo de bien es importante. En términos del tamaño de la inversión productiva no-TIC (descontando la inversión residencial) sobre el total, se diferencian los países en tres niveles: Argentina, que destina tan solo 60% del total invertido a inversión productiva, Brasil y México 70% y finalmente Chile y Colombia, que llegan al 80%. Estos dos últimos son los países en que el capital exhibe un mayor aporte al PIB y a la vez presentan las mayores mejoras en productividad.

Cuadro 5

Desagregación de la Formación Bruta de Capital Fijo por tipo de activo no-TIC

(porcentaje del PIB)

	1990					1995				
	Total No TIC	Residencial	No residencial	Equipo de transporte	Otra maquinaria	Total No TIC	Residencial	No residencial	Equipo de transporte	Otra maquinaria
Argentina	14,30	5,50	3,80	1,80	3,10	18,30	7,20	4,90	2,00	4,20
Brasil	N.D.	N.D.	N.D.	N.D.	N.D.	18,20	5,10	4,00	3,40	5,60
Chile	22,40	4,80	8,10	2,10	7,40	25,70	6,50	8,70	2,30	8,10
Colombia	12,50	1,50	7,00	1,00	3,00	17,30	2,10	11,40	1,00	2,80
México	17,70	4,60	5,40	2,30	5,30	17,20	4,60	5,40	1,30	5,90

	2000					2005				
	Total No TIC	Residencial	No residencial	Equipo de transporte	Otra maquinaria	Total No TIC	Residencial	No residencial	Equipo de transporte	Otra maquinaria
Argentina	16,00	6,30	4,50	1,80	3,40	22,20	8,80	5,20	3,00	5,20
Brasil	17,10	5,40	4,20	2,20	5,20	15,90	4,40	3,50	2,50	5,60
Chile	20,80	4,60	8,50	1,60	6,10	22,40	4,60	8,80	2,40	6,60
Colombia	11,00	1,90	5,60	1,00	2,60	15,70	3,70	7,20	1,70	3,00
México	19,60	6,00	6,30	2,50	4,90	19,90	6,50	6,60	2,10	4,80

	2010 ^a				
	Total No TIC	Residencial	No residencial	Equipo de transporte	Otra maquinaria
Argentina	24,00	9,70	4,90	3,40	6,00
Brasil	19,70	5,00	3,90	3,80	7,00
Chile	21,80	3,80	9,40	1,70	6,90
Colombia	21,30	4,00	10,30	2,10	4,90
México	20,80	6,50	7,20	1,90	5,30

Fuente: Elaboración propia, sobre la base de estadísticas de LA-KLEMS.

Los determinantes próximos del crecimiento según sector

Acorde con lo obtenido en el análisis agregado, en cuatro de los cinco países es la inversión, en particular la destinada a bienes no-TIC, la que explica el crecimiento global del valor agregado, así como el crecimiento del sector más dinámico, transporte y comunicaciones. La excepción es Brasil donde son los aportes del trabajo, especialmente las horas trabajadas, las que explican la mayor parte del aumento en el valor agregado, incluso en el sector de transporte y comunicaciones (cuadro 6). En contraste, el aporte de la calidad de la fuerza de trabajo y la PTF es bajo.

**Cuadro 6****Determinantes del crecimiento del valor agregado por sector económico, 1990-2010**

Argentina (1991-2010)	Valor agregado	Horas trabajadas	Calidad del empleo	Capital TIC	Capital no TIC	PTF
Total	3,9	0,8	0,2	0,6	2,4	-0,1
Agropecuario, silvícola y pesca	3,0	0,0	0,5	0,0	3,3	-0,9
Minería	3,0	2,2	-0,3	0,2	8,8	-7,9
Industria manufacturera	3,5	0,0	0,5	0,4	2,8	-0,1
Electricidad, gas y agua	5,3	-0,9	0,0	0,6	3,2	2,4
Construcción	5,6	2,1	-0,2	0,1	0,7	2,9
Comercio, restaurantes y hoteles	4,0	2,1	0,0	0,5	1,9	-0,6
Transporte y comunicaciones	6,9	0,5	0,4	0,3	3,3	2,5
Servicios financieros y empresariales	4,2	0,8	0,0	1,6	3,0	-1,2
Servicios comunales, sociales y personales	2,9	1,0	0,3	0,3	0,5	0,8
Brasil (1996-2009)	Valor agregado	Horas trabajadas	Calidad del empleo	Capital TIC	Capital no TIC	PTF
Total	2,6	1,8	1,0	0,8	0,4	-1,4
Agropecuario, silvícola y pesca	3,5	-0,8	1,0	0,3	0,6	2,4
Minería	3,9	1,1	0,8	2,7	1,6	-2,4
Industria manufacturera	1,1	1,3	0,7	1,1	0,2	-2,2
Electricidad, gas y agua	2,9	0,3	0,5	1,4	1,2	-0,6
Construcción	2,0	2,0	0,8	0,2	0,8	-1,8
Comercio, restaurantes y hoteles	2,5	2,2	1,0	0,2	0,1	-1,1
Transporte y comunicaciones	4,0	1,5	0,6	1,2	0,7	0,0
Servicios financieros y empresariales	3,5	4,0	0,5	0,6	0,0	-1,6
Servicios comunales, sociales y personales	2,6	1,3	1,6	0,9	0,6	-1,7
Chile (1991-2010)	Valor agregado	Horas trabajadas	Calidad del empleo	Capital TIC	Capital no TIC	PTF
Total	4,3	1,6	0,9	0,3	2,1	-0,4
Agropecuario, silvícola y pesca	4,3	-0,6	0,9	0,1	-0,7	4,6
Minería	4,0	0,1	0,7	0,3	4,5	-1,5
Industria manufacturera	3,1	0,4	1,1	0,2	2,1	-0,7
Electricidad, gas y agua	4,6	0,4	0,1	0,4	6,3	-2,5
Construcción	4,1	3,0	1,1	0,1	0,4	-0,4
Comercio, restaurantes y hoteles	6,0	2,1	1,1	0,3	1,1	1,4
Transporte y comunicaciones	6,9	1,8	0,9	0,4	3,7	0,1
Servicios financieros y empresariales	5,9	4,3	0,6	0,5	1,9	-1,5
Servicios comunales, sociales y personales	3,3	1,5	1,5	0,3	1,2	-1,2

continuación Cuadro 6

Colombia (1991-2010)	Valor agregado	Horas trabajadas	Calidad del empleo	Capital TIC	Capital no TIC	PTF
Total	3,2	1,6	0,5	0,5	2,5	-1,9
Agropecuario, silvícola y pesca	1,7	-1,3	-1,9	0,0	2,5	2,4
Minería	4,0	1,3	0,1	0,7	9,4	-7,4
Industria manufacturera	2,0	0,7	1,0	0,1	3,1	-2,8
Electricidad, gas y agua	3,0	-0,5	-0,9	0,0	10,4	-6,0
Construcción	2,7	2,9	-1,0	0,0	1,4	-0,5
Comercio, restaurantes y hoteles	2,6	2,6	1,8	0,3	1,4	-3,4
Transporte y comunicaciones	4,6	1,9	1,8	4,1	3,4	-6,6
Servicios financieros y empresariales	3,4	3,7	1,4	0,3	1,1	-3,1
Servicios comunales, sociales y personales	5,0	-0,4	-1,1	0,1	1,7	4,7

México (1991-2009)	Valor agregado	Horas trabajadas	Calidad del empleo	Capital TIC	Capital no TIC	PTF
Total	1,8	1,2	0,5	0,4	1,2	-1,4
Agropecuario, silvícola y pesca	1,0	0,0	0,4	0,1	1,6	-1,0
Minería	0,4	-0,4	0,6	0,1	2,0	-1,9
Industria manufacturera	1,6	-0,1	0,4	0,2	1,1	0,0
Electricidad, gas y agua	2,9	0,3	0,1	0,5	1,0	1,1
Construcción	1,6	2,3	1,0	0,4	1,3	-3,3
Comercio, restaurantes y hoteles	1,6	3,5	1,1	0,8	0,9	-4,7
Transporte y comunicaciones	3,9	1,1	0,7	0,6	1,1	0,5
Servicios financieros y empresariales	2,9	1,2	0,0	0,4	1,8	-0,5
Servicios comunales, sociales y personales	0,5	1,1	0,1	0,4	0,5	-1,5

Fuente: Elaboración propia, sobre la base de estadísticas de LA-KLEMS.

El aporte del trabajo al valor agregado en todos los países está fundamentalmente basado en las horas trabajadas y en mucha menor proporción por la calidad del trabajo. El aporte del trabajo se concentró en los sectores de servicios, comercio y servicios financieros y empresariales, y la construcción, es decir, en gran medida sectores no transables. Las horas trabajadas crecieron muy poco en el sector manufacturero en cuatro de los países y se redujeron en México. La calidad del trabajo mejoró en todos los sectores en cuatro de los países, en tanto solo Colombia muestra contribuciones negativas del cambio en la composición del empleo en algunos sectores. En el sector primario, acorde con las tendencias normales del cambio estructural observado en otras experiencias, en general se registra una absorción muy baja o negativa de la cantidad de trabajo, sumada a una mejora en la calidad del factor trabajo.

Para el período de 20 años considerado, se confirma en general con el ejercicio más desagregado a nivel de nueve sectores para los cinco países que la PTF ha tenido una contribución negativa. La principal excepción a esta regularidad es

Argentina, donde cinco de los nueve sectores exhiben una contribución de la PTF positiva, aunque para la economía en su conjunto la PTF permanece negativa.

Por último, en cuatro de los cinco países analizados, se observa que los sectores que registran el menor nivel de PTF fueron aquellos donde el capital tuvo su mayor contribución al crecimiento del valor agregado: el sector minería en Argentina y Brasil; electricidad, gas y agua en Chile, y transporte y comunicaciones en Colombia. Ello podría ser un indicio de que el problema de menor crecimiento del valor agregado en los países de la región no solo ha estado en un bajo nivel de inversión sino que además en su asignación sectorial y en su gestión, dos temas sobre los cuales no existen suficientes estudios.

Para poder plantear hipótesis sobre el comportamiento de nuestras economías en relación con las economías más desarrolladas, se realiza un nuevo ejercicio comparativo con los países industriales tomados como referencia. La comparación se realizó por sector de actividad económica para las variables de productividad del trabajo, capital no-TIC y capital TIC por hora trabajada y productividad total de factores.

Como pudo verse en el cuadro 1, el nivel de productividad del trabajo en los países de ALC (medida en términos de PPP 1995) es de alrededor de 1/3 de los países de referencia. Ya en el cuadro 7, se presenta la información de productividad por sector de actividad económica para los países industriales de referencia y los cinco latinoamericanos. Una de las primeras regularidades que se observa es que, en general, a mayor dotación de capital no-TIC y TIC la productividad del trabajo es mayor. En efecto, para todos los países industriales más Argentina y Brasil el sector de mayor productividad (ocho países) es el sector electricidad-gas-agua (E). En el Reino Unido, Chile y México ese sector corresponde a minería. Colombia es un caso curioso en que la mayor productividad del trabajo se encuentra en el sector financiero y servicios de negocios. Esta regularidad coincide con el hecho, esperado, de que la relación capital/trabajo es mayor en los sectores de más alta productividad. En efecto, en el caso de la relación Capital- no-TIC / trabajo, observamos que el sector (E) es el que registra la más alta relación en 10 de los 12 países, siendo superado en solo dos países por el sector minería.

Es importante destacar que en el caso de los países industriales la más alta intensidad del Capital no-TIC se asocia uno a uno con la mayor productividad del trabajo. Es así como para seis de los países de referencia coincide que eso ocurre en el sector (E) salvo en el Reino Unido, donde ocurre en el sector minería.

En cambio, en los cinco países de América Latina esta coincidencia se da solo en el caso de Brasil. Esto apunta a que en los otros cuatro países posiblemente estemos asistiendo a un fenómeno de mala asignación de la inversión.

En el caso del Capital TIC la relación entre *stock* de capital y productividad del trabajo no es tan estrecha y ciertamente es mucho menor que en el de la relación Capital no-TIC a trabajo, aunque el sector (E) sigue siendo el que domina en siete de los 12 países. También es importante destacar que, como es de esperar, el *stock* de capital no-TIC supera ampliamente, y en varios casos excede hasta en

50 veces, la inversión acumulada en Capital TIC. Desde luego, esto tiene mucho que ver con la naturaleza del sector (E), que incorpora grandes inversiones en infraestructura física, como son plantas de generación, tuberías, postes, cables, etc.

Si consideramos la otra cara de la moneda, es decir, los sectores de más baja productividad laboral, constatamos que el sector agrario (AtB) tiene la mayor frecuencia (siete países) seguido del sector construcción (F) con tres países. A la vez si consideramos la dotación de capital con que se trabaja en esos sectores, constatamos que son los sectores de menor dotación de capital por unidad de trabajo. En efecto, el sector construcción es el de menor relación Capital no-TIC a trabajo en nueve de los 12 países. A la vez, el sector (AtB) es el sector con la más baja relación Capital-TIC/trabajo en los 12 países considerados, lo que indica la baja absorción de tecnologías digitales en la agricultura.

El cuadro 7 presenta también un índice de dispersión. Medida por la desviación estándar de logs, la dispersión de la productividades del trabajo por sector de actividad económica es más alto en cuatros de los países de América Latina (la excepción es Argentina) respecto a los países de referencia. Este resultado refleja ineficiencias en su asignación para la desagregación en nueve sectores de actividad económica que estamos usando.

Igualmente, la dispersión del K/L y K no-TIC/ L es (ligeramente) más alta en países de América Latina (con la excepción de Argentina) que en los países de la UE. Para la relación K TIC/ L la dispersión en los países en ALC no es diferente de la de los otros países. La característica principal es la alta variabilidad del indicador de dispersión entre todos los países, sin una tendencia clara entre ALC y los países de referencia.

Por último, el cuadro 7 ofrece el mismo conjunto de estadísticas descriptivas de productividad total de factores (PTF). Los niveles de PTF se han calculado siguiendo a Hulten y Schwab (1993), utilizando una referencia para obtener un indicador transitivo que es comparable en todos los sectores, países y años. La referencia utilizada es la economía total de EE.UU. en el primer año (1995), para detalles de su cálculo ver Aravena et al., (2014).

Los principales hechos destacados son los siguientes. En primer lugar, el nivel de la PTF es menor en los países de ALC (alrededor de la mitad de los países de referencia). En segundo lugar, los sectores con mayor y menor PTF varían de país en país y parecen ser idiosincráticos, dependiendo de las circunstancias locales. En solo dos países, Francia y Argentina, ocurre que la mayor PTF se observa en el sector de más alta productividad laboral, esto es el sector (E). En tercer lugar, la dispersión es claramente mayor en los países de América Latina (aproximadamente el doble de la de los países de referencia). De hecho, esta es la variable para la que la dispersión es claramente más alta en los países de ALC. Esto significa que las diferencias en los niveles de eficiencia alcanzada por los diferentes sectores de actividad económica de los países de ALC son muy altas. De hecho, la mayor parte de la dispersión que se encuentra en la productividad del trabajo se puede atribuir a la PTF.



Cuadro 7

América Latina y países desarrollados (países seleccionados)
Productividad laboral, capital por hora trabajada y productividad
total de los factores, comparada por sector de actividad económica
(en dólares PPP de 1995)

PRODUCTIVIDAD LABORAL COMPARADA

	Francia	Alemania	Italia	España	Reino Unido	Estados Unidos	Japón	Argentina	Brasil	Colombia	Chile	México
Sector con mayor productividad laboral en el 2007												
Sector	E	E	E	E	C	E	E	E	E	JtK	C	C
Prod. Laboral	124,05	102,09	118,26	176,83	151,12	163,52	190,95	51,05	42,26	43,12	72,93	46,17
Sector con menor productividad laboral en el 2007												
Sector	AtB	AtB	AtB	F	F	F	AtB	GtH	AtB	GtH	AtB	AtB
Prod. Laboral	19,12	15,81	15	16,74	16,08	13,61	9,28	9,24	2,88	3,56	5,66	3,25
Desviación estándar del log de la productividad laboral sectorial												
1995	0,49	0,5	0,65	0,56	0,84	0,59	0,73	0,81	0,91	1	0,91	0,94
2007	0,58	0,54	0,68	0,71	0,79	0,69	0,86	0,61	0,86	0,93	0,85	0,94

CAPITAL POR HORA TRABAJADA COMPARADO

a) relación K/L

	Francia	Alemania	Italia	España	Reino Unido	Estados Unidos	Japón	Argentina	Brasil	Colombia	Chile	México
Sector con mayor ratio Capital / Trabajo en el 2007												
Sector	E	E	E	E	C	E	E	C	E	E	E	E
Capital / Labor ratio	568,82	582,9	911,76	785,04	1113,84	888,16	1633,41	27,64	84,81	375,28	1446,56	645,86
Sector con menor ratio Capital / Trabajo en el 2007												
Sector	F	F	F	F	F	F	F	F	GtH	F	GtH	AtB
Capital / Labor ratio	13,78	11,54	27,72	19,42	8,19	11,99	9,92	2,44	2,48	2,41	5,43	5,11
Desviación estándar del log del ratio Capital / Trabajo												
1995	1,03	1,02	1,24	1,02	1,6	1,45	1,3	0,55	1,17	1,4	1,91	1,73
2007	1,03	1,11	1,15	1,15	1,49	1,37	1,39	0,76	1,27	1,55	1,85	1,56

continuación Cuadro 7

b) K/L No-TIC

	Francia	Alemania	Italia	España	Reino Unido	Estados Unidos	Japón	Argentina	Brasil	Colombia	Chile	México
Sector con mayor ratio Capital noTIC/ Trabajo en el 2007												
Sector	E	E	E	E	C	E	E	C	E	E	E	E
ratio Capital noTIC / Trabajo	540,25	559,55	900,28	755,59	1109,78	825,58	1600,01	26,97	60,29	367,47	1445,59	618,58
Sector con menor ratio Capital noTIC/ Trabajo en el 2007												
Sector	F	F	F	F	F	F	F	F	JtK	F	GtH	AtB
ratio Capital noTIC / Trabajo	12,49	10,33	25,47	18,01	6,97	8,42	9,31	2,16	1,38	1,77	4,63	4,99
Desviación estándar del log del ratio Capital noTIC/ Trabajo												
1995	1,04	1,04	1,25	1,03	1,63	1,48	1,31	0,54	1,24	1,41	1,91	1,74
2007	1,05	1,16	1,17	1,19	1,59	1,5	1,42	0,77	1,3	1,62	1,87	1,65

c) TIC K/L

	Francia	Alemania	Italia	España	Reino Unido	Estados Unidos	Japón	Argentina	Brasil	Colombia	Chile	México
Sector con mayor ratio Capital TIC/ Trabajo en el 2007												
Sector	E	JtK	I	E	E	E	E	LtQ	C	E	I	E
ratio Capital TIC / Trabajo	28,57	23,96	25,07	29,45	58,12	62,58	33,4	3,4	44,23	7,81	19,73	27,27
Sector con menor ratio Capital TIC/ Trabajo en el 2007												
Sector	AtB	AtB	AtB	AtB	AtB	AtB	AtB	AtB	AtB	AtB	AtB	AtB
ratio Capital TIC / Trabajo	0,17	0,96	0,3	0,13	0,28	2,06	0,21	0,01	0,81	0,24	0,01	0,13
Desviación estándar del log del ratio Capital TIC/ Trabajo												
1995	1,74	1,14	1,76	2	1,65	1,36	1,48	2,44	1,17	1,04	2,42	1,92
2007	1,51	1,18	1,25	1,68	1,66	1,21	1,64	1,98	1,39	1,08	2,49	1,46

PRODUCTIVIDAD TOTAL DE LOS FACTORES (PTF) COMPARADA.

	Francia	Alemania	Italia	España	Reino Unido	Estados Unidos	Japón	Argentina	Brasil	Colombia	Chile	México
Sector con mayor PTF en el 2007												
Sector	E	D	C	E	D	D	C	E	JtK	C	JtK	JtK
PTF	153,36	142,54	133,56	140,15	133,98	180,06	126,57	367,31	107,63	134,63	133,17	186,52
Sector con menor PTF en el 2007												
Sector	AtB	AtB	AtB	LtQ	LtQ	C	AtB	LtQ	GtH	LtQ	GtH	E
PTF	64,86	69,96	51,22	70,19	66,85	40,72	27,47	41,46	19,63	22,48	13	19,3
Desviación estándar del log de PTF												
1995	0,24	0,34	0,3	0,18	0,25	0,24	0,4	0,84	0,65	0,57	0,73	0,71
2007	0,26	0,19	0,25	0,26	0,25	0,43	0,42	0,65	0,58	0,51	0,67	0,66

Notas: TOT = ECONOMÍA TOTAL; AtB = Agricultura y pesca; C = Minería; D = Manufacturas; E = Electricidad, gas y agua; F = Construcción; GtH = Comercio, hoteles y restaurantes; I = Transporte y comunicaciones; JtK = Finanzas, seguros y servicios de negocios; LtQ = Servicios personales, comunitarios y sociales.

VII. REFLEXIONES FINALES Y CONCLUSIÓN

En este capítulo se ha revisado la evidencia empírica respecto del crecimiento de ALC durante el período 1990-2013. Para ello se ha utilizado el paradigma de la “contabilidad del crecimiento” en la tradición de autores como Solow (1956), Denison (1967), Jorgensen (varios) y Maddison (1987). Dependiendo de la disponibilidad de datos se ha presentado tres ejercicios para explicar las “causas inmediatas” del crecimiento económico en la región. Del análisis de los datos se deduce una serie de observaciones y hechos estilizados para los efectos del desafío para el crecimiento de largo plazo que enfrentan los países de la región:

- i) La productividad laboral en países de América Latina es considerablemente más baja que en países desarrollados y, con pocas excepciones, las brechas se han incrementado.
- ii) Uno de los factores explicativos claves radica en la considerable mayor profundización del capital en los países desarrollados, que se expresa en razones capital/trabajo bastante más elevadas. Aún más, los países de la región exhiben un rezago creciente en el aumento de la razón capital/trabajo, lo que podría augurar pérdidas de competitividad frente a los países desarrollados debido a un menor crecimiento relativo de la productividad. En el contexto externo actual, en el cual el impulso proveniente de la demanda mundial será menos intenso que durante el período 2003-2008, sostener el crecimiento sobre la base de la competitividad supone el serio desafío de revertir estas tendencias.
- iii) El crecimiento de la región durante los últimos veinticinco años ha sido bajo. Ello se debe en parte al aporte insuficiente de algunos factores, en particular de la calidad de la fuerza de trabajo y la productividad. Aunque los niveles de inversión en la región son inferiores a aquellos de países que elevaron sostenidamente su crecimiento, el incremento en los servicios del capital explica 68% del crecimiento promedio en el período 1990-2013 en América Latina, en tanto el aporte de esos otros factores es magro o negativo.
- iv) Si bien el aporte del trabajo ha sido positivo, el aspecto que domina es el aumento en las horas trabajadas. La calidad del trabajo, medida según su grado de calificación educacional, hasta ahora ha tenido una incidencia menor.
- v) Lo anterior destaca uno de los grandes desafíos de la región: el aumento en la calificación y aporte productivo de su fuerza de trabajo, tanto mediante mejoras en el ámbito educacional en todos sus niveles, como en la promoción del empleo en los segmentos de mayor productividad.
- vi) De los aportes del capital, el más importante ha sido el capital no-TIC. Con todo, varios países han elevado recientemente su inversión en capital TIC.
- vii) En el mediano y corto plazo, la PTF exhibe un carácter procíclico, aumentando durante los auges, y viceversa. A la vez, las pérdidas de productividad asociadas a los episodios de bajo crecimiento afectan negativamente la trayectoria del crecimiento de largo plazo, tanto por los desincentivos para la inversión derivados de una baja utilización de la capacidad, como por la reducción en la PTF que ocasionan las caídas en la utilización de los servicios del capital.

En el contexto de los desafíos de política que enfrenta la región, cabe señalar las siguientes orientaciones para una política a favor de un crecimiento sostenible:

- i) Las políticas macroeconómicas que maximicen en forma sostenible la utilización de las capacidades productivas son críticas para el crecimiento de largo plazo, proteger la productividad del trabajo y el ingreso de las personas.
- ii) Entre las políticas macro, es preciso enfatizar la promoción de la inversión. Como muestran los ejercicios realizados, sin un esfuerzo significativo en inversión no aumentarán la productividad ni el ingreso. No obstante, la prevalencia casi generalizada de productividad total de factores negativa en un plazo de 23 años es una alerta en cuanto a que la asignación y utilización eficiente de los recursos acumulados es insuficiente en la región. Si bien la acumulación de factores, mediante la inversión y mejoras del capital humano, son condiciones necesarias para el crecimiento de largo plazo, también lo serán las políticas de orden microeconómico que por la vía de estímulos apropiados en conjunto con la acción pública, contribuyan a superar los escollos estructurales que limitan la productividad e impiden la transformación productiva tal como esta es concebida por la Cepal (2012), Cambio estructural para la igualdad.
- iii) Las políticas macro también deben apuntar a salvaguardar la competitividad de los sectores transables de la economía para elevar la productividad en los sectores donde la competencia y la innovación tienen una mejor oportunidad de materializarse. Si bien hay servicios que ayudan al crecimiento de la productividad, como telecomunicaciones, es difícil aumentar la productividad en otras áreas del sector servicios.
- iv) Las políticas microeconómicas deben apuntar a mejorar la productividad del trabajo y la PTF en sectores clave. Ello puede tomar múltiples formas, desde los ejercicios de identificar barreras a la producción y la competencia, o mejorar la capacitación laboral para elevar la productividad del trabajo por unidad de capital invertido, hasta el apoyo a la inversión en infraestructura clave para el crecimiento.
- v) Es preciso tener presente que la productividad media de las economías de la región es de 1/3 o menos que la de los países industrializados (véase cuadro 1) y que hasta ahora el principal aporte del factor trabajo proviene de un aumento de las horas trabajadas, que también tiene límites. Por ello, y por la previsión de un menor ritmo de impulso externo durante los próximos años, para estimular el crecimiento de la región, será indispensable fortalecer la productividad.

Nada de lo anterior supone que exista una “receta” para alcanzar y sostener altas tasas de crecimiento. La experiencia de otras regiones indica que las combinaciones de política que han llevado a un grupo pequeño de países a dar grandes saltos hacia niveles de ingreso superior, tienen mucho de “sudor y sacrificio” (altas tasas de inversión, que posponen el consumo presente). La evidencia disponible para América Latina y el Caribe parece confirmar esta hipótesis, sin perjuicio de que las brechas existentes en materia de productividad y de eficiencia en la utilización de los recursos también ofrecen oportunidades para impulsar el crecimiento.

REFERENCIAS

Abramovitz, M. (1993). “The Search for the Sources of Growth: Areas of Ignorance, Old and New”. *Journal of Economic History* 53(2): 213–43.

Aravena, C., J. Fernández, A.A. Hofman, y M. Mas (2014). “Structural Change in Four Latin American Countries. An International Perspective”. *Serie Macroeconomía del Desarrollo* N°150 (LC/L.3725), noviembre.

Aravena C. y A.J. Fuentes (2013). “El Desempeño Mediocre de la Productividad Laboral en América Latina: Una Interpretación Neoclásica”. *Serie Macroeconomía del Desarrollo* N°140, (LC/L.3725), noviembre.

Aravena, C. y A.A. Hofman (2014). “Crecimiento Económico y Productividad en América Latina. Una Perspectiva por Industrias —base de datos LA-KLEMS”. *Serie Macroeconomía del Desarrollo* N°152, (LC/L.3870) Cepal.

Aravena, C. J. Jofré y F. Villarreal (2009). “Estimación de Servicios de Capital y Productividad para América Latina”. *Serie de Estudios Estadísticos y Prospectivos*, Cepal.

Bosworth, B. y S. Collins (2003). *The Empirics of Growth: An Update*. Brookings Institution.

Calvo, G.A., A. Izquierdo y E. Talvi (2006). “Sudden Stops and Phoenix Miracles in Emerging Markets”. *American Economic Review* 96(2): 405–10.

Caselli, F. (2004). “Accounting for Cross-Country Income Differences”. NBER Working Paper N° 10828.

Cepal (2012). “Cambio Estructural para la Igualdad. Una Visión Integrada del Desarrollo”. Trigésimo cuarto período de sesiones.

Cepal (2013). “Estudio Económico de América Latina y el Caribe, 2013. Tres Décadas de Crecimiento Desigual e Inestable” (LC/G.2574-P), Santiago de Chile, agosto. Publicación de las Naciones Unidas.

Cepal/OIT (2012). “Productividad Laboral y Distribución”. Coyuntura Laboral en América Latina y el Caribe, N°6, Santiago de Chile, mayo.

Denison, E.F. (1967). *Why Growth Rates Differ*. Washington D.C.: Brookings Institution.

De Vries, G.J., N. Mulder, M. Dal Borgo y A.A. Hofman (2010). “TCI investment in Latin America: Does It Matter for Economic Growth? En *Innovation and Economic Development. The impact of TCI in Latin America*: Edward Elgar.

Easterly, W. y R. Levine (2001). "It's Not Factor Accumulation: Stylized Facts and Growth Models". *World Bank Economic Review* 15: 177–219.

Hall, R.J. y C.I. Jones (1999). "Why Do Some Countries Produce So Much More Output per Worker than Others?" *Quarterly Journal of Economics* 125(1): 83–116.

Harchaoui T.M., and F. Tarkhani (2003). "A Comprehensive Revision of the Capital Input Methodology for Statistics Canada Multifactor Productivity." In *Productivity Growth in Canada - 2002*. Edited by J.R. Baldwin, and T.M. Harchaouié. Ottawa: Statistics Canada Catalogue No. 15-204-XPE, 2003.

Harcourt, G.C. y N. Laing (1971). *Capital and Growth: Selected Readings*. Baltimore, EE.UU.: Penguin Books.

Hulten, C.R. y R. Schwab (1993). "Endogenous Growth, Public Capital, and the Convergence of Regional Manufacturing Industries". NBER Working Paper N°4538.

Hulten, C. (2001). *Total Factor Productivity. A Short Biography*. Capítulo 1 en *New Developments in Productivity Analysis*, editado por C. Hulten, E.R. Dean y M.J. Harper. Chicago, IL: University of Chicago Press.

Inklaar, R., M. O'Mahony y M.P. Timmer (2005). "TCI and Europe's Productivity Performance: Industry-level Growth Account Comparisons with the United States". *Review of Income and Wealth* 51(4): 505–36.

Jiménez, L.F. y S. Manuelito (2013). "Rasgos Estilizados de la Relación entre Inversión y Crecimiento en América Latina y el Caribe 1980-2012". Serie Macroeconomía del Desarrollo N°136 (LC/L,3704), Cepal.

Jorgenson, D.W. y K. Vu (2005). "Information Technology and the World Economy". *Scandinavian Journal of Economics* 107(4): 631–50.

Jorgenson, D.W., F.M. Gollop y B.M. Fraumeni (1987). *Productivity and U.S. Economic Growth*. Cambridge, MA: Harvard University Press.

Jorgenson, D.W., M.S. Ho y K.J. Stiroh (2005). *Information Technology and the American Growth Resurgence*. Cambridge, MA, MIT Press.

Jorgenson, D.W. y Z. Griliches (1967). The Explanation of Productivity Change. *Review of Economic Studies* 34(3): 249–83.

Klenow, P.J. y A. Rodríguez-Clare (1997). "The Neoclassical Revival in Growth Economics: Has It Gone Too Far?" En: *NBER Macroeconomics Annual*, editado por B. Bernanke y J. Rotemberg. Cambridge, MA: The National Bureau of Economic Research.



Maddison, A. (1987). "Growth and Slowdown in Advanced Capitalist Economies: Techniques of Quantitative Assessment". *Journal of Economic Literature* 25(2): 649-98. vol. 25, issue 2, 649-98

Mas, M., F. Pérez, F. y E. Uriel (2005). *El Stock y los Servicios de Capital en España, Nueva Metodología*. Fundación BBVA, Bilbao.

Ocampo, J.A., C. Rada y L. Taylor (2009). "Growth and Policy in Developing Countries: A Structuralist Approach". Nueva York, NY: Columbia University Press.

OCDE (2008). *Measuring Capital*, segunda edición. París, Francia: Organización para la Cooperación y Desarrollo Económicos.

Robinson, J. (1961). *Exercises in Economic Analysis*. Londres, Reino Unido: Macmillan & Co. Ltd.

Schreyer, P. (2002). "Computer Price Indices and International Growth and Productivity Comparisons". *Review of Income and Wealth*, 48(1), 15-31

Sraffa, P. (1960) *Production of commodities by means of commodities. Prelude to a Critique of Economic Theory*. Cambridge, Reino Unido: Cambridge University Press.

Solow, R. (1956). "A Contribution to the Theory of Economic Growth". *Quarterly Journal of Economics* 70(1): 65-94.

Timmer, M.P., R. Inklaar, M. O'Mahony y B. van Ark (2010). *Economic Growth in Europe. A Comparative Industry Perspective*. Cambridge, Reino Unido: Cambridge University Press.

Tornqvist, L. (1936). "The Bank of Finland's Consumption Price Index", Bank of Finland Monthly Bulletin, No. 10, 1-8

UIT (2015). Informe sobre Medición de la Sociedad de la Información 2015. Unión Internacional de Telecomunicaciones.

Van Ark, B., R. Inklaar y R.H. McGuckin (2003). "TCI and Productivity in Europe and United States, Where Do the Differences Come From?" *CESifo Economic Studies* 49(3): 295-318.

Van Ark, B., J. Melka, N. Mulder, M. Timmer y G. Ypma (2002). "TCI Investments and Growth Accounts for the European Union, 1980-2000". GGDC Research Memorandum, N°56, Grinigen Growth and Development Centre.



POLÍTICA MONETARIA ÓPTIMA BAJO INESTABILIDAD FINANCIERA EN ECONOMÍAS EMERGENTES*

Carlos Rojas Q.**

I. INTRODUCCIÓN

¿Cómo debe actuar la política monetaria ante choques financieros? La crisis financiera internacional desafió al conocimiento macroeconómico y lo enfrentó a múltiples dilemas. En el caso de las economías desarrolladas, la respuesta de política provino de inmensos paquetes monetarios que buscaron estabilizar la provisión del crédito a la economía (*Quantitative Easing*) luego de que se llegara rápidamente a tasas de interés históricamente bajas. En el caso de economías emergentes, la respuesta de política fue relativamente homogénea. En relación con el manejo de tasas de interés, las economías de la región latinoamericana con régimen monetario de metas de inflación redujeron sus tasas de política de forma agresiva llegando, en muchos casos, a mínimos históricos. Junto con ello, este contexto se caracterizó por primas de riesgo soberano que aumentaron en gran magnitud, lo que provocó fuertes presiones depreciatorias en el tipo de cambio, intensificando la contracción crediticia en algunas economías debido al efecto de “hoja de balance” sobre la deuda emitida en moneda extranjera, e iniciando brotes inflacionarios que alimentaron el conocido *trade-off* de política monetaria.

En relación con políticas no convencionales, y a diferencia de los países desarrollados, en la región latinoamericana ya se conocía el uso de ciertos instrumentos más allá de la tasa de interés debido a su experiencia previa con las crisis financieras de la década de los noventa. Sin embargo, la magnitud del choque y la creciente globalización financiera exigieron respuestas más ingeniosas, como la creación de nuevos instrumentos de política, la ampliación de colaterales o plazos de deuda, la intervención activa en el mercado cambiario ante la volatilidad creciente y el uso de políticas macroprudenciales, tal como se señala en Castillo y Contreras (2010) y Castillo et al. (2011). Si algo se ha de subrayar en este contexto es la importancia que tuvieron los instrumentos que reducen la volatilidad cambiaria y la inestabilidad financiera, tal como se puede observar en el cuadro 1. En ese sentido, se puede decir que el accionar de política monetaria ante la reciente crisis no se enfocó solamente en el manejo de tasas de interés ni en su papel como prestamista de última instancia, sino que también se utilizaron herramientas como las tasas de encaje o se generaron espacios de coordinación multisectorial.

* Se agradecen los valiosos comentarios de Klaus Schmidt-Hebbel, Luigi Butrón, William Sánchez y de los participantes del XXXIII Encuentro de Economistas del Banco Central de Reserva del Perú. Asimismo se agradece los importantes aportes de dos árbitros anónimos. Cualquier error u omisión es de mi entera responsabilidad.

** Pontificia Universidad Católica de Chile. E-mail: carojas20@uc.cl

Cuadro 1

Política monetaria-macroprudencial implementada desde la crisis financiera, en países de la región con régimen monetario de metas de inflación

Política	Brasil	Chile	Colombia	Perú	México	Uruguay ^a
Política monetaria						
Tasa de interés	√	√	√	√	√	
Política de encajes	√	√	√	√		√
Política cambiaria						
Intervención cambiaria	√			√	√	√
Política macroprudencial						
Provisiones dinámicas		√	√	√	√	√
Req. de capital contracíclico				√		
Límites al ratio P/V ^b o D/I ^c	√	√	√	√		
Coordinación multisectorial						
Comité de Estabilidad Financiera	√	√			√	√

Fuentes: Castillo y Contreras (2010), Castillo et al. (2011), Jácome (2013) y Ruiz et al. (2014).

a. Uruguay tiene como instrumento monetario el agregado M1.

b. Préstamo/Valor.

c. Deuda/Ingreso.

Dadas las múltiples dimensiones a analizar ante un choque de riesgo financiero en una economía emergente, esta investigación se enfoca en evaluar la respuesta óptima de política monetaria en un contexto de inestabilidad financiera, caracterizado por el incremento de la probabilidad de mora o *default* del crédito bancario, y brindar un análisis sobre la necesidad de que la autoridad monetaria responda a fluctuaciones de algún indicador financiero (como el crédito bancario) para hacer frente a un escenario de estrés. Asimismo, el trabajo da respuestas sobre la importancia de incorporar herramientas macroprudenciales en un contexto como el señalado.

Para ello, se construyó un modelo DSGE para una economía pequeña y abierta, al estilo de los trabajos de Castillo et al. (2013) y Caputo et al. (2009), con un mecanismo de acelerador financiero al que se le incorpora un choque de riesgo financiero interno, como en Christiano et al. (2014). En términos operativos, el trabajo evalúa la optimalidad de cuatro reglas de política monetaria que responden tanto a sus componentes tradicionales (componente inercial, inflación y ciclo de producto) como a la depreciación cambiaria y al ciclo del crédito, ante un choque exógeno que incrementa la probabilidad de mora del crédito bancario. La política monetaria es óptima debido a que los parámetros de la regla de Taylor se obtienen a partir de una “búsqueda de malla” (o *grid search*) que minimiza la función de pérdida del banco central. Además, se analiza si los resultados iniciales cambian con la introducción de una regla macroprudencial *ad hoc* que incrementa el costo del crédito en “épocas buenas” y lo reduce en “épocas malas”. En ese sentido, el trabajo se inserta en el debate iniciado con Taylor (2008) sobre los efectos de una

respuesta monetaria a las condiciones financieras, y que aún sigue vigente, tal como lo demuestran Svensson (2016) y Adrian y Liang (2016).

El documento se divide en estas secciones: la sección II hace una breve revisión literaria sobre estudios relacionados; en la sección III se presenta el modelo DSGE cuya calibración se describe en la sección IV. En la sección V se expone los resultados del trabajo y en la sección VI se realiza un análisis de sensibilidad sobre los resultados iniciales. Finalmente, la sección VII concluye.

II. REVISIÓN DE LITERATURA

El estudio de la relación entre los sectores real y financiero de la economía y sus efectos sobre la política monetaria ha despertado cada vez más interés en la comunidad académica. Podemos referenciar el trabajo de Gertler y Karadi (2011), quienes presentan un modelo macroeconómico con un sector bancario explícito cuya característica principal es una restricción endógena en el ratio de apalancamiento bancario. En los ejercicios de simulación realizados por los autores se observa que tanto el PIB como la inflación se reducen ante un choque financiero¹. En tanto, Angelini et al. (2012), evalúan la introducción de reglas macroprudenciales y su interacción con la política monetaria en un modelo de ciclos de créditos. Los autores señalan la existencia de un *trade-off* entre inflación y PIB ante un choque financiero² debido a que incrementa el costo del financiamiento. En ese contexto, la autoridad monetaria podría alejarse de su objetivo inicial de estabilización de precios para “ayudar” en la estabilización macrofinanciera.

También se destaca De Walque et al. (2010), donde se introduce heterogeneidad en los consumidores y el sector bancario y se obtiene probabilidades endógenas de incumplimiento en firmas y bancos. En ese trabajo se menciona que las inyecciones de liquidez reducen la inestabilidad financiera (es decir, reducen la probabilidad de incumplimiento en la economía) pero tienen efectos ambiguos sobre las fluctuaciones del PIB; por otra parte, Curdia y Woodford (2010) utilizan un modelo nekeynesiano simple para economía cerrada, con dos tipos de consumidores y fricciones financieras en la curva IS, evaluando los efectos de introducir, en la regla de Taylor, medidas de la condición financiera de la economía, como *spreads* de tasas de interés o el crédito bancario. El resultado al que llegan los autores es que la inclusión de los *spreads* tiende a tener mejores resultados para la autoridad monetaria que incorporar medidas de cantidad de crédito, aunque el tamaño del ajuste a través del *spread* depende del choque al que se enfrente la economía. En el mismo trabajo, se observa una caída, en la misma dirección, del PIB y la inflación ante un choque financiero. Otro trabajo interesante es el de Benes y Kumhof (2015), donde se presenta un nuevo modelo teórico para bancos en una economía cerrada. Los autores consideran que los

¹ Caracterizado como una reducción en la “calidad” del capital bancario debido al alto grado de apalancamiento de este sector.

² Modelado como un choque por el lado de la oferta de crédito, que incrementa la tasa activa bancaria.

préstamos son riesgosos, en tanto que incluyen medidas regulatorias basadas en Basilea III en forma de penalidades bancarias. En su modelo, el choque de riesgo empresarial no genera disyuntivas entre la estabilización del PIB y la inflación. Las conclusiones a las que llegan es que un requerimiento de capital cíclico lleva a un incremento significativo del bienestar, en tanto que reduce la necesidad de respuestas por el lado monetario.

También se resalta el trabajo realizado por Christiano et al. (2014) sobre choques de riesgo financiero. Los autores extienden el modelo inicial de acelerador financiero que presentaron en Christiano et al. (2010)³, introduciendo riesgo idiosincrático en el retorno de los empresarios. Lo que produce el choque de riesgo financiero es incrementar la percepción de incumplimiento del crédito bancario solicitado por los empresarios, reduciendo el otorgamiento de créditos y disminuyendo la inversión, el producto y la inflación. Junto a este choque “no anticipado” coexiste un choque anticipado, denominado “de señales”, que modela la importancia de las noticias o de la anticipación de sucesos futuros en el retorno de los proyectos de inversión actuales. Los autores estiman el modelo con datos de Estados Unidos para el período 1985.I–2010.II y encuentran un resultado provocativo⁴: cuantitativamente, el choque de riesgo (anticipado y no anticipado) explica alrededor del 60 por ciento de las fluctuaciones del PIB en la economía estadounidense, además de ser importante determinante de las fluctuaciones de otras variables macroeconómicas como el consumo, la tasa de interés y el crédito bancario. Además, se demuestra que el indicador de riesgo idiosincrático tiene una correlación significativa con variables empíricas de inestabilidad financiera (como la utilizada en Bloom, 2009).

Otro trabajo relacionado es el de Benes et al. (2009), donde se construye y estima un modelo macroeconómico para una economía emergente europea con altos índices de dolarización, incorporando un intermediario financiero. En las simulaciones obtenidas, los autores le dan importancia a políticas como la intervención cambiaria y medidas regulatorias (requerimientos de encaje) para enfrentar posibles alzas en el precio de los activos y crédito excesivo, a la vez que demuestran que los choques financieros de su modelo⁵ tienen implicancias reales y significativas en el PIB. Un aporte interesante del trabajo es que los choques que incrementan el costo financiero del crédito generan una dinámica inflacionaria similar a los choques tecnológicos, generando una disyuntiva entre la estabilización del producto y la inflación. Finalmente, se cita a Caputo et al. (2009), que es un trabajo que tiene similitudes con los objetivos aquí propuestos. Los autores analizan la política monetaria óptima en respuesta a choques financieros⁶

³ En este trabajo, los autores evaluaron la importancia de los factores financieros en los ciclos económicos europeo y estadounidense.

⁴ Otros autores también han investigado la importancia de los factores financieros en la economía de Estados Unidos, llegando a conclusiones similares. Véase a Gilchrist et al. (2009), Jermann y Quadrini (2009) y Justiniano et al. (2010).

⁵ Caracterizados por choques a la tasa de interés activa, a la tasa de interés interbancaria y a la prima de riesgo soberano.

⁶ Determinado como el spread entre la tasa de interés de política monetaria y la tasa activa de los bancos comerciales.

en una economía pequeña y abierta. El resultado de las simulaciones, y los efectos sobre el *trade-off* entre producto e inflación, está sujeto al modo de cumplimiento de la paridad de tasas de interés y al grado de correlación del choque financiero con las condiciones externas. Un hecho importante de este trabajo es que se identifica al choque financiero como generador de *trade-offs* de política monetaria en tres de los cuatro casos presentados. La causa principal de este resultado es que, dado el choque financiero, la autoridad monetaria reduce la tasa de interés, lo que provoca una depreciación cambiaria y, por tanto, presiones inflacionarias.

III. EL MODELO

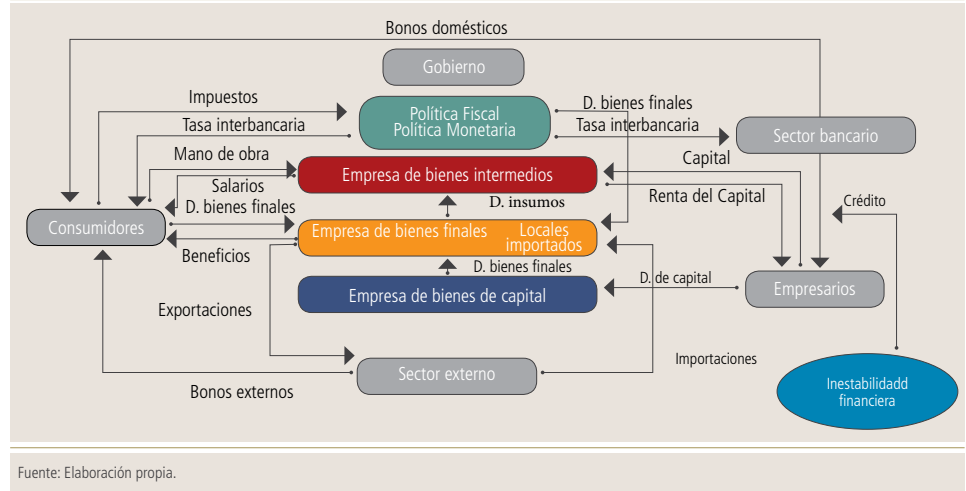
El modelo se basa principalmente en los artículos de Castillo et al. (2013) y Caputo et al. (2009), que incluyen hábitos externos en el consumo, rigideces de precios y salarios al estilo de Calvo, indexación a la inflación pasada de precios y salarios y traspaso indirecto del tipo de cambio a la inflación. Cabe resaltar que el modelo se encuentra especificado en términos trimestrales. Las ecuaciones en su forma log-lineal y el estado estacionario del modelo se describen en los apéndices A y B, respectivamente. La principal extensión respecto del trabajo de Caputo et al. (2009) (que también evalúa choques financieros en economías pequeñas y abiertas), es la introducción de capital y del mecanismo del acelerador financiero con un choque de riesgo financiero como en Christiano et al. (2014). Asimismo, la política monetaria tiende a ser óptima en el sentido de que sus parámetros minimizan su función de pérdida.

Una descripción gráfica de los principales agentes que incluye el modelo, y las interrelaciones entre ellos, se observa en el gráfico 1. En síntesis, el modelo está compuesto de los siguientes agentes: (1) Los hogares, quienes maximizan su utilidad sujeto a una restricción presupuestal intertemporal; (2) las empresas de bienes finales, que son de dos tipos, las que compran bienes intermedios locales y aquellas que importan bienes del extranjero, ambas “etiquetan” los bienes comprados y los venden en un mercado con competencia monopolística, estableciendo precios con un *mark-up* sobre el costo marginal; (3) las empresas de bienes intermedios, que producen en un entorno de competencia perfecta, demandan mano de obra a los hogares y capital a los empresarios; (4) las empresas productoras de bienes de capital, encargadas de producir bienes intermedios en forma de capital que son vendidos a los empresarios; (5) los empresarios, quienes son el nexo entre la producción de bienes de capital y las empresas de bienes intermedios, financian su actividad con su propio capital y con préstamos bancarios; (6) el sector externo, y finalmente, (7) el gobierno representado por la política fiscal y la política monetaria. A continuación se describe a cada uno de los agentes⁷.

7 El software utilizado para simular el modelo es MATLAB con la librería gratuita DYNARE.

Gráfico 1

Descripción gráfica del modelo DSGE



1. Hogares

Preferencias

Se asume que la economía mundial está poblada por una masa de hogares escalada a 1, donde una fracción n de ellas se localiza en la economía interna y el resto corresponde a la economía externa. El hogar j -ésimo de la economía interna vive infinitamente, maximizando su función de utilidad que tiene como argumentos al consumo $C_t^f(j)$ y a la oferta laboral $L_t(j)$. Siendo β el factor de descuento, donde $\beta \in (0,1)$, η la inversa de la elasticidad de la oferta de trabajo respecto del salario real y h un parámetro que captura los hábitos de consumo externo ($h \in [0,1]$), la forma explícita de la función de utilidad es la siguiente:

$$U_t(j) = E_t \left[\sum_{k=0}^{\infty} \beta^{t+k} \left(\ln \left(C_{t+k}^f(j) - h C_{t+k-1}^f \right) - \frac{L_{t+k}(j)^{1+\eta}}{1+\eta} \right) \right], \quad (1)$$

donde E_t es la expectativa condicional sobre el conjunto de información en t . El hogar obtiene mayor utilidad cuando su nivel de consumo se incrementa por encima de los hábitos externos y cuando trabaja menos. En tanto, la canasta de consumo de bienes finales está compuesta de bienes importados y bienes locales, que se agregan mediante el siguiente índice de consumo:

$$C_t^f \equiv \left[\gamma_H^{1/\varepsilon_H} C_t^{H^f \varepsilon_H^{-1}} + (1 - \gamma_H)^{1/\varepsilon_H} C_t^{M^f \varepsilon_H^{-1}} \right]^{\frac{\varepsilon_H}{\varepsilon_H - 1}} \quad (2)$$

siendo C_t^H un índice de consumo de bienes locales y C_t^M un índice de consumo de bienes importados. Asimismo, ε_H es la elasticidad de sustitución entre ambos tipos de bienes y γ_H es la proporción de bienes nacionales en la canasta de consumo del hogar representativo. Al ser índices, tanto C_t^H y C_t^M son un continuo de bienes finales diferenciados que el consumidor compra ya sea en el mercado local o siendo importados del extranjero, respectivamente. Las formas funcionales son las siguientes:

$$C_t^H \equiv \left[\frac{1}{n} \int_0^n (C_t^H(j))^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} dj \right]^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}}, \quad (3)$$

$$C_t^M \equiv \left[\frac{1}{1-n} \int_0^n (C_t^M(j))^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} dj \right]^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}}, \quad (4)$$

donde ε es la elasticidad de sustitución entre las j variedades producidas, tanto internas como importadas. Las demandas óptimas para cada uno de los bienes nacionales e importados se obtienen de minimizar el gasto total en consumo, $P_t C_t^f$, sujeto a las ecuaciones (3) y (4), respectivamente.

$$C_t^H(j) = \frac{1}{n} \gamma_H \left(\frac{P_t^H(j)}{P_t^H} \right)^{-\varepsilon} \left(\frac{P_t^H}{P_t} \right)^{-\varepsilon_H} C_t^f \quad (5)$$

$$C_t^M(j) = \frac{1}{1-n} (1 - \gamma_H) \left(\frac{P_t^M(j)}{P_t^M} \right)^{-\varepsilon} \left(\frac{P_t^M}{P_t} \right)^{-\varepsilon_H} C_t^f \quad (6)$$

De aquí se puede notar que el consumo de cada tipo de bien es creciente en el nivel de consumo agregado C_t^f , y decreciente en su precio relativo, siendo P_t^H y P_t^M los índices de precios de bienes nacionales e importados, respectivamente, mientras P_t es el índice de precios al consumidor local, representado por la siguiente ecuación:

$$P_t \equiv \left[\gamma_H P_t^{H1-\varepsilon_H} + (1 - \gamma_H) P_t^{M1-\varepsilon_H} \right]^{\frac{1}{1-\varepsilon_H}} \quad (7)$$

Asimismo, P_t^H y P_t^M son índices definidos por:

$$P_t^H \equiv \left[\frac{1}{n} \int_0^n P_t^H(j)^{1-\varepsilon} dk \right]^{\frac{1}{1-\varepsilon}}, \quad (8)$$

$$P_t^M \equiv \left[\frac{1}{1-n} \int_0^n P_t^M(j)^{1-\varepsilon} dk \right]^{\frac{1}{1-\varepsilon}}, \quad (9)$$

donde $P_t^H(j)$ y $P_t^M(j)$ representan los precios, expresados en moneda local, de la variedad j -ésima de bienes de consumo nacionales e importados, respectivamente.

Estructura del mercado de activos y oferta laboral

Se modela, por simplicidad, un mercado de activos incompleto con dos bonos nominales de un período, libre de riesgo y valuados en moneda interna y extranjera. Como es común en modelos de economía abierta, se considera que es costoso para los hogares internos transar bonos externos. Bajo esta estructura, la restricción presupuestaria del hogar interno, en unidades de moneda interna, es:

$$B_t(j) + S_t B_t^*(j) + P_t C_t^f(j) = (1 + i_t) B_{t-1}(j) + (1 + i_t^*) \psi_{t-1}^E S_t B_{t-1}^*(j) + W_t L_t(j) + P_t \Gamma_t(j) - T_t(j) \quad (10)$$

donde el lado izquierdo de la igualdad es el gasto del consumidor j -ésimo, distribuido entre el valor del consumo de bienes finales por período $P_t C_t^f$, y la inversión en activos financieros basados en la compra de bonos internos B_t y externos B_t^* valuados al tipo de cambio nominal del período S_t . El lado derecho explica los ingresos del consumidor, obtenidos a partir de su salario por unidad de trabajo $W_t L_t$ y el retorno obtenido de su inversión financiera del período anterior, tanto en bonos nacionales cuyo rendimiento es la tasa de interés nominal local i_t , como en bonos externos que rinden a la tasa internacional nominal i_t^* más una

prima de riesgo ψ_t^E que está en función del valor real de B_t^* , tal que $\psi_t^E = f\left(\frac{S_t B_t^*}{P_t}\right)$,

y que se interpreta como el costo transaccional de este activo. Finalmente, los consumidores, al ser dueños de las empresas de la economía, reciben el beneficio, neto de impuestos, obtenido en ellas y representado por $P_t \Gamma_t - T_t$. Las condiciones de primer orden nos permiten obtener la condición intertemporal del consumo (ecuación de Euler) y la paridad descubierta de tasas de interés:

$$U_{C,t} = \beta E_t \left(U_{C,t+1} (1 + i_t) \frac{P_t}{P_{t+1}} \right) \quad (11)$$

$$\frac{1 + i_t}{1 + i_t^*} = \frac{E_t \left(U_{C,t+1} \frac{S_{t+1}}{S_t} \frac{P_t}{P_{t+1}} \right) \psi_t^E}{E_t \left(U_{C,t+1} \frac{P_t}{P_{t+1}} \right)}. \quad (12)$$

Asimismo, se supone que cada hogar es oferente de trabajo diferenciado, con poder monopólico. En ese sentido, las empresas compiten por el trabajo de los hogares y combinan la mano de obra en un agregado L_t que se usa para producir bienes intermedios:

$$L_t \equiv \left[\int_0^1 (L_t(j))^{\frac{\varepsilon_L - 1}{\varepsilon_L}} dj \right]^{\frac{\varepsilon_L}{\varepsilon_L - 1}}, \quad (13)$$

siendo ε_L la elasticidad de sustitución del trabajo. Se asume que una fracción $(1 - \phi_L)$ de hogares puede ofertar trabajo exigiendo el salario nominal óptimo de ese período. Los hogares que no reoptimizan siguen la siguiente regla de indexación salarial:

$$\frac{W_t(j)}{W_{t-1}(j)} = (\pi_{t-1})^{\lambda_L} \quad (14)$$

donde $\lambda_L \in (0,1)$ es el grado de indexación salarial. Frente a este esquema, la oferta laboral del hogar se determina mediante la maximización del valor presente de sus beneficios:

$$E_t \left\{ \sum_{k=0}^{\infty} (\phi^L)^k \Lambda_{t+k} \left[\frac{W_t^o(j)}{P_{t+k}} \left(\frac{P_{t+k}}{P_{t-1}} \right)^{\lambda_L} - MRS_{t+k} \right] L_{t+k|t}(j) \right\}, \quad (15)$$

donde $\Lambda_{t+k} = \beta^k \frac{U_{C,t+k}}{U_{C,t}}$ es el factor de descuento intertemporal y

$MRS_{t+k} = L_{t+k}^n (C_{t+k}^f - h C_{t+k-1}^f)$ es la tasa marginal de sustitución entre trabajo y consumo. Además, $L_{t+k|t}(j)$ es la demanda de mano de obra que enfrenta el hogar j -ésimo en el período $t+k$ condicionado a que el salario ha sido fijado en el período t , definido como:

$$L_{t+k|t}(j) = \left[\frac{W_t^o(j)}{P_{t+k}} \left(\frac{P_{t+k}}{P_{t-1}} \right)^{\lambda_L} \right]^{-\varepsilon_L} L_{t+k} \quad (16)$$

Luego, cada hogar elige el salario nominal óptimo, $W_t^o(j)$, para maximizar la ecuación (15). La condición de primer orden de este problema es:

$$E_t \left\{ \sum_{k=0}^{\infty} (\phi^L)^k \Lambda_{t+k} \left[\frac{W_t^o(j)}{P_t} \Upsilon_{t,t+k}^L - \frac{\varepsilon_L}{\varepsilon_L - 1} MRS_{t+k} \right] (\Upsilon_{t,t+k}^L)^{-\varepsilon_L} L_{t+k} \right\} = 0, \quad (17)$$

siendo $\Upsilon_{t,t+k}^L = \left(\frac{P_t}{P_{t+k}} \right)^{1-\lambda_L} \left(\frac{\pi_t}{\pi_{t+k}} \right)^{\lambda_L}$.

A partir de la log-linealización de la ecuación (17) se llega a una Curva de Phillips que determina los salarios ofrecidos por los trabajadores.

2. Economía externa

La economía externa tiene una canasta de consumo similar a la interna:

$$C_t^* \equiv \left[\gamma_F^{1/\varepsilon_F} C_t^{X \frac{\varepsilon_F-1}{\varepsilon_F}} + (1-\gamma_F)^{1/\varepsilon_F} C_t^F \frac{\varepsilon_F-1}{\varepsilon_F} \right]^{\frac{\varepsilon_F}{\varepsilon_F-1}}, \quad (18)$$

donde C_t^X es el consumo importado y C_t^F es el consumo de bienes propios de la economía externa. Además, ε_F es la elasticidad de sustitución intratemporal entre bienes nacionales e importados de la economía externa y γ_F es la fracción de bienes importados en la canasta de consumo externa. Los índices de consumo se definen como en el caso de la economía nacional (véanse ecuaciones 3 y 4), por lo que se obtiene las siguientes demandas para cada tipo de bien:

$$C_t^X(j) = \frac{1}{n} \gamma_F \left(\frac{P_t^X(j)}{P_t^X} \right)^{-\varepsilon} \left(\frac{P_t^X}{P_t^*} \right)^{-\varepsilon_F} C_t^* \quad (19)$$

$$C_t^F(j) = \frac{1}{1-n} (1-\gamma_F) \left(\frac{P_t^F(j)}{P_t^F} \right)^{-\varepsilon} \left(\frac{P_t^F}{P_t^*} \right)^{-\varepsilon_F} C_t^* \quad (20)$$

donde P_t^X , P_t^F y P_t^* son los índices de precios importados de la economía externa (o el índice de precios de exportación de la economía interna), el índice de precios de bienes producidos en el exterior y el índice de precios al consumidor de la economía externa. Este último se define así:

$$P_t^* \equiv \left[\gamma_F P_t^{X^{1-\varepsilon_F}} + (1 - \gamma_F) P_t^{F^{1-\varepsilon_F}} \right]^{\frac{1}{1-\varepsilon_F}} \quad (21)$$

Supuesto de economía pequeña y abierta

Siguiendo a Castillo et al. (2009), se asume que el parámetro $(1 - \gamma_H)$, que mide la participación de los bienes importados en la canasta de consumo del país, depende del tamaño relativo de la economía externa y del grado de apertura de la economía nacional, tal que: $(1 - \gamma_H) = (1 - n)(1 - \gamma)$, donde $(1 - \gamma)$ es el grado de apertura. Luego, se extiende este razonamiento para la economía externa, asumiendo que las preferencias de esos consumidores respecto de los bienes domésticos depende del tamaño relativo de la economía nacional y del grado de apertura de la economía mundial, que es $(1 - \gamma^*)$, por tanto: $\gamma_F = n(1 - \gamma^*)$. Esta parametrización permite obtener el caso de una economía pequeña y abierta cuando $n \rightarrow 0$. Cuando sucede ello, entonces $\gamma_H \rightarrow \gamma$ y $\gamma_F \rightarrow 0$. Es decir, en el caso límite la economía externa no utiliza bienes internos en su canasta de consumo, por lo que las condiciones de demanda pueden formularse así:

$$C_t^H = \gamma \left(\frac{P_t^H}{P_t} \right)^{-\varepsilon_H} C_t, \quad (22)$$

$$C_t^M = (1 - \gamma) \left(\frac{P_t^M}{P_t} \right)^{-\varepsilon_H} C_t, \quad (23)$$

$$C_t^X = (1 - \gamma^*) \left(\frac{P_t^X}{P_t^*} \right)^{-\varepsilon_F} C_t^*, \quad (24)$$

En la ecuación (24) se asume que $P_t^X = \frac{P_t^H}{S_t}$, es decir, el índice de precios de exportación es igual al índice de precios al consumidor de bienes nacionales valorado en moneda extranjera. Por consiguiente, la ecuación se transforma a:

$$C_t^X = (1 - \gamma^*) \left(\frac{P_t^H}{P_t} \frac{1}{RER_t} \right)^{-\varepsilon_F} C_t^*, \quad (25)$$

Con $n \rightarrow 0$, los índices de precios al consumidor interno y externo se convierten en:

$$P_t \equiv \left[\gamma (P_t^H)^{1-\varepsilon_H} + (1 - \gamma) (P_t^M)^{1-\varepsilon_H} \right]^{\frac{1}{1-\varepsilon_H}}, \quad (26)$$

$$P_t^* = P_t^F. \quad (27)$$

3. Firmas

Productores de bienes intermedios

Cada una de las j empresas que producen bienes intermedios utiliza capital, que es alquilado a los empresarios, y trabajo, que demandan de los hogares, operando en un mercado de competencia perfecta y bajo una tecnología de rendimientos constantes a escala:

$$Y_t(j) = A_t K_t(j)^\alpha L_t(j)^{1-\alpha}, \quad (28)$$

donde α es la participación del capital $K_t(j)$ en la función de producción. Asimismo, A_t representa un choque tecnológico transitorio cuyo proceso estocástico es AR(1) en logaritmos:

$$A_t = (A_{t-1})^{\rho_A} \exp(\varepsilon_t^A), \quad (29)$$

donde $\varepsilon_t^A \sim N(0, \sigma^A)$. Al encontrarse en un contexto de competencia perfecta, las firmas productoras de bienes intermedios consideran como dados los precios de los factores, es decir, el salario real $W_t/P_t = WP_t$ y la tasa real de alquiler del capital R_t^H . Por tanto, el problema de estas firmas se resume en minimizar costos, sujeto a la función de producción de la ecuación (28), lo que permite derivar las demandas por factores de producción:

$$K_t(j) = \alpha \frac{MC_t^H(j) Y_t(j)}{R_t^H}, \quad (30)$$

$$L_t(j) = (1 - \alpha) \frac{MC_t^H(j) Y_t(j)}{WP_t}, \quad (31)$$

donde $MC_t^H(j) = MC_t$ es el costo marginal en moneda local, que es igual para todas las firmas, dado que todas cuentan con la misma tecnología. Además, dado que estas firmas operan en competencia perfecta, el precio que colocan a cada bien es igual al costo marginal, por lo que $P_t(j)/P_t = MC_t$.

Productores de bienes de capital

Existe un continuo de firmas de masa 1 (indexados por j) que producen bienes de capital. Estos productores actúan en competencia perfecta comprando bienes finales en forma de inversión INV_t para generar nuevo capital siguiendo la tecnología:

$$K_t(j) = (1 - \delta) K_{t-1}(j) + \Phi\left(\frac{INV_t(j)}{K_t(j)}\right) K_t(j), \quad (32)$$

siendo $\delta \in [0, 1]$ la tasa de depreciación, y $\Phi(\cdot)$ una función cóncava que define el costo de ajuste de la inversión. El problema del productor de bienes de capital es maximizar su función de beneficios, respecto de su nivel de inversión, sujeto a la ecuación (32):

$$\max_{INV_t} E_t \left\{ \sum_{k=0}^{\infty} \Lambda_{t+k} Q_{t+k} K_{t+k}(j) - INV_{t+k}(j) \right\}, \quad (33)$$

donde Λ_{t+k} es el factor de descuento estocástico y Q_t es el precio relativo de los bienes de capital respecto de los bienes de consumo final (“Q de Tobin”). La solución de este problema es la siguiente:

$$Q_t \Phi' \left(\frac{INV_t(j)}{K_t(j)} \right) = 1. \quad (34)$$

Cabe mencionar que los bienes de inversión forman un compuesto al estilo de los bienes de consumo —ecuaciones (22) y (23)—, por lo que sus índices de precios son similares. En ese sentido, la inversión genera una demanda de bienes internos y externos que se representan por las siguientes funciones:

$$INV_t^H(j) = \gamma \left(\frac{P_t^H}{P_t} \right)^{-\varepsilon_H} INV_t, \quad (35)$$

$$INV_t^M(j) = (1 - \gamma) \left(\frac{P_t^M}{P_t} \right)^{-\varepsilon_H} INV_t. \quad (36)$$

Vendedores de bienes finales al por menor

Los vendedores de bienes finales al por menor son aquellos que compran bienes intermedios y los transforman en bienes diferenciados para su venta final. Estas firmas (también llamadas minoristas) actúan en un ambiente de competencia monopolística, por lo que tienen poder para establecer precios. Aquí, se utiliza el esquema de fijación de precios de Calvo (1983). Por tanto, se asume que solo una fracción $(1 - \phi^H)$ de los productores puede cambiar sus precios en cada período. Las firmas que no ajustan sus precios siguen la siguiente regla:

$$\frac{P_t^H(j)}{P_{t-1}^H(j)} = (\pi_{t-1}^H)^{\lambda_H}, \quad (37)$$

tomando en cuenta que $\lambda \in [0, 1]$ es el grado de indexación de precios. El valor presente descontado del flujo futuro de beneficios de la firma j se describe en la siguiente ecuación:

$$E_t \left\{ \sum_{k=0}^{\infty} (\phi^H)^k \Lambda_{t+k} \left[\frac{P_t^{o,H}(j)}{P_{t+k}^H} \left(\frac{P_{t+k}^H}{P_{t-1}^H} \right)^{\lambda_H} - MC_{t+k}^H \right] Y_{t+k|t}^H(j) \right\}, \quad (38)$$

donde MC_{t+k}^H es el coste marginal real. Además, $Y_{t+k|t}^H(j)$ es la demanda por el bien j en el período $t+k$ condicionado a que el precio ha sido fijado en el período t , que se define por:

$$Y_{t+k|t}^H(j) = \left[\frac{P_t^{o,H}(j)}{P_{t+k}^H} \left(\frac{P_{t+k}^H}{P_{t-1}^H} \right)^{\lambda_H} \right]^{-\varepsilon} Y_{t+k}^H. \quad (39)$$

El problema de cada firma consiste en elegir $P_t^{o,H}(j)$ para maximizar la ecuación (38). La condición de primer orden de este problema es:

$$E_t \left\{ \sum_{k=0}^{\infty} (\phi^H)^k \Lambda_{t+k} \left[\frac{P_t^{o,H}(j)}{P_t^H} \Upsilon_{t,t+k}^H - \frac{\varepsilon}{\varepsilon-1} MC_{t+k}^H \right] (\Upsilon_{t,t+k}^H)^{-\varepsilon} Y_{t+k}^H \right\} = 0, \quad (40)$$

siendo $\Upsilon_{t,t+k}^H = \left(\frac{P_t^H}{P_{t+k}^H} \right)^{1-\lambda_H} \left(\frac{\pi_t^H}{\pi_{t+k}^H} \right)^{\lambda_H}$. A partir de la log-linealización de la ecuación (40) se llega a una Curva de Phillips de bienes nacionales.

Importadores de bienes finales al por menor

Al igual que los vendedores de bienes finales, los importadores operan en un mercado con competencia monopolística. Ellos compran un bien homogéneo en el mercado mundial y lo diferencian en un bien final importado $Y_t^M(j)$. Estas firmas tienen una probabilidad $(1 - \phi^M)$ de cambiar sus precios. Las firmas que no ajustan sus precios siguen la siguiente regla:

$$\frac{P_t^M(j)}{P_{t-1}^M(j)} = (\pi_{t-1}^M)^{\lambda_M}. \quad (41)$$

El problema de optimización de estas empresas es similar al caso de los vendedores de bienes finales al por menor y, por tanto, para hallar la Curva de Phillips de bienes importados se maximiza el valor presente descontado de los flujos futuros de beneficios:

$$E_t \left\{ \sum_{k=0}^{\infty} (\phi^M)^k \Lambda_{t+k} \left[\frac{P_t^{o,M}(j)}{P_{t+k}^M} \left(\frac{P_{t+k}^M}{P_{t-1}^M} \right)^{\lambda_M} - MC_{t+k}^M \right] Y_{t+k}^M(j) \right\}, \quad (42)$$

donde:

$$Y_{t+k}^M(j) = \left[\frac{P_t^{o,M}(j)}{P_{t+k}^M} \left(\frac{P_{t+k}^M}{P_{t-1}^M} \right)^{\lambda_M} \right]^{-\varepsilon} Y_{t+k}^M, \quad (43)$$

y el costo marginal correspondiente está dado por el costo de adquirir los bienes en el exterior dividido por el precio de las importaciones:

$$MC_t^M = \frac{S_t P_t^*}{P_t^M} \equiv RER_t \frac{P_t}{P_t^M}. \quad (44)$$

Luego, la condición de primer orden derivada del proceso de maximización es la siguiente:

$$E_t \left\{ \sum_{k=0}^{\infty} (\phi^M)^k \Lambda_{t+k} \left[\frac{P_t^{o,M}(j)}{P_t^M} \Upsilon_{t,t+k}^M - \frac{\varepsilon}{\varepsilon-1} MC_{t+k}^M \right] (\Upsilon_{t,t+k}^M)^{-\varepsilon} Y_{t+k}^M \right\} = 0, \quad (45)$$

donde $\Upsilon_{t,t+k}^M = \left(\frac{P_t^M}{P_{t+k}^M} \right)^{1-\lambda_M} \left(\frac{\pi_t^M}{\pi_{t+k}^M} \right)^{\lambda_M}$.

La log-linealización de la ecuación (45) permite obtener una Curva de Phillips para los vendedores de bienes finales importados.

4. Empresarios

Los empresarios se dedican a comprar la producción de bienes de capital para luego alquilarla a las empresas productoras de bienes intermedios. Para financiarse, utilizan su propio patrimonio y créditos bancarios (deuda), siendo la hoja de balance del j -ésimo empresario:

$$Q_t K_t(j) = CB_t(j) + N_t(j), \quad (46)$$

donde $CB_t(j)$ es el crédito, en términos reales, otorgado al empresario, y $N_t(j)$ es su patrimonio neto. El retorno esperado de los empresarios al comprar cada período los bienes de capital y alquilarlos a los productores de bienes intermedios está dado por la siguiente ecuación:

$$E_t(R_{t+1}^K) = E_t\left(\frac{R_{t+1}^H + (1-\delta)Q_{t+1}}{Q_t}\right), \quad (47)$$

que es la suma del pago recibido por el alquiler del capital de los productores de bienes intermedios R_{t+1}^H más las ganancias por aumentos del precio del capital neto de depreciación, $(1-\delta)Q_{t+1}$, todo ello dividido por el precio, a inicios del período, del capital, Q_t . En tanto, el contrato de deuda financiera óptima, entre el empresario y el banco, se construye a partir de Bernanke et al. (1999). Así, el empresario tiene una tasa de retorno esperada igual a $E_t(\omega_{t+1} R_{t+1}^K)$ por el proyecto de inversión, donde ω_t es una variable aleatoria con distribución Log Normal, con media 1 y varianza $\sigma_{\omega,t}^2$ y se interpreta como el riesgo idiosincrático del empresario. Como en Christiano et al. (2014), se permite que la varianza de su distribución sea variante en el tiempo, reflejando con ello cambios en la percepción del retorno de los empresarios y, por tanto, de riesgo de mora del crédito bancario. Este choque sigue un proceso estocástico AR(1) en logaritmos:

$$\sigma_{\omega,t}^2 = (\bar{\sigma}_{\omega}^2)^{(1-\rho_{\sigma_{\omega}})} (\sigma_{\omega,t-1}^2)^{\rho_{\sigma_{\omega}}} \exp(\varepsilon_t^{\sigma_{\omega}}), \quad (48)$$

donde $\varepsilon_t^{\sigma_{\omega}} \sim N(0, \sigma_{\omega\omega}^2)$. Si $\omega_t > \bar{\omega}_t$, el empresario cumple con la deuda y paga al banco $R_t^L CB_t(j)$, que es la tasa de interés del crédito (tasa activa) multiplicada por el valor del crédito en términos reales. De esperarse $E_t(\omega_{t+1}) = \bar{\omega}_{t+1}$, se cumple la siguiente ecuación:

$$E_t(\bar{\omega}_{t+1} R_{t+1}^K) Q_t K_t(j) = E_t(R_{t+1}^L) CB_t(j) = E_t(R_{t+1}^L) (Q_t K_t(j) - N_t(j)). \quad (49)$$

En cambio si $\omega_t < \bar{\omega}_t$, el empresario cae en *default*, por lo que no puede devolver el préstamo. Sólo el empresario puede conocer la realización de ω , por lo que existe un problema de información asimétrica. El banco puede observar dicho valor sólo bajo un costo de monitoreo que es una proporción $\mu \in [0,1]$ de los beneficios esperados del empresario, es decir, $\mu E_t(\omega_{t+1} R_{t+1}^K) Q_t K_t$. En ese sentido, el contrato de deuda financiera óptima, consiste en maximizar los beneficios esperados del empresario, sujeto a la restricción de participación del banco:

$$\max_{k_t, \bar{\omega}_{t+1}} E_t(\Lambda(\bar{\omega}_{t+1}) R_{t+1}^K Q_t K_t(j)), \quad (50)$$

sujeto a:

$$E_t \left(R_{t+1}^K Q_t K_t(j) \Gamma(\bar{\omega}_{t+1}) \right) \geq E_t \left(R_t (Q_t K_t(j) - N_t(j)) \right), \quad (51)$$

donde $E_t(\Lambda(\bar{\omega}_{t+1}))$ es el porcentaje esperado de las ganancias que obtienen los empresarios y $E_t(\Gamma(\bar{\omega}_{t+1}))$ es el porcentaje esperado de las ganancias, netas del costo de monitoreo, que reciben los bancos. Se debe subrayar que el banco decide dónde colocar sus fondos en exceso, y tiene dos opciones: otorgarle el crédito al empresario o desviar sus fondos hacia el mercado interbancario, donde recibirá una tasa de interés real R_t por ello⁸. Esta particularidad se refleja en la ecuación (51), donde se muestra que el banco participará del contrato de deuda financiera si logra, al menos, una ganancia similar al de su costo de oportunidad. Resolviendo el problema de optimización, se llega a la ecuación:

$$\frac{E_t \left(R_{t+1}^K \right)}{R_t} = \chi \left(\frac{Q_t K_t}{N_t} \right), \quad (52)$$

donde se observa que el *spread* de tasas de interés (llamado también prima de financiamiento externo) es igual a una función χ del ratio de apalancamiento del empresario, donde $\chi(\cdot)$ es creciente y cóncava, de tal forma que, a mayor patrimonio, el costo de financiamiento disminuye. En relación con la evolución del patrimonio empresarial, se supone que existe una fracción $1 - \gamma^e$ de empresarios que “mueren” o dejan de comprar bienes finales en cada período y, por tanto, la fracción γ^e representa a aquellos empresarios que sobreviven al siguiente período. Los empresarios que mueren consumen todos sus recursos propios y son reemplazados por nuevos empresarios que reciben una transferencia inicial de recursos W^e ⁹. De esta manera, la evolución de los recursos propios del empresario se describe así:

$$N_{t+1}(j) = \gamma^e \left[R_{t+1}^K Q_t K_t(j) - R_{t+1}^L C B_t(j) \int_{\bar{\omega}}^{\infty} f(\omega) d\omega - R_{t+1}^K Q_t K_t(j) \int_0^{\bar{\omega}} \omega f(\omega) d\omega \right] + W^e \quad (53)$$

donde la dinámica del patrimonio depende del retorno del proyecto del empresario menos el costo total financiero, que es una suma ponderada cuando el empresario cumple con el crédito —para lo cual tendrá que devolver el préstamo más los intereses— y cuando entra en mora, donde pierde todo el retorno de capital. Finalmente, el consumo de los empresarios que “mueren” en cada período es el siguiente:

$$C_t^e(j) = (1 - \gamma^e) \left[R_{t+1}^K Q_t K_t(j) - R_{t+1}^L C B_t(j) \int_{\bar{\omega}}^{\infty} f(\omega) d\omega - R_{t+1}^K Q_t K_t(j) \int_0^{\bar{\omega}} \omega f(\omega) d\omega \right]. \quad (54)$$

8 Donde $R_t = (1 + i_t) E_t \{ P_t / P_{t+1} \}$ es la tasa de interés real.

9 Por simplicidad se supone que los empresarios que sobreviven también reciben esta transferencia.

5. Política económica

Política fiscal

La política fiscal se modela de forma simple, encontrándose siempre en equilibrio. En ese sentido, la restricción presupuestaria del gobierno es la siguiente:

$$T_t = P_t G_t, \quad (55)$$

donde G_t es el gasto del gobierno en términos reales. Se asume, como en el caso del consumidor y del productor de bienes de capital, que el gasto de gobierno está compuesto de una canasta de bienes nacionales e importados similares a las ecuaciones (22) y (23):

$$G_t^H = \gamma \left(\frac{P_t^H}{P_t} \right)^{-\varepsilon_H} G_t, \quad (56)$$

$$G_t^M = (1 - \gamma) \left(\frac{P_t^M}{P_t} \right)^{-\varepsilon_H} G_t. \quad (57)$$

Luego, el gasto público sigue un proceso AR(1) en logaritmos:

$$G_t = (G_{t-1})^{\rho_G} \exp(\varepsilon_t^G), \quad (58)$$

donde $\varepsilon_t^G \sim N(0, \sigma_G^2)$.

Política monetaria

La política monetaria se guía por una regla de Taylor con un componente inercial, cuyos coeficientes son optimizados de tal forma que minimicen la función de pérdida del banco central:

$$\min_{\phi_i, \phi_\pi, \phi_y, \phi_s, \phi_{cb}} \sum_{k=0}^{\infty} \beta^k \left[\lambda_\pi \pi_{t+k}^2 + \lambda_y Y_{t+k}^2 + \lambda_i \Delta i_{t+k}^2 \right]. \quad (59)$$

En este trabajo se evalúan cuatro tipos de reglas: (I) responde a desviaciones de la inflación y del PIB; (II) incluye una respuesta al crédito; (III) incluye una respuesta a la depreciación cambiaria, y (IV) incluye una respuesta conjunta a la depreciación cambiaria y al crédito. La forma general de la regla monetaria se describe en la ecuación (60):

$$\left(\frac{1+i_t}{1+i} \right) = \left(\frac{1+i_{t-1}}{1+i} \right)^{\phi_i} \left[\left(\frac{\pi_t}{\pi} \right)^{\phi_\pi} \left(\frac{Y_t}{Y} \right)^{\phi_y} \left(\frac{S_t}{S_{t-1}} \right)^{\phi_s} \left(\frac{CB_t}{CB} \right)^{\phi_{cb}} \right]^{(1-\phi_i)}, \quad (60)$$

donde Y es el PIB potencial, i es la tasa de interés natural de la economía, π es la meta inflacionaria o inflación de largo plazo y CB es el nivel potencial del crédito bancario. En tanto, los parámetros λ_y y λ_i representan las preferencias relativas de la autoridad monetaria para la estabilización de los ciclos económicos y el suavizamiento de la tasa de interés, respectivamente, mientras $\lambda_\pi=1$, es el parámetro que mide las preferencias por la estabilización de los precios. En ese sentido, un banco central que se enfoque en la inflación tendría un $\lambda_y < \lambda_\pi$.

Es importante mencionar que la idea de una regla de Taylor con respuesta al tipo de cambio parte de los hechos estilizados que Vegh (2014) analiza cuando evalúa la política monetaria en economías emergentes. En tanto, la adición de una variable financiera en la regla monetaria sigue el trabajo de Curdia y Woodford (2010). Estos autores incluyen tanto el crédito como el *spread* de tasas de interés, y encuentran que es más eficiente el uso del *spread*. A pesar de este resultado, consideramos que la introducción de esta variable (o incluso, el precio de los activos) tiene pocas implicancias prácticas para el quehacer de la autoridad monetaria debido a las múltiples implicancias que un diseño de este tipo genera, como la estructura de tasas y plazos relevantes, la elección de los instrumentos a tomar en cuenta, las complicaciones en economías parcialmente dolarizadas, etcétera.

Por otra parte, los coeficientes óptimos se obtienen a partir de una “búsqueda de malla”. Así, el intervalo de búsqueda de cada parámetro es el siguiente:

$$\phi_i \in [0;1], \phi_\pi \in [1;2], \phi_y \in [0;1], \phi_s \in [0;1], \phi_{cb} \in [0;0.1]$$

La elección del intervalo de búsqueda de los parámetros óptimos se basó en la revisión literaria sobre el tema y a resultados preliminares utilizando algoritmos computacionales¹⁰. Sin embargo, para garantizar que los resultados obtenidos sean óptimos globales, se utilizó una “búsqueda de malla” en los intervalos considerados, con una malla de 0,05 para ϕ_i , ϕ_π , ϕ_y , y ϕ_s , mientras que para el caso de ϕ_{cb} la malla fue de 0,01. En ese sentido, se espera que todas las reglas cumplan con $\phi_\pi \geq 1$ de acuerdo con el Principio de Taylor. Para el caso de la regla (I) se restringen los parámetros $\phi_s = \phi_{cb} = 0$. Para el caso de la regla (II) se asume que $\phi_s = 0$. Para la regla (III) se considera que $\phi_{cb} = 0$. Finalmente, la regla (IV) considera $\phi_s, \phi_{cb} > 0$. De esta manera, el análisis se enfoca en reglas simples óptimas e implementables, tal como se define en Schmitt-Grohé y Uribe (2007). Además, es preciso mencionar que el cálculo de la pérdida social se realizó utilizando los momentos teóricos del modelo.

6. Condiciones de equilibrio de mercado

La agregación de los componentes de consumo —ecuaciones (22), (23) y (25)—, inversión —ecuaciones (35) y (36)— y gasto público —ecuaciones (56) y (57)— permite obtener la demanda por bienes nacionales, importados y de exportación:

$$Y_t^H = \gamma \left(\frac{P_t^H}{P_t} \right)^{-\varepsilon_H} ABS_t, \quad (61)$$

$$Y_t^M = (1 - \gamma) \left(\frac{P_t^M}{P_t} \right)^{-\varepsilon_H} ABS_t, \quad (62)$$

¹⁰ Inicialmente, se utilizó el comando *OSR* implementado en el *Dynare* para la obtención de parámetros óptimos en reglas simples de política. Sin embargo, el algoritmo de optimización se mostró muy sensible a los valores iniciales de los parámetros, por lo que no se podía garantizar la existencia de un óptimo global.

$$Y_t^X = (1 - \gamma^*) \left(\frac{P_t^H}{P_t} \frac{1}{RER_t} \right)^{-\varepsilon_F} Y_t^*, \quad (63)$$

donde $ABS_t = C_t + INV_t + G_t + \mu \int_0^\omega \omega dF(\omega) R_t^K Q_{t-1} K_t$, es la demanda o absorción interna, $C_t = C_t^f + C_t^e$, es la suma del consumo de la familia (hogares) y de los empresarios, y $\mu \int_0^\omega \omega dF(\omega) R_t^K Q_{t-1} K_t$ es el costo agregado del monitoreo bancario. Luego, las demandas por bienes nacionales e importados son:

$$Y_t^H = C_t^H + INV_t^H + G_t^H, \quad (64)$$

$$Y_t^M = C_t^M + INV_t^M + G_t^M. \quad (65)$$

En tanto, la demanda total por bienes de la economía se obtiene agregando la demanda por bienes nacionales y la de aquellos bienes que se exportan:

$$Y_t(j) = Y_t^H(j) + Y_t^X(j) = \left(\frac{P_t^H(j)}{P_t^H} \right)^{-\varepsilon} Y_t^H + \left(\frac{P_t^X(j)}{P_t^X} \right)^{-\varepsilon} Y_t^X, \quad (66)$$

$$Y_t = \frac{1}{n} \int_0^n Y_t(j) dj = \Delta_t^H Y_t^H + \Delta_t^X Y_t^X, \quad (67)$$

donde $\Delta_t^H = \frac{1}{n} \int_0^n \left(\frac{P_t^H(j)}{P_t^H} \right)^{-\varepsilon} dj$ y $\Delta_t^X = \frac{1}{n} \int_0^n \left(\frac{P_t^X(j)}{P_t^X} \right)^{-\varepsilon} dj$ son medidas de dispersión

relativa de precios que no tienen impacto en la dinámica del modelo cuando se toma una aproximación de primer orden respecto al estado estacionario. En tanto, de la restricción agregada de la economía se obtiene la siguiente ecuación:

$$\frac{S_t B_t^*}{P_t} - \frac{S_{t-1} B_{t-1}^*}{P_{t-1}} = \frac{NX}{Y} NX_t + \left\{ \frac{(1 + i_{t-1}^*) \frac{S_t}{S_{t-1}}}{1 + \pi_t} \psi_t^E - 1 \right\} \frac{S_{t-1} B_{t-1}^*}{P_{t-1}}, \quad (68)$$

donde el lado izquierdo representa el cambio en la posición de activos netos y el lado derecho es la suma de la balanza comercial (NX_t) y la renta de factores (suma de los intereses generados por la posición de activos netos, la valuación del tipo de cambio y los costos de intermediación en el exterior). Finalmente, la evolución del PIB externo, la inflación externa y la tasa de interés externa siguen procesos AR(1) en logaritmos:

$$Y_t^* = (Y_{t-1}^*)^{\rho_{Y^*}} \exp(\varepsilon_t^{Y^*}), \quad (69)$$

$$\pi_t^* = (\pi_{t-1}^*)^{\rho_{\pi^*}} \exp(\varepsilon_t^{\pi^*}), \quad (70)$$

$$i_t^* = (i_{t-1}^*)^{\rho_{i^*}} \exp(\varepsilon_t^{i^*}), \quad (71)$$

donde $\varepsilon_t^{Y^*} \sim N(0, \sigma_{Y^*}^2)$, $\varepsilon_t^{\pi^*} \sim N(0, \sigma_{\pi^*}^2)$ y $\varepsilon_t^{i^*} \sim N(0, \sigma_{i^*}^2)$.

IV. CALIBRACIÓN

La calibración del modelo se describe en el cuadro 2, junto con un rango de valores observados de estudios similares para economías emergentes¹¹. Así, el factor de descuento β es de 0,99, lo que implica una tasa de interés nominal en estado estacionario de 4% anual. En tanto, la depreciación del capital es $\delta=0,025$, es decir, del 10% anual. Se asume una participación del capital (α) de 35% en la función de producción, en tanto que se considera un valor de apertura comercial (γ) del orden del 40%. En relación al consumo de los hogares, el parámetro que rige los hábitos de consumo externos (h) es de 0,75 y la elasticidad de la oferta de trabajo respecto a los salarios (η) es de 1; ambos valores se obtienen de Medina y Soto (2005) y Caputo et al. (2009). En el caso de la elasticidad de sustitución intratemporal entre bienes nacionales e importados (ε_H), se calibra en un valor de 1, cercano al promedio del rango obtenido de estudios similares. Lo mismo sucede con la elasticidad precio de las exportaciones (ε_F). Asimismo, es importante mencionar que se asume una inflación de largo plazo igual a cero ($\pi = 0$). Para la curva de Phillips salarial, los valores de la probabilidad exógena de actualizar salarios (ϕ_L) y de la rigidez salarial (λ_L) son de 0,75 y 0,50, respectivamente, mientras que los márgenes salariales son del orden del 12,5%, por lo que $\varepsilon_L=9$. Para el caso de los costos de ajuste del capital, se considera un valor de $\psi=0,65$, cercano al promedio del rango observado en la literatura. En relación con la curva de Phillips local e importada, se considera que ambas tienen los mismos valores de la probabilidad de Calvo y del grado de indexación a la inflación pasada. Se consideró este supuesto siguiendo a Gertler et al. (2007) que asumen lo mismo aunque en ausencia de indexación. Así, $\phi_H = \phi_M=0,75$, lo que implica que los productores nacionales e importados cambian sus precios cada cuatro trimestres. En tanto, $\lambda_H = \lambda_M=0,50$, mientras que los márgenes de precios son del 20%, lo que implica que $\varepsilon=6$. Para los parámetros financieros, el nivel de apalancamiento empresarial es de 2,05, como en García-Cicco et al. (2014), y la tasa de supervivencia empresarial es de 0,975, en tanto que el premio financiero externo es de 300 puntos base (pb). Es importante recalcar que el valor de la elasticidad de la prima por financiamiento externo de los empresarios ($\chi=0,0546$) es mayor que la considerada en estudios que incluyen el mecanismo de acelerador financiero, aunque se encuentra en el rango de valores calibrados para economías emergentes¹². Por otro lado, la elasticidad del tipo de cambio a la prima de riesgo soberano (ρ) se supone pequeña, en el orden de 0,001. Finalmente, los valores de las preferencias del banco central son de $\lambda_\pi=1$, $\lambda_y=0,5$ y $\lambda_i=0,1$. En el apéndice, específicamente en el cuadro B1, se presenta los valores de estado estacionario derivados de la calibración inicial. Es importante mencionar que se buscó obtener valores de los agregados macroeconómicos que calcen con las regularidades empíricas de economías emergentes. Así, la economía que modelamos tiene, aproximadamente, el 60% del PIB en consumo (familiar y empresarial), el 25% en inversión privada y el 15% en gasto público. Además se asume que es una economía con balanza comercial ligeramente superavitaria en 0,4% del PIB.

11 Rangos obtenidos de la revisión de Medina y Soto (2005), Caputo et al. (2006), López et al. (2008), Castillo et al. (2009), Christiano et al. (2010), Curdia y Woodford (2010), Castillo et al. (2013), Amado (2014), Christiano et al. (2014) y García-Cicco et al. (2014).

12 Elekdag et al. (2006) calibra este valor en 0,048 para el caso coreano; en tanto, Castillo et al. (2009) lo calibran en 0,1 para el caso del Perú.

Cuadro 2

Calibración del modelo DSGE

Parámetro	Símbolo	Valor	Rango (otros estudios)
Factor de descuento	β	0,990	[0,9900; 0,9975]
Tasa de depreciación	δ	0,025	[0,0150; 0,0250]
Participación del capital en la producción	α	0,350	[0,2600; 0,6540]
Apertura comercial	γ	0,400	[0,2500; 0,6000]
Hábitos de consumo externos	h	0,750	[0,7000; 0,9520]
Elasticidad de Frisch	η	1,000	[0,0000; 2,9400]
Margen de precios	ε	6,000	[6,0000; 11,000]
Margen de salarios	ε_L	9,000	[9,0000; 11,000]
Elasticidad de sustitución bienes H/M	ε_H	1,000	[0,5160; 1,7100]
Elasticidad precio de las exportaciones	ε_F	1,000	[0,2500; 1,7100]
Costo de ajuste del capital	ψ	0,650	[0,2340; 0,8800]
Elasticidad prima de riesgo soberano	ρ	0,001	[0,0010; 0,0100]
Probabilidad de Calvo - Salarios	ϕ_L	0,750	[0,6700; 0,9500]
Rigidez salarial	λ_L	0,500	[0,3300; 0,7200]
Probabilidad de Calvo - Bienes internos	ϕ_H	0,750	[0,0750; 0,9800]
Rigidez de precios internos	λ_H	0,500	[0,0230; 0,9900]
Probabilidad de Calvo - Bienes importados	ϕ_M	0,750	[0,4300; 0,9500]
Rigidez de precios importados	λ_M	0,500	[0,0300; 0,7500]
Premio financiero externo	R^K/R	300pb	[300pb; 500pb]
Apalancamiento empresarial	K/N	2,050	[2,0000; 3,8400]
Tasa de supervivencia empresarial	γ^e	0,975	[0,9700; 0,9900]
Preferencia del BC por inflación	λ_π	1,000	--
Preferencia del BC por PIB	λ_y	0,500	--
Preferencia del BC por suavizamiento de tasas	λ_i	0,100	--
Inercia tasa de interés*	ρ_i	0,700	[0,0100; 0,9500]
Respuesta a la inflación*	ρ_π	1,500	[1,3500; 9,3310]
Respuesta al crecimiento*	ρ_y	0,150	[0,0900; 0,3080]
Respuesta al tipo de cambio*	ρ_s	0,250	[0,1300; 0,9500]
Persistencia choque de riesgo	ρ_{soo}	0,950	[0,8400; 0,9700]
D.E. choque de riesgo	σ_{soo}	0,010	[0,0190; 0,0700]

Fuente: Medina y Soto (2005), Caputo et al. (2006), López et al. (2008), Castillo et al. (2009), Christiano et al. (2010), Curdia y Woodford (2010), Castillo et al. (2013), Amado (2014), Christiano et al. (2014) y García-Cicco et al. (2014). Elaboración propia.

*Calibración base de la regla de política monetaria.

V. RESULTADOS

1. Parámetros óptimos

Los parámetros óptimos obtenidos a partir de la “búsqueda de malla”, así como el resultado cuantitativo de la función de pérdida del banco central se presentan en el cuadro 3. Adicionalmente, se muestran los resultados obtenidos con reglas calibradas con valores estándares en la literatura, además de mostrar las varianzas del producto y la inflación para cada caso. Los resultados se dividen en dos escenarios, dependiendo de si la regla monetaria responde a la depreciación cambiaria o no. El primer hecho a destacar es que, en todas las simulaciones, el parámetro de inercia monetaria es cercano a su límite superior. Ello indica la alta persistencia que la autoridad monetaria impone en el uso de su instrumento con el fin de afectar en mayor medida la demanda agregada y manejar de forma más eficiente las expectativas en un contexto de estrés financiero como el descrito. Asimismo, se destaca que cuando la regla monetaria no responde a las condiciones financieras (reglas I y III), los valores de ϕ_π y ϕ_y son cercanos o iguales al límite superior de su intervalo de búsqueda.

Por otro lado, cuando se introduce una respuesta a las condiciones financieras de la economía (reglas II y IV), los valores de ϕ_π y ϕ_y se reducen y caen cerca del límite inferior del intervalo de búsqueda. En términos de la función de pérdida del banco central, se subrayan dos resultados importantes: (i) no hay una diferencia macroeconómica importante entre la elección de una regla óptima con o sin respuesta cambiaria, y (ii) las reglas óptimas con respuesta financiera son más eficientes en términos macroeconómicos que las reglas óptimas sin respuesta financiera, aunque la diferencia es mínima (una reducción de la pérdida social en torno al 6–8%, impulsada principalmente por una reducción de la volatilidad inflacionaria). El primer resultado se explica por la correlación positiva entre inflación y tipo de cambio generado por el choque de riesgo. Al ir ambas en la misma dirección, la inclusión de la depreciación cambiaria en la regla de Taylor no genera conflictos con el objetivo de estabilización de precios de la autoridad monetaria, lo que sí puede suceder con otra clase de choques (por ejemplo, choques de costo o de productividad)¹³. En ese sentido, la combinación lineal óptima entre ϕ_π y ϕ_s no inhibe el *trade-off* entre inflación y producto, por lo que la elección de parámetros óptimos con presencia de depreciación cambiaria no varía significativamente respecto al caso en que está ausente.

13 Asimismo, se debe tener en cuenta que lo que se incluye en la regla monetaria es la primera diferencia del tipo de cambio, cuya magnitud es mucho menor que la de alguna variable tipo brecha, por lo que en términos cuantitativos su inclusión no genera diferencias considerables.

En cuanto al segundo resultado, se debe tener en cuenta que, si bien el valor óptimo de ϕ_{cb} es pequeño, ello se explica por la fuerte reducción del crédito bancario dado el choque de riesgo financiero (véase las funciones impulso respuesta). Por otra parte, se subraya que la adición de una respuesta financiera en la regla de Taylor reduce la volatilidad macroeconómica a través de dos canales. El primero de ellos se explica por la correlación positiva entre PIB y crédito ante un choque de riesgo financiero, por lo que la inclusión de una respuesta al crédito bancario implica un mayor interés hacia el propósito de estabilización del producto, lo que ayuda a reducir su volatilidad. El segundo canal es el de expectativas. La inclusión de una respuesta financiera implica que —ante un choque de riesgo— los agentes esperan una mayor reducción de la tasa de interés, lo que se traduce en mayores presiones depreciatorias y, por tanto, inflacionarias. En consecuencia, las expectativas inflacionarias aumentan, por lo que el banco central actúa óptimamente reduciendo la importancia relativa de la estabilización del producto en su regla (por tanto, el valor óptimo de ϕ_y se encuentra cercano al límite inferior del intervalo de búsqueda), logrando con ello reducir la volatilidad de la inflación al “convencer” a los agentes sobre su mayor interés en la estabilización de precios.

Cuadro 3

Regla de Taylor óptima

Parámetro	Calibrada	(I)	(II)	Calibrada	(III)	(IV)
ϕ_i	0,75	0,95	0,95	0,75	0,95	—
ϕ_π	1,50	2,00	1,10	1,50	2,00	1,00
ϕ_y	0,25	0,75	0,05	0,25	1,00	0,05
ϕ_s	—	—	—	0,25	0,45	0,10
ϕ_{cb}	—	—	0,01	—	—	0,01
Pérdida social	0,6681	0,4426	0,4072	0,7238	0,4339	0,4068
σ_π^2	0,0761	0,1429	0,1124	0,0498	0,1419	0,1128
σ_y^2	1,1827	0,5993	0,5897	1,3479	0,5839	0,5878
Relativo a Ramsey (%)	123,5	48,1	36,2	142,2	45,2	36,1

Fuente: Elaboración propia.

(I): Tradicional, (II) Crédito, (III) Respuesta cambiaria, (IV) II + III.

Pérdida social de política a la Ramsey: 0,2989.

La función de pérdida social se cuantifica a partir de momentos teóricos del modelo.

Finalmente, el cuadro 3 presenta la diferencia porcentual en pérdida social de cada regla simple óptima respecto de una regla monetaria óptima a la Ramsey (sin restricciones). En ese sentido, se observa que las reglas calibradas son más que el doble de ineficientes respecto de la política a la Ramsey. En tanto, las reglas simples óptimas reducen esta distancia: cuando no responden a las condiciones financieras son entre 45 y 48% más ineficientes en términos de volatilidad macroeconómica; cuando sí responden a las condiciones financieras, la diferencia entre una regla simple óptima y una a la Ramsey es alrededor de 36% en términos de pérdida social.

2. Funciones impulso-respuesta

Los gráficos 2 y 3 presentan las funciones impulso-respuesta (IR) de las principales variables del modelo ante un choque de riesgo financiero. Las gráficas se separan de acuerdo con la regla monetaria si contiene a la depreciación cambiaria, aunque como se vio en la sección anterior, las diferencias cuantitativas entre ambos escenarios son pequeñas. Así, en el gráfico 2, la regla monetaria responde a la inflación y al producto, en tanto en el gráfico 3 la regla contiene, además, una respuesta a la depreciación cambiaria. En ambas gráficas se presentan las reglas calibradas, las reglas tradicionales optimizadas (reglas I y III) y las reglas optimizadas con respuesta financiera (reglas II y IV). La dinámica macroeconómica es similar en ambos gráficos: un choque de riesgo financiero incrementa la percepción de incumplimiento de la economía, por lo que los bancos restringen la oferta de crédito, aumentando su costo (la tasa activa). Se destaca la fuerte caída del crédito bancario que genera una reducción de alrededor del 25% respecto a su tendencia hacia el trimestre 15. Al tener menos recursos a disposición, los empresarios demandan menos capital, lo que reduce la inversión y la producción de bienes intermedios, disminuyendo con ello el PIB. La respuesta de política monetaria es el recorte de la tasa de interés; sin embargo, dado que nos encontramos en una economía pequeña y abierta, el accionar monetario provoca una depreciación cambiaria que contrarresta la caída del costo marginal de producción, generando presiones inflacionarias. De cómo reaccione la autoridad monetaria ante la disyuntiva de estabilizar inflación y producto dependerá la respuesta del consumo.

En general, la tasa de interés real cae inicialmente debido al aumento inicial de las expectativas de inflación; sin embargo, conforme la autoridad monetaria sea más restrictiva al responder a la inflación (incremento de la tasa nominal), la tasa real volverá a su nivel inicial. La respuesta del consumo, en ese sentido, es de un incremento inicial que se compensa con una posterior caída respecto de su estado estacionario. Las diferencias entre reglas con y sin respuesta a factores financieros se observan principalmente en la dinámica de la tasa de interés, de la inflación, del PIB y del consumo. Diferencias leves se muestran también en la respuesta del tipo de cambio y de la inversión. En síntesis, cuando el banco central responde al crédito bancario, tiende a actuar de forma más restrictiva para combatir las expectativas inflacionarias. En un contexto económico con expectativas racionales, los agentes incorporan la respuesta del banco central al crédito, esperando que ante un choque de riesgo financiero se genere una reducción de la tasa de interés más agresiva de la autoridad monetaria, lo que provocaría una mayor depreciación cambiaria y, por tanto, mayores presiones inflacionarias.

Las mayores expectativas de inflación “obligan” al banco central a elevar su tasa de interés para hacerle frente y mantener la credibilidad de su meta de inflación. Esto no sucede cuando la regla monetaria optimizada responde sólo al PIB y a la inflación (o eventualmente al tipo de cambio). En ese escenario, los agentes consideran *ex ante* que el banco central priorizará la estabilización de precios, lo que brinda cierto espacio a la autoridad monetaria para que, ante el choque financiero, reduzca su tasa e incentive con ello la demanda. Como conclusión del ejercicio, se destaca que un choque de riesgo financiero implica una disyuntiva para la autoridad monetaria de una economía pequeña y abierta: ante la caída repentina del PIB, el banco central buscará estabilizar la actividad económica reduciendo su tasa a costa de una mayor depreciación cambiaria que genera presiones inflacionarias. En relación con la pérdida social generada por el choque financiero, se observa que responder a las condiciones financieras reduce ligeramente la volatilidad macroeconómica entre 6 y 8% respecto al escenario donde existen reglas “tradicionales” optimizadas.

Gráfico 2

Respuesta a un choque de una desviación estándar de riesgo financiero con una regla de Taylor que incluye una respuesta al crédito

Regla de Taylor:
$$\left(\frac{1+i_t}{1+i} \right) = \left(\frac{1+i_{t-1}}{1+i} \right)^{\phi_i} \left[\left(\frac{\pi_t}{\pi} \right)^{\phi_\pi} \left(\frac{Y_t}{Y} \right)^{\phi_y} \left(\frac{CB_t}{CB} \right)^{\phi_{cb}} \right]^{(1-\phi_i)}$$

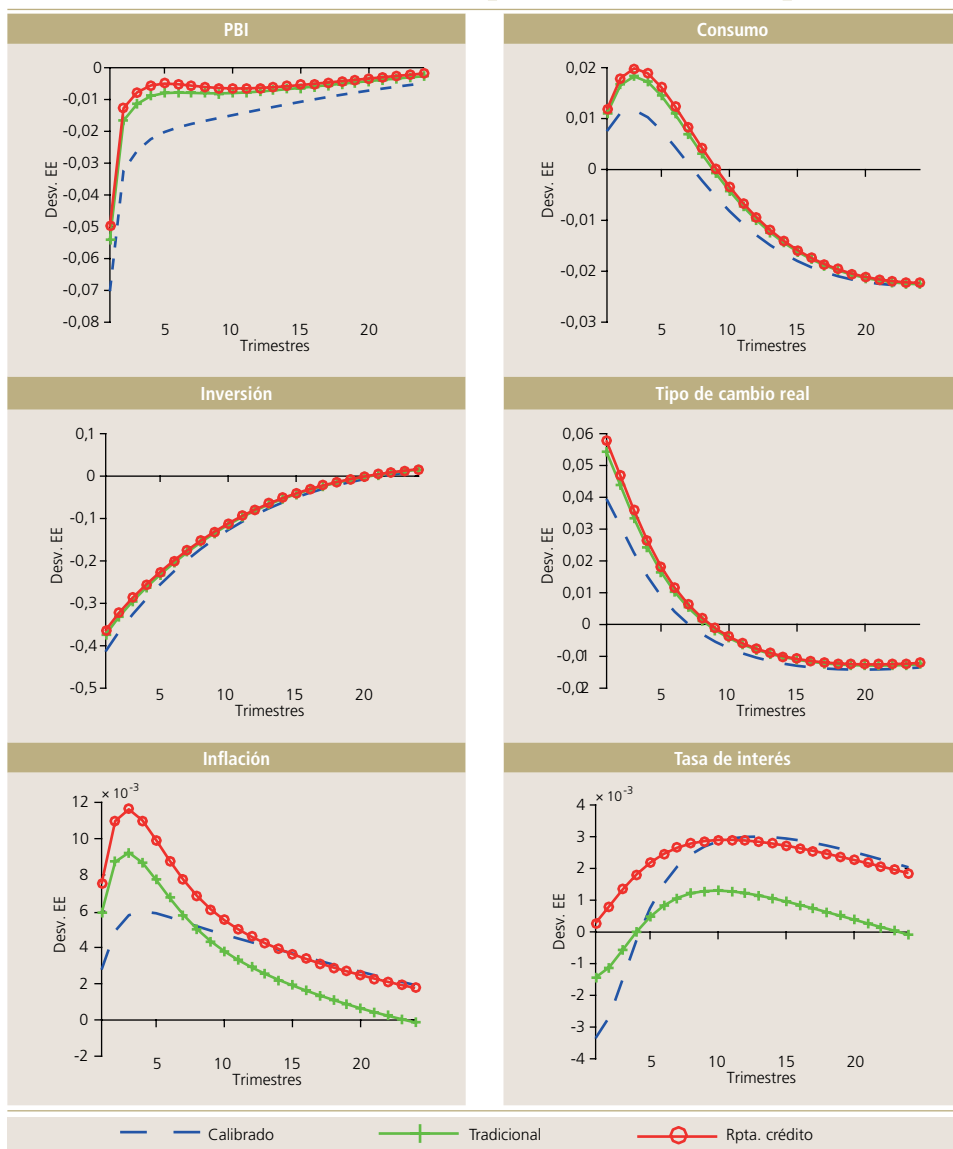


Gráfico 2 (continuación)

Respuesta a un choque de una desviación estándar de riesgo financiero con una regla de Taylor que incluye una respuesta al crédito

Regla de Taylor: $\left(\frac{1+i_t}{1+i}\right) = \left(\frac{1+i_{t-1}}{1+i}\right)^{\phi_i} \left[\left(\frac{\pi_t}{\pi}\right)^{\phi_\pi} \left(\frac{Y_t}{Y}\right)^{\phi_y} \left(\frac{CB_t}{CB}\right)^{\phi_{cb}} \right]^{(1-\phi_i)}$

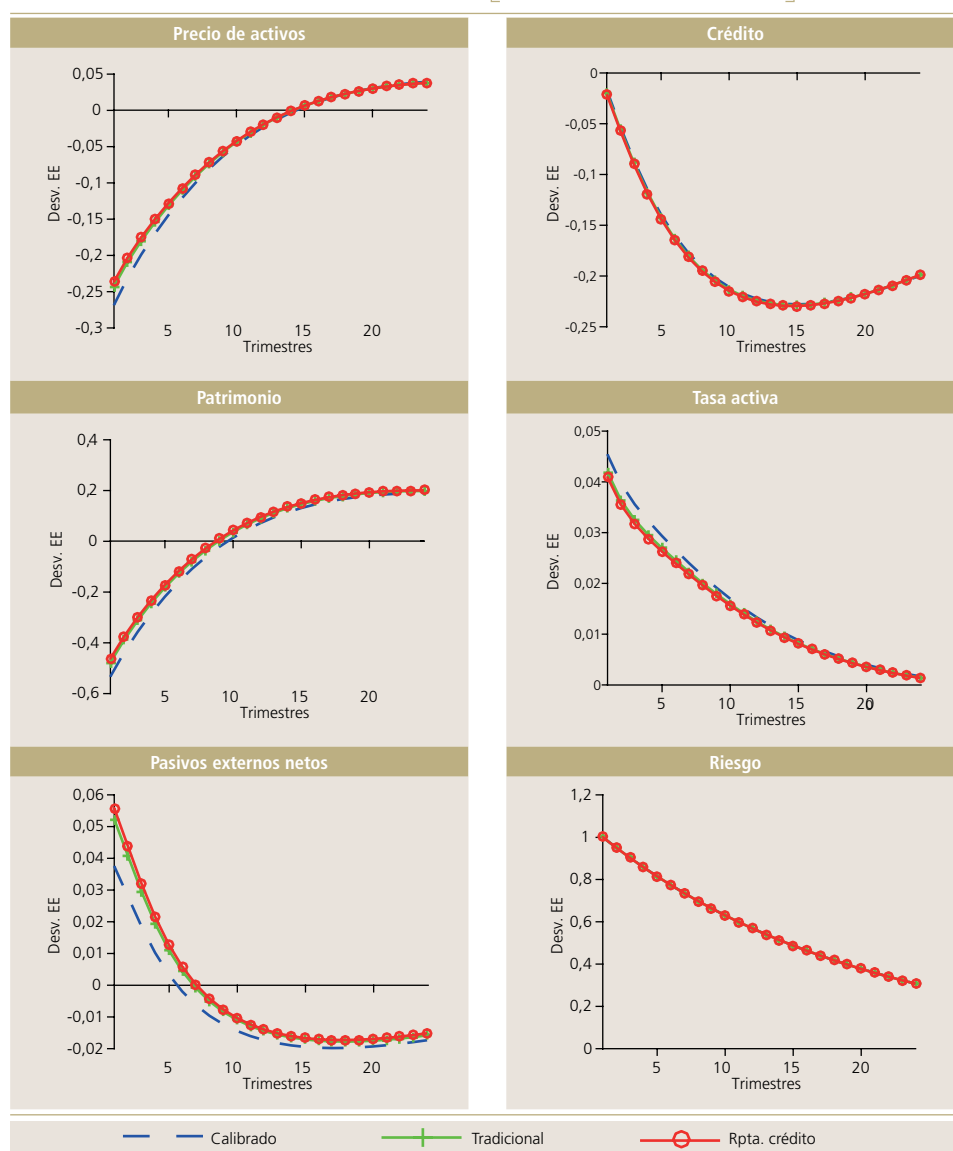


Gráfico 3

Respuesta a un choque de una desviación estándar de riesgo financiero con una regla de Taylor que incluye una respuesta a la depreciación cambiaria y al crédito

$$\text{Regla de Taylor: } \left(\frac{1 + i_t}{1 + i} \right) = \left(\frac{1 + i_{t-1}}{1 + i} \right)^{\phi_i} \left[\left(\frac{\pi_t}{\pi} \right)^{\phi_\pi} \left(\frac{Y_t}{Y} \right)^{\phi_y} \left(\frac{S_t}{S_{t-1}} \right)^{\phi_s} \left(\frac{CB_t}{CB} \right)^{\phi_{cb}} \right]^{(1-\phi_i)}$$

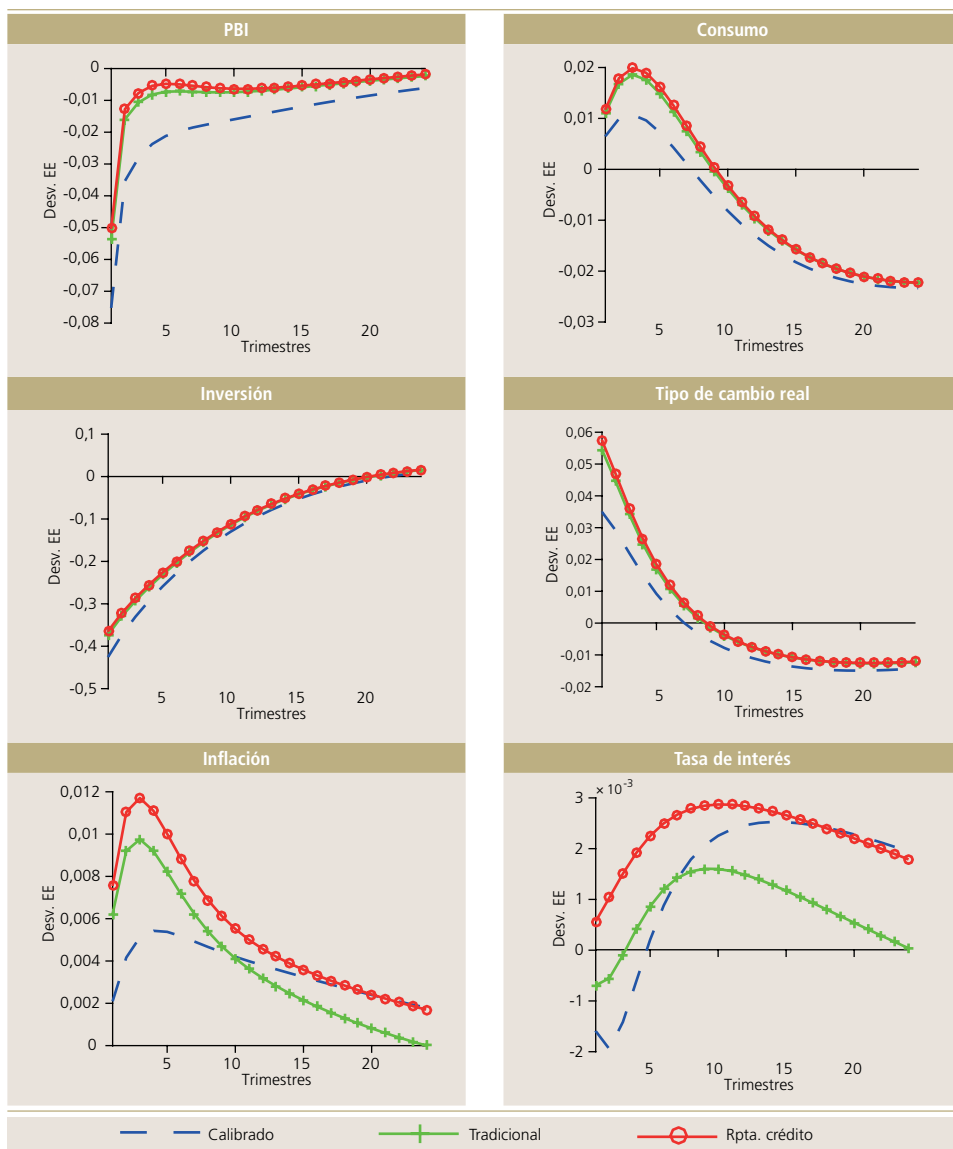
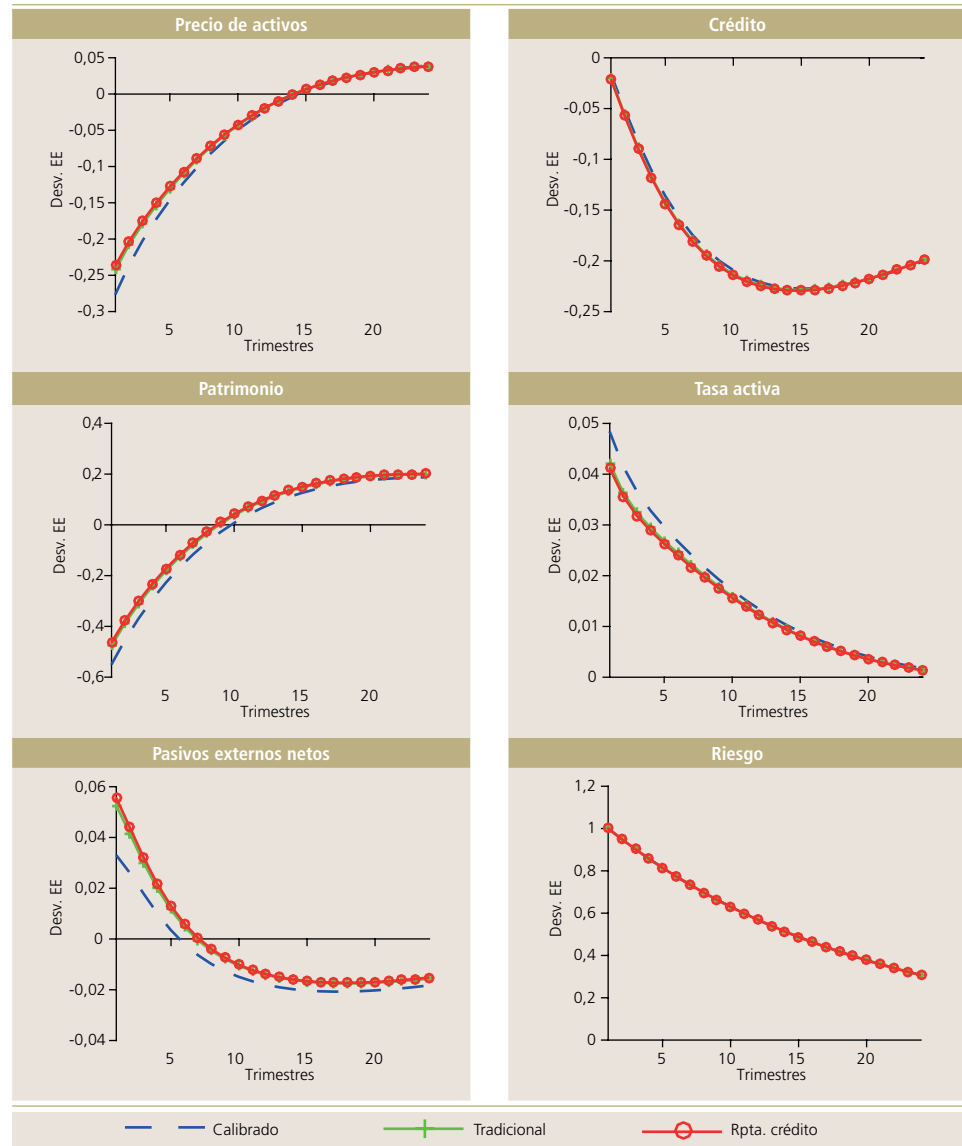


Gráfico 3 (continuación)

Respuesta a un choque de una desviación estándar de riesgo financiero con una regla de Taylor que incluye una respuesta a la depreciación cambiaria y al crédito

$$\text{Regla de Taylor: } \left(\frac{1+i_t}{1+i} \right) = \left(\frac{1+i_{t-1}}{1+i} \right)^{\phi_i} \left[\left(\frac{\pi_t}{\pi} \right)^{\phi_\pi} \left(\frac{Y_t}{Y} \right)^{\phi_y} \left(\frac{S_t}{S_{t-1}} \right)^{\phi_s} \left(\frac{CB_t}{CB} \right)^{\phi_{cb}} \right]^{(1-\phi_i)}$$



3. Herramientas más allá de la tasa de interés

¿Cómo reducir el costo macroeconómico frente a un choque de riesgo? La respuesta de la sección anterior sería aplicando una regla de Taylor con respuesta a las condiciones financieras. Sin embargo, el *trade-off* entre inflación y producto no es reducido significativamente. Una respuesta, asociada al análisis de política de la reciente crisis financiera internacional, es la introducción de una regla macroprudencial¹⁴, al estilo de lo que se plantea en Basilea III. Se define la política macroprudencial como el conjunto de herramientas que buscan disminuir el riesgo sistémico y el carácter procíclico de las variables financieras de forma tal que suavicen los efectos de choques financieros sobre el comportamiento macroeconómico¹⁵. Si bien la necesidad de aplicar estas políticas a nivel global surgió a partir de la crisis financiera internacional de los años 2007–2009, países como España¹⁶ y Perú, o el continente asiático, ya han venido aplicándolas. Algunas de las herramientas utilizadas son los límites a la exposición de moneda extranjera en instituciones financieras así como herramientas cíclicas que están relacionadas con el crecimiento del crédito bancario (como las provisiones dinámicas). Lo que se propone en Basilea III, por ejemplo, es la introducción de *buffers* de capital en los sistemas bancarios. Es decir, por encima del rango mínimo de requerimientos de capital, los bancos estarían obligados a mantener ciertos niveles de patrimonio bancario, cuya magnitud dependería de un indicador macroeconómico (por lo general el ciclo del PIB o una medida similar, como el crédito como porcentaje del PIB). La naturaleza de la regla implica un carácter procíclico en el patrimonio bancario; así, cuando la economía se encuentre en auge, los bancos acumularían más capital y cuando la economía entre en recesión los bancos desacumularían capital. De esta forma se espera que las instituciones financieras internalicen las condiciones del entorno macroeconómico en sus operaciones¹⁷. Siguiendo a Kannan et al. (2012) y Amado (2014), una forma de introducir una regla macroprudencial es añadiendo un componente a la ecuación (52):

$$\frac{E_t(R_{t+1}^K)}{R_t} = \chi \left(\frac{Q_t K_t}{N_t} \right) MP_t \quad (72)$$

donde MP_t es el componente macroprudencial. En términos log-lineales, la regla macroprudencial es la siguiente:

$$\hat{m}p_t = \rho_{mp} \hat{m}p_{t-1} + (1 - \rho_{mp}) \rho_y \hat{y}_t \quad (73)$$

La regla contiene un elemento inercial y un componente de respuesta al ciclo del PIB con coeficiente positivo¹⁸. Así, se espera que en épocas de auge económico ($\hat{y}_t > 0$), se encarezca el costo del crédito, dado un aumento de mp_t . En tanto,

14 No solo puede pensarse en reglas macroprudenciales, sino también en el manejo de tasas de encaje. Lo importante aquí, es el carácter procíclico que la regla —cualquiera sea— impone en el spread de tasas de interés y, en consecuencia, en el crédito.

15 Tomado de Brockmeijer et al. (2011).

16 Véase Saurina (2009).

17 Véase Contreras (2011).

18 A diferencia de los trabajos referenciados, que tienen una regla macroprudencial con respuesta al crédito o a su variación, se sigue la práctica impuesta por las reglas de provisiones dinámicas y requerimientos de capital del Perú.

con recesión ($\hat{y}_t < 0$) el componente macroprudencial se reducirá, reduciendo el costo del crédito, lo que incentivará la inversión. Es importante subrayar que, en la simulación base, se considera un valor de $\rho_{mp} = 0$, ello con el fin de reducir la dimensionalidad del espacio de parámetros y el costo computacional de la obtención de parámetros óptimos, aunque en la sección VI se relaja parcialmente este supuesto. En tanto, a diferencia de los trabajos ya referenciados, el valor de ρ_y también es óptimo en la medida en que minimiza la función de pérdida establecida en la ecuación (59) de forma conjunta con la optimización de la regla monetaria. Esta estrategia puede interpretarse como el accionar de una autoridad monetaria con dos instrumentos —monetario y macroprudencial— bajo su responsabilidad y en el que las decisiones de política macroprudencial son tomadas de forma contemporánea a las de política monetaria. El intervalo de búsqueda de este parámetro es $\rho_y \in [0,1]$, con una malla de 0,05. Los resultados se presentan en el cuadro 4.

Cuadro 4

Regla de Taylor óptima + regla macroprudencial óptima

Parámetro	Calibrada	(I)	(II)	Calibrada	(III)	(IV)
ϕ_i	0,75	0,95	0,95	0,75	0,95	0,95
ϕ_π	1,50	1,95	1,95	1,50	2,00	2,00
ϕ_y	0,25	0,35	0,35	0,25	0,40	0,40
ϕ_s	--	--	--	0,25	0,10	0,10
ϕ_{cb}	--	--	0,00	--	--	0,00
ρ_y	0,00	1,00	1,00	0,00	1,00	1,00
Pérdida social	0,6681	0,2788	0,2788	0,7832	0,2786	0,2786
σ_π^2	0,0761	0,0408	0,0408	0,0498	0,0415	0,0415
σ_y^2	1,187	0,4761	0,4761	1,3479	0,4743	0,4743
Relativo a Ramsey (%)	123,5	-6,7	-6,7	142,2	-6,8	-6,8

Fuente: Elaboración propia.

(I): Tradicional, (II) Crédito, (III) Respuesta cambiaria, (IV) II + III.

Pérdida social de política a la Ramsey: 0,2989.

La función de pérdida social se cuantifica a partir de momentos teóricos del modelo.

Parámetros óptimos

El primer hecho a destacar en los resultados es que el valor de ρ_y , que puede interpretarse como la respuesta del instrumento macroprudencial a las condiciones macroeconómicas, es el máximo posible dado su intervalo de búsqueda, lo que permite inferir la necesidad de respuestas de política de gran magnitud orientadas hacia el sector financiero de la economía ante un choque de riesgo financiero. Por el lado de la regla monetaria, se destacan dos resultados: (i) el valor del parámetro de respuesta al producto (ϕ_y) se reduce a la mitad respecto a lo mostrado en el cuadro 3, que se explica porque la presencia de la regla macroprudencial ayuda sustancialmente en la estabilización del producto al “atacar” directamente la raíz del problema, que es el sector crediticio, evitando con ello un menor financiamiento a los empresarios y, por consiguiente, una menor inversión, y (ii) en presencia de una regla macroprudencial, no es óptimo responder a las condiciones financieras a través de la regla de Taylor. El parámetro ϕ_{cb} en las simulaciones toma el valor de cero, por lo que una respuesta financiera del banco central mediante la tasa de interés no genera ganancias macroeconómicas.

Asimismo, si se observa los valores de la función de pérdida monetaria, se destaca la importante reducción de la volatilidad macroeconómica cuando hay una regla macroprudencial en la economía. Si comparamos las reglas optimizadas del cuadro 4 con las del cuadro 3, la pérdida social se reduce entre 31 y 37% cuando hay una regla macroprudencial, explicada principalmente por la caída de la volatilidad inflacionaria. De aquí se infiere que la introducción de una regla macroprudencial es aproximadamente cinco veces más eficiente que el uso de la tasa de interés para hacer frente a un choque de riesgo financiero. Otro punto a destacar es que la presencia de la depreciación cambiaria en la regla monetaria no genera ganancias significativas en términos de estabilización macroeconómica, dada la presencia de una regla macroprudencial. Finalmente, se presenta la distancia relativa de cada una de las reglas simples óptimas respecto de la regla monetaria a la Ramsey. Un hecho a subrayar es que, con la presencia de la regla macroprudencial en la economía, la pérdida social es menor que la asociada a la de una regla sin restricciones. En el escenario propuesto en este ejercicio (regla simple óptima más componente macroprudencial), la volatilidad macroeconómica es menor entre 6,7 y 6,8% respecto al caso en que la economía cuenta con una regla monetaria óptima a la Ramsey.

Funciones impulso-respuesta

Con el fin de observar la dinámica de las variables macroeconómicas en presencia de la regla macroprudencial, se presenta el gráfico 4, que muestra las funciones impulso-respuesta cuando la regla de Taylor ofrece respuestas óptimas a la inflación y al PIB. Ante un choque de riesgo financiero, la regla macroprudencial reduce su efecto sobre el costo del crédito, que aumenta en menor medida respecto al caso de ausencia de la regla macroprudencial, reduciendo su impacto en el crédito —que se reduce hasta en 15% respecto a su tendencia hacia el trimestre 15°— y la inversión. Ello permite que la política monetaria responda con un ajuste de tasas de interés menor, que la depreciación cambiaria sea más leve y, por tanto, que la inflación y las expectativas inflacionarias sean menores que en el modelo base. Como conclusión se destaca que el *mix* de política que es más eficiente para combatir la inestabilidad financiera es una regla monetaria tradicional, es decir, sin respuesta al crédito bancario, más una regla macroprudencial. En ese sentido, el instrumento macroprudencial ayuda a la política monetaria a enfrentar de forma más eficiente su *trade-off* de política o, en otras palabras, a enfocarse en su objetivo más importante —dadas sus preferencias— que es la estabilidad de precios. Así, para economías pequeñas y abiertas, es preferible utilizar otras herramientas para lidiar con la inestabilidad financiera antes que usar sólo el instrumento monetario.

Gráfico 4

Respuesta a un choque de una desviación estándar de riesgo financiero cuando la economía cuenta con una regla macroprudencial.

Regla de Taylor:
$$\left(\frac{1+i_t}{1+i} \right) = \left(\frac{1+i_{t-1}}{1+i} \right)^{\phi_i} \left[\left(\frac{\pi_t}{\pi} \right)^{\phi_\pi} \left(\frac{Y_t}{Y} \right)^{\phi_y} \right]^{(1-\phi_i)}$$

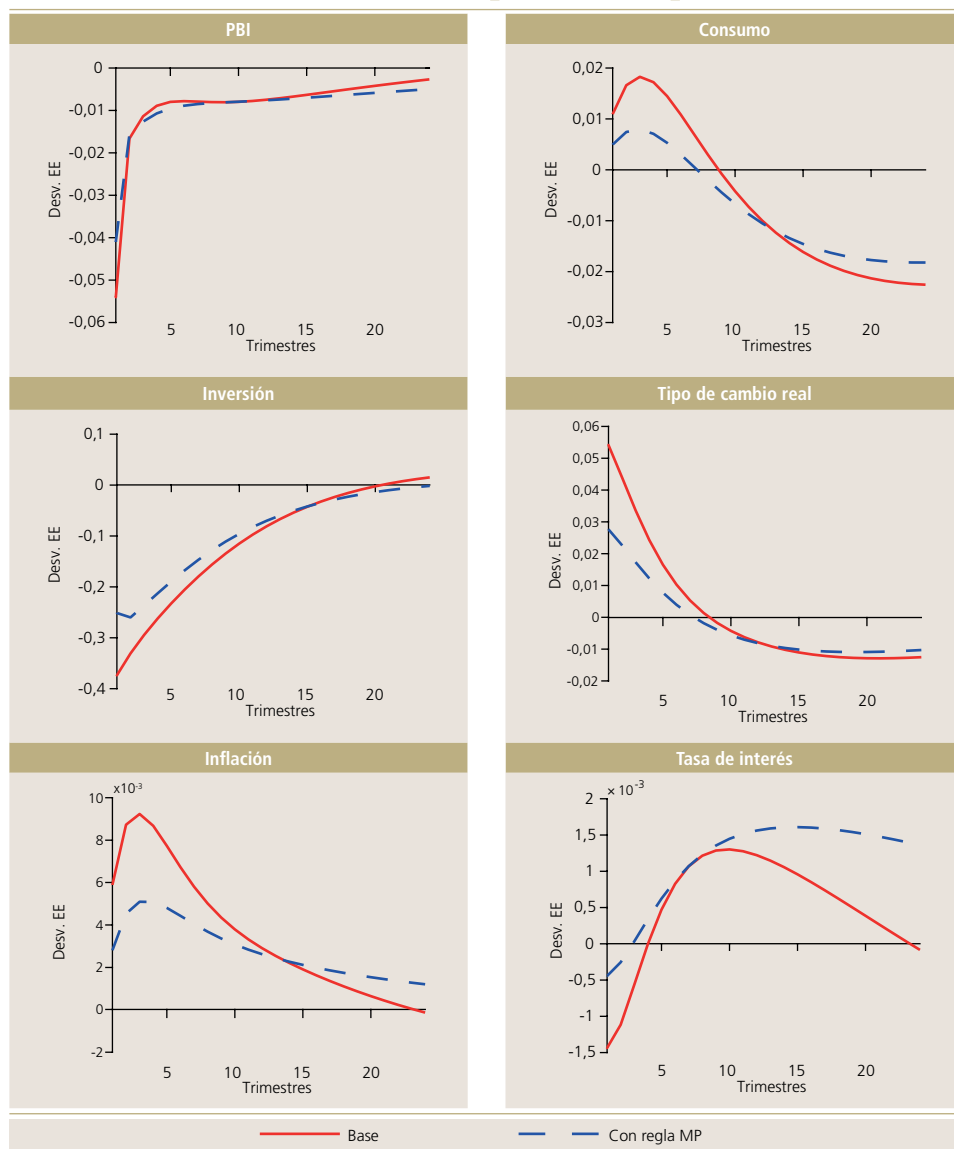
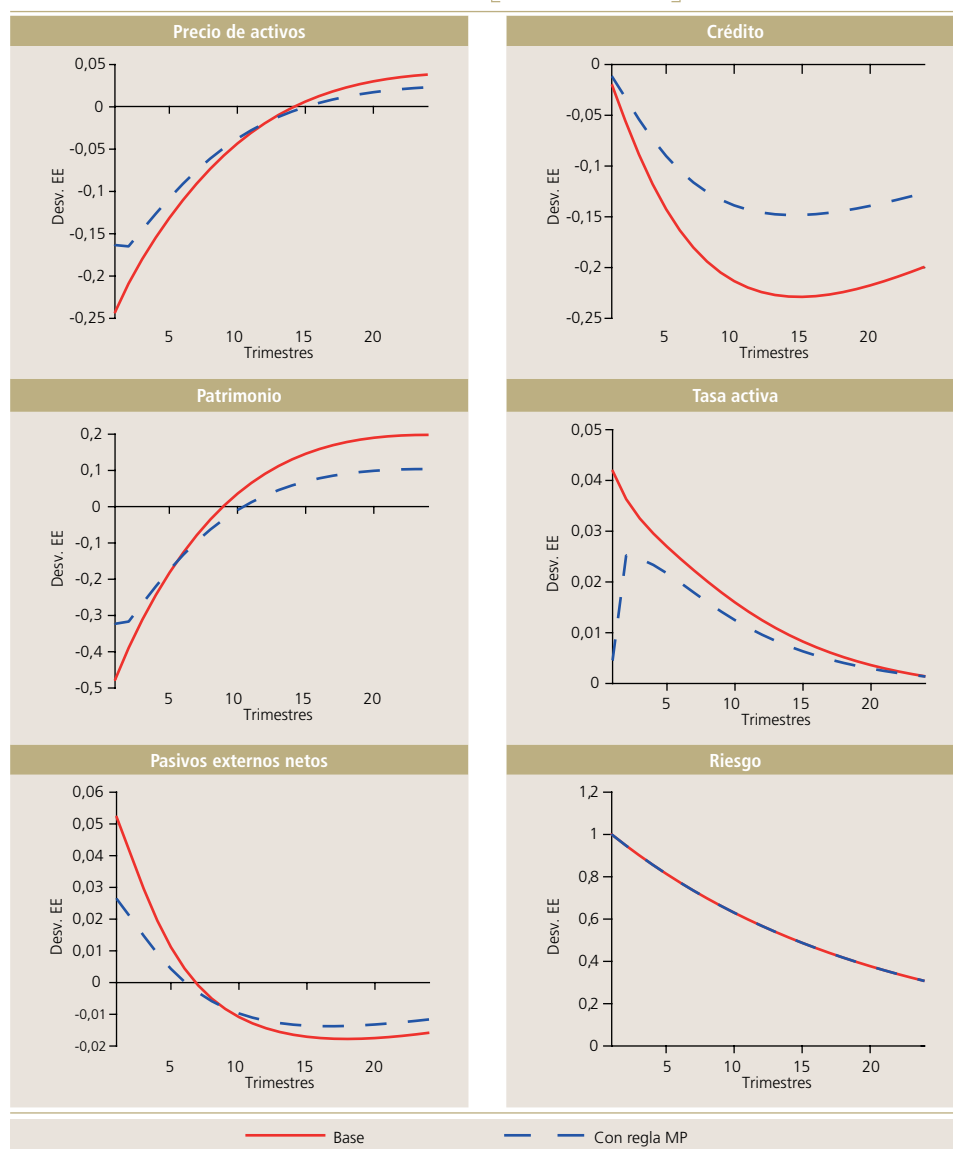


Gráfico 4 (continuación)

Respuesta a un choque de una desviación estándar de riesgo financiero cuando la economía cuenta con una regla macroprudencial.

Regla de Taylor:
$$\left(\frac{1+i_t}{1+i}\right) = \left(\frac{1+i_{t-1}}{1+i}\right)^{\phi_i} \left[\left(\frac{\pi_t}{\pi}\right)^{\phi_\pi} \left(\frac{Y_t}{Y}\right)^{\phi_y} \right]^{(1-\phi_i)}$$



VI. ANÁLISIS DE SENSIBILIDAD

En esta sección planteamos cuatro tipos de análisis de robustez de los resultados, modificando parámetros o ecuaciones de equilibrio del modelo. El primero de ellos evalúa si los resultados varían cuando cambia el parámetro de persistencia de la regla macroprudencial (ρ_{mp}); el segundo ejercicio modifica el parámetro de preferencia del banco central por la estabilización del PIB (λ_y), mientras el tercer análisis considera cambios en la naturaleza del choque de riesgo, principalmente variando su parámetro de persistencia ($\rho_{\sigma\omega}$). En el último ejercicio, se evalúa la robustez de los resultados bajo distintos grados de rigidez salarial y de indexación del salario a la inflación.

1. Naturaleza de la regla macroprudencial

En el cuadro 5 se presentan los parámetros óptimos y la magnitud de la pérdida social cuando nos alejamos del supuesto de $\rho_{mp} = 0$. El objetivo es evaluar si sigue siendo óptimo para la autoridad monetaria no responder a las condiciones financieras en presencia de una regla macroprudencial. No se consideran reglas con respuesta a la depreciación cambiaria debido a que, como se mostró en la sección V, no generan diferencias significativas en términos de reducción de volatilidad macroeconómica. En relación con los parámetros óptimos, no existen diferencias importantes con lo obtenido en el cuadro 4. Lo destacable es que aún cuando la persistencia de la regla macroprudencial aumenta, sigue siendo óptimo no responder a las condiciones financieras en tres de los cuatro casos presentados. Solamente cuando la regla macroprudencial es muy persistente ($\rho_{mp} = 0,99$), se hace necesaria una respuesta de la regla monetaria a las condiciones financieras, y aún con ello, la pérdida social es mucho mayor que en los otros casos. En ese sentido, se puede argumentar que para hacer frente al choque de riesgo financiero se hace necesario diseñar una regla macroprudencial flexible que permita adecuarse con mayor capacidad a las condiciones macroeconómicas de corto plazo.

Cuadro 5

Análisis de sensibilidad, con diversos valores de ρ_{mp}

ρ_{mp}		ρ_i	ϕ_π	ϕ_y	ϕ_{cb}	ρ_y	Pérdida social
*0,25	Regla I	0,95	1,95	0,35	--	1,00	0,2802
	Regla II	0,95	1,95	0,35	0,00	1,00	0,2802
*0,50	Regla I	0,95	2,00	0,40	--	1,00	0,2839
	Regla II	0,95	2,00	0,40		1,00	0,2839
*0,75	Regla I	0,95	2,00	0,40	--	1,00	0,2958
	Regla II	0,95	2,00		0,00	1,00	0,2958
*0,99	Regla I	0,95	2,00	0,70	--	0,60	0,4285
	Regla II	0,95			0,02	0,50	0,4023

Fuente: Elaboración propia.

(I): Tradicional y (II) Respuesta al crédito.

La función de pérdida social se cuantifica a partir de momentos teóricos del modelo.

2. Naturaleza del choque financiero

En este ejercicio se modifica el parámetro de persistencia del choque de riesgo, reduciéndolo casi a la mitad ($\rho_{\sigma\omega} = 0,50$) y se evalúa la robustez de los resultados presentados en la sección anterior. Los resultados se presentan en el cuadro 6. En relación con los parámetros óptimos, los valores de ϕ_{π} y ϕ_y no varían respecto al caso en que $\rho_{\sigma\omega} = 0,95$, sin embargo llama la atención el valor pequeño que toma el parámetro de inercia de la regla monetaria, lo que indica que, ante un choque de menor persistencia, el banco central requiere actuar con mayor fuerza en el corto plazo. Por otra parte, se subrayan dos hechos importantes: (i) la inclusión de una respuesta a la depreciación cambiaria en la regla de Taylor sí reduce la volatilidad macroeconómica cuando el choque de riesgo es menos persistente, aunque el monto de reducción es pequeño (entre 6 y 7%), y (ii) en este escenario sí es óptima una respuesta monetaria a las condiciones financieras, aunque la reducción de la pérdida social cuando se actúa de esta forma es muy pequeña y poco significativa en términos macroeconómicos (una reducción de entre 0,2 y 0,7% respecto a las reglas “tradicionales”).

Cuando se incluye una regla macroprudencial en la economía, los resultados —en relación con los parámetros óptimos— no cambian significativamente. Sin embargo, en términos de pérdida social, la inclusión del término macroprudencial ayuda a reducir la volatilidad macroeconómica en alrededor de 23% respecto al escenario en el que está ausente. Si bien se puede considerar óptima una respuesta monetaria a las condiciones financieras cuando el choque de riesgo es menos persistente, aún se mantiene la conclusión de la sección anterior: es más eficiente en términos macroeconómicos la inclusión de una regla macroprudencial sin respuesta monetaria a las condiciones financieras para hacer frente a la inestabilidad financiera.

Cuadro 6

Análisis de sensibilidad, con $\rho_{\sigma\omega} = 0,50$

$\rho_{\sigma\omega}$		ρ_i	ϕ_{π}	ϕ_y	ϕ_s	ϕ_{cb}	ρ_y	Pérdida social
*0,50	Regla I	0,25	2,00	1,00	--	--	--	0,0294
	Regla II	0,25	2,00	1,00	--	--	--	0,0292
	Regla III	0,00	2,00	1,00	0,65	--	--	0,0275
	Regla IV	0,00	2,00	1,00	0,65	--	--	0,0274
con regla macroprudencial								
	Regla I	0,30	2,00	1,00	--	--	1,00	0,0226
	Regla II	0,30	2,00	1,00	--	--	1,00	0,0223
	Regla III		2,00	1,00	0,70	--	1,00	0,0213
	Regla IV		2,00	1,00	0,65	0,02	1,00	0,0212

Fuente: Elaboración propia.

(I): Tradicional, (II) Crédito, (III) Respuesta cambiaria, (IV) II + III.

La función de pérdida social se cuantifica a partir de momentos teóricos del modelo.

3. Preferencias de la autoridad monetaria

En esta sección se varía el parámetro de preferencias del banco central. Se presentan tres escenarios: (i) cuando $\lambda_y = 0$, lo que implica que el banco central tiene como objetivo principal la estabilización de precios; (ii) cuando $\lambda_y = 1$, por lo que la autoridad monetaria considera ambos objetivos —estabilización de precios y de producto— al mismo nivel de importancia, y (iii) cuando $\lambda_y = 1,5$, lo que implica que la autoridad monetaria tiene mayores preferencias por la estabilización del PIB. En el cuadro 7 se presentan los resultados de los parámetros óptimos y la pérdida social asociada a cada escenario y a cada una de las reglas monetarias propuestas. Cuando el banco central se interesa sólo por la estabilización de precios ($\lambda_y = 0$), el parámetro de respuesta al PIB es pequeño en magnitud y toma mayor importancia la respuesta a la depreciación cambiaria. Así, cuando $\phi_s > 0$, la volatilidad macroeconómica¹⁹ se reduce en 68% respecto a los casos en que no hay una respuesta cambiaria. En este escenario no es óptimo que la autoridad monetaria responda a las condiciones financieras en su regla. Cuando la estabilización de precios tiene igual importancia que la del producto ($\lambda_y = \lambda_p = 1$) los resultados, en términos de parámetros óptimos, son similares a los obtenidos en la sección V para ϕ_y y ϕ_π . En este caso, ϕ_{cb} sí toma un valor positivo (0,02) y, al hacerlo, reduce la pérdida social en alrededor de 6% respecto al caso en que no hay una respuesta a las condiciones financieras; además, la respuesta a la depreciación cambiaria es mínima o nula. Cuando la estabilización del producto es más importante ($\lambda_y = 1,5$) también se observa que es óptimo responder a las condiciones financieras en la regla de Taylor. Al hacerlo, se reduce la volatilidad macroeconómica en 6 a 7% respecto a las reglas que no tienen respuesta al crédito bancario. En este escenario, no es óptima una respuesta a la depreciación cambiaria.

Cuadro 7

Análisis de sensibilidad, preferencias del banco central

λ_y		ρ_i	ϕ_π	ϕ_y	ϕ_s	ϕ_{cb}	Pérdida social
*0	Regla I	0,70	2,00	0,05	--	--	0,0056
	Regla II	0,70	2,00	0,05	--	0,00	0,0056
	Regla III	0,10	2,00	0,05	0,70	--	0,0018
	Regla IV	0,10	2,00	0,05	0,70	0,00	0,0018
*1	Regla I	0,95	2,00	1,00	--	--	0,7068
	Regla II	0,95	1,40		--	0,02	0,6596
	Regla III	0,95	2,00		0,10	--	0,7050
	Regla IV	0,95	1,40		0,00	0,02	0,6596
*1,5	Regla I	0,95	1,95	1,00	--	--	0,9537
	Regla II	0,95	2,00	1,00	--	0,02	0,8903
	Regla III	0,95	1,95	1,00	0,00	--	0,9537
	Regla IV	0,95	2,00	1,00	0,00	0,02	0,8903

Fuente: Elaboración propia.

(I): Tradicional, (II) Crédito, (III) Respuesta cambiaria, (IV) II + III.

La función de pérdida social se cuantifica a partir de momentos teóricos del modelo.

¹⁹ Es importante subrayar que en este caso la volatilidad macroeconómica está generada por la volatilidad inflacionaria y la de las tasas de interés.

En el cuadro 8 se añade una regla macroprudencial a la economía y se replica el ejercicio anterior. Cuando el banco central se enfoca sólo en la estabilización de precios, la presencia de la regla macroprudencial genera una reducción significativa de la volatilidad macroeconómica. En este escenario ($\lambda_y = 0$) el banco central no responde al ciclo del PIB pero sí responde a la depreciación cambiaria (máximo valor de ϕ_s en las reglas III y IV), y no es óptimo responder a las condiciones financieras. Aquí se observa que la presencia de la regla macroprudencial reduce entre 63 y 77% la volatilidad macroeconómica respecto al caso en que está ausente. Cuando los objetivos de estabilización de precios y PIB son igual de importantes ($\lambda_y = \lambda_\pi = 1$) no es óptima una respuesta a las condiciones financieras ni a la depreciación cambiaria. En este escenario, la regla macroprudencial también genera reducciones importantes de la pérdida social (entre 24 y 29% respecto al escenario de ausencia de regla macroprudencial). Finalmente, cuando el banco central tiene mayores preferencias por la estabilización del producto ($\lambda_y = 1,5$), tampoco es óptima una respuesta a las condiciones financieras en la regla de Taylor en presencia de una regla macroprudencial, por lo que $\phi_{cb}=0$. En ese sentido, la regla macroprudencial logra reducir la volatilidad macroeconómica entre 20 y 26%.

Como conclusión del ejercicio, se observa que, mientras mayores son las preferencias del banco central por la estabilización del PIB, mayor es la posibilidad de una respuesta óptima a las condiciones financieras en la regla de Taylor. Sin embargo, esta respuesta tiende a generar reducciones pequeñas en la volatilidad macroeconómica (del orden de 6%). Sigue siendo más eficiente la inclusión de una regla macroprudencial combinada con una regla monetaria “tradicional” para hacer frente al choque de riesgo financiero, sin la necesidad de incluir una respuesta al crédito en la tasa de interés. El ejercicio también da señales sobre la importancia de un banco central enfocado sólo en la estabilización de precios en un contexto de inestabilidad financiera. En este escenario, un banco central “halcón” equipado con un instrumento macroprudencial genera reducciones importantes en la volatilidad macroeconómica (la mayor reducción de la pérdida social en todos los escenarios simulados).

Cuadro 8
Análisis de sensibilidad, preferencias del banco central con regla macroprudencial

λ_y		ρ_i	ϕ_π	ϕ_y	ϕ_s	ϕ_{cb}	ρ_y	Pérdida social
*0	Regla I	0,85	2,00	0,00	--	--	1,00	0,0021
	Regla II	0,85	2,00	0,00	--	0,00	1,00	0,0021
	Regla III	0,10	2,00	0,00	1,00	--	1,00	0,0004
	Regla IV		2,00	0,00	1,00	0,00	1,00	0,0004
*1	Regla I	0,95	1,95	0,50	--	--	1,00	0,5030
	Regla II	0,95	1,95	0,50	--	0,00	1,00	0,5030
	Regla III	0,95	1,95	0,50	0,00	--	1,00	0,5030
	Regla IV	0,95	1,95	0,50	0,00	0,00	1,00	0,5030
*1,5	Regla I	0,95	1,55	0,40	--	--	1,00	0,7104
	Regla II	0,95	1,55	0,40	--	0,00	1,00	0,7104
	Regla III	0,95	1,55	0,40	0,00	--	1,00	0,7104
	Regla IV	0,95	1,55	0,40	0,00	0,00	1,00	0,7104

Fuente: Elaboración propia.

(I): Tradicional, (II) Crédito, (III) Respuesta cambiaria, (IV) II + III.

La función de pérdida social se cuantifica a partir de momentos teóricos del modelo.

4. Rigideces salariales

Ante un choque de riesgo, se genera una disyuntiva monetaria entre la estabilización de la inflación y del producto, debido al efecto que la depreciación del tipo de cambio ejerce sobre la inflación. Al ahondar más en la dinámica del modelo, el resultado puede explicarse porque la caída en los costos marginales no sopesa el efecto depreciatorio sobre la inflación. En el modelo, los costos marginales son una combinación de salarios reales, tasa de alquiler del capital y productividad agregada. Combinando las ecuaciones (30) y (31) en la función de producción de bienes intermedios, se obtiene:

$$MC_t^H = \frac{1}{A_t} \left(\frac{R_t^H}{\alpha} \right)^\alpha \left(\frac{WP_t}{1-\alpha} \right)^{1-\alpha} \quad (74)$$

que en términos log-lineales implica lo siguiente:

$$\hat{mcr}_t^H = \alpha \hat{r}_t^H + (1-\alpha) \hat{w}_t - \hat{a}_t \quad (75)$$

Teniendo en cuenta que $\alpha = 0,35$, entonces la mayor parte de la dinámica de los costos marginales está explicada por los salarios reales. En el modelo, los salarios reales están sujetos a rigideces al estilo de Calvo (1983) y Erceg et al. (2000), donde la probabilidad de optimizar salarios es $\phi_L = 0,75$ (lo que implica que el salario real cambia cada cuatro trimestres en promedio), mientras que el grado de indexación a la inflación pasada de aquellos hogares que no lograron optimizar sus salarios es $\lambda_L = 0,50$. En esta sección, se presentan dos resultados: (i) cuando no hay indexación a la inflación pasada pero sí rigideces salariales

($\lambda_L = 0$) y (ii) cuando se eliminan las rigideces salariales, por lo que el salario real se determina por la vía de la tasa marginal de sustitución entre trabajo y consumo. El objetivo es evaluar si es óptimo responder a las condiciones financieras mediante la regla de Taylor en un contexto de mayor flexibilidad salarial. Los resultados del primer ejercicio se muestran en el cuadro 9. Como se observa, cuando no hay inercia en la curva de Phillips salarial, los resultados respecto a la no optimalidad de una respuesta financiera en la regla de Taylor se mantienen para todos los casos simulados. En este ejercicio continúa siendo más eficiente la introducción de una regla macroprudencial que el uso de la tasa de interés para lidiar con la inestabilidad financiera. En ese sentido, la presencia de la herramienta macroprudencial logra reducir la volatilidad macroeconómica en alrededor de 27% respecto a los escenarios sin reglas macroprudenciales.

En el cuadro 10 se describen los resultados cuando el modelo se modifica de tal forma que ahora el salario real se determina mediante la tasa marginal de sustitución entre consumo y trabajo:

$$\frac{W_t}{P_t} = MRS_t = L_t^\eta (C_t^f - hC_{t-1}^f) \quad (76)$$

Se observa que, en un contexto de flexibilidad salarial total, es óptimo incorporar una respuesta al crédito bancario en la Regla de Taylor. Ello puede explicarse porque, ante un choque de riesgo financiero, la mayor flexibilidad salarial genera menores presiones inflacionarias. Sin embargo, la reducción de la volatilidad macroeconómica, si bien es mayor que en los casos anteriores, sigue siendo macroeconómicamente pequeña (en el orden de 8% respecto a las reglas que no poseen una respuesta financiera).

Cuadro 9

Análisis de sensibilidad

($\lambda_L = 0,00$)

λ_L		ρ_i	ϕ_π	ϕ_y	ϕ_s	ϕ_{cb}	ρ_y	Pérdida social
*0,00	Regla I	0,65	2,00	1,00	--	--	--	0,3465
	Regla II	0,65	2,00	1,00	--	0,00	--	0,3465
	Regla III		2,00	1,00	0,20	--	--	0,3417
	Regla IV		2,00	1,00	0,20	0,00	--	0,3417
	con regla macroprudencial							
	Regla I	0,95	2,00	0,50	--	--	1,00	0,2514
	Regla II	0,95	2,00	0,50	--	0,00	1,00	0,2514
	Regla III	0,95	2,00	0,50	0,05	--	1,00	0,2512
	Regla IV	0,95	2,00	0,50	0,05	0,00	1,00	0,2512

Fuente: Elaboración propia. (I): Tradicional, (II) Crédito, (III) Respuesta cambiaria, (IV) II + III.

La función de pérdida social se cuantifica a partir de momentos teóricos del modelo.

Cuadro 10
Análisis de sensibilidad, flexibilidad salarial

	ρ_i	ϕ_π	ϕ_y	ϕ_s	ϕ_{cb}	ρ_y	Pérdida social
Regla I	0,95	2,00	1,00	--	--	--	0,5711
Regla II	0,95		0,05	--	0,01	--	0,5236
Regla III	0,95	2,00			--	--	0,5706
Regla IV	0,95		0,05		0,01	--	0,5236
con regla macroprudencial							
Regla I	0,95	2,00	0,20	--	--	1,00	0,2738
Regla II	0,95	2,00	0,20	--	0,00	1,00	0,2738
Regla III	0,95	2,00	0,25	0,20	--	1,00	0,2723
Regla IV	0,95	2,00		0,20	0,00	1,00	0,2723

Fuente: Elaboración propia.

(I): Tradicional, (II) Crédito, (III) Respuesta cambiaria, (IV) II + III.

La función de pérdida social se cuantifica a partir de momentos teóricos del modelo.

Cuando se incorpora una regla macroprudencial a la economía con flexibilidad salarial, ya no es óptima una respuesta a las condiciones financieras mediante la regla de Taylor. En ese sentido, en un escenario de flexibilidad salarial, la regla macroprudencial logra reducir entre 48 y 52% la volatilidad macroeconómica respecto al caso en que no está presente. En otras palabras, la inclusión de un instrumento macroprudencial es aproximadamente seis veces más eficiente que una respuesta monetaria en un contexto de flexibilidad salarial. Finalmente, en este escenario la respuesta a la depreciación cambiaria reduce la pérdida social, aunque en una magnitud macroeconómicamente poco significativa.

VII. CONCLUSIONES

En este documento se presenta un análisis cuantitativo sobre la respuesta óptima de política monetaria ante un choque de riesgo financiero en una economía pequeña y abierta. Para ello, se construye un modelo DSGE que sigue de cerca a aquellos que utilizan los bancos centrales para sus análisis de política. Luego, se obtiene los parámetros óptimos de diversas reglas monetarias que minimizan una función de pérdida *ad hoc* mediante una búsqueda de malla (o *grid search*) y se evalúa cuál de ellas genera los menores costos macroeconómicos al momento de aplicar las políticas de estabilización. La presencia del tipo de cambio y su efecto sobre la inflación es un punto importante para explicar los resultados obtenidos: en una economía pequeña y abierta, un choque de riesgo genera un *trade-off* entre inflación y producto. Si la autoridad monetaria reduce la tasa de interés para estabilizar el producto, tenderá a generar una depreciación cambiaria que, a su vez, provocará presiones inflacionarias.

Las simulaciones iniciales muestran que las reglas monetarias que responden a las condiciones financieras (ciclo del crédito) son relativamente eficientes al momento de reducir la volatilidad macroeconómica, aunque las diferencias, en términos de

pérdida social, son mínimas (una reducción de 6 a 8% respecto a las reglas que no responden al ciclo del crédito). Además, incorporar una respuesta a la depreciación cambiaria no genera efectos significativos en vista de la correlación positiva entre inflación y tipo de cambio generado en un escenario de inestabilidad financiera. Sin embargo, cuando se incluye una regla macroprudencial en la economía, la volatilidad macroeconómica se reduce fuertemente (entre 31 y 37% respecto al escenario en ausencia de la regla macroprudencial), inclusive sin la necesidad de incorporar una respuesta financiera en la regla de Taylor. La regla macroprudencial ayuda en la estabilización del crédito, lo que permite que la inversión disminuya en menor cuantía y que el PIB se reduzca menos. En consecuencia, se puede considerar que la inclusión de una regla macroprudencial es cinco veces más eficiente, en términos de estabilización macroeconómica, que una respuesta monetaria a las condiciones financieras. Estos resultados son robustos a cambios en la persistencia de la regla macroprudencial y del choque de riesgo financiero, a variaciones de las preferencias del banco central y a cambios en la flexibilidad del salario real, aunque con diversos matices. Así, los resultados cuantitativos muestran que la inclusión de una respuesta financiera en la regla monetaria reduce la volatilidad macroeconómica si: (i) la regla macroprudencial es muy persistente, (ii) si el choque financiero es menos persistente, o (iii) si hay flexibilidad salarial, aunque la ganancia macroeconómica en todos estos casos es mínima (entre 6 y 8%).

Por el lado de las preferencias del banco central, los resultados señalan que la mayor reducción de volatilidad macroeconómica se logra con un banco central enfocado sólo en su objetivo inflacionario, dejando que la regla macroprudencial se ocupe de la estabilización financiera. Este resultado se da en un contexto en que ambos instrumentos son manejados por una sola autoridad (banco central) y en el que las decisiones de política son tomadas de forma contemporánea. Ello es coherente con el accionar de varios bancos centrales de la región durante la crisis financiera internacional de los años 2007–2009, que además de reducir su tasa de interés a niveles mínimos —como en Chile— también aplicaron algún tipo de medida macroprudencial (el preferido por los bancos centrales fue la tasa de encaje).

Algunas extensiones sugeridas para el análisis propuesto en esta investigación son: la introducción de consumidores no ricardianos, es decir, aquellos que no tienen acceso al mercado financiero y, por tanto, no pueden suavizar su consumo intertemporalmente. En ese sentido, Céspedes et al. (2012) encuentran que incorporar esta clase de agentes es importante para modelar la dinámica de los choques fiscales en economías emergentes. Sería interesante evaluar su importancia ante choques financieros. Otra extensión implica la modelación de dolarización parcial que, ante la depreciación cambiaria, genere efectos de “hoja de balance” que profundicen aún más la recesión ante un choque de riesgo financiero. También se podrían analizar reglas monetarias óptimas cuando el choque de riesgo es anticipado, tal como se introduce en Christiano et al. (2014). Otra extensión implica modelar explícitamente la intervención cambiaria, tal como se hace en Castillo et al. (2009), a partir de la ecuación de paridad descubierta de tasas de interés. Finalmente, es importante recalcar que se ha evitado cualquier análisis sobre la institucionalidad de la política macroprudencial, debido a que dicho tópico se encuentra todavía en debate y requiere de un desarrollo teórico mucho más elaborado que el considerado aquí.

REFERENCIAS

Adrian, T. y N. Liang (2016). “Monetary Policy, Financial Conditions, and Financial Stability”. CEPR Discussion Paper DP11394.

Amado, M. (2014). “Macroprudential Rules in Small Open Economies”. Documentos de Trabajo N°09, Banco Central de Reserva del Perú.

Angelini, P., S. Neri y F. Panetta (2012). “Monetary and Macroprudential Policies”. ECB Working Paper N°1449, Banco Central Europeo.

Benes, J. y M. Kumhof (2015). “Risky Bank Lending and Countercyclical Capital Buffers”. *Journal of Economic Dynamics and Control* 58: 58–80.

Benes, J., I. Otter-Robe y D. Vávra, D. (2009). “Modeling with Macro-Financial Linkages: Credit and Policy Shocks in Emerging Markets”. IMF Working Paper N° 09/123, Fondo Monetario Internacional.

Bernanke, B.S., M. Gertler y S. Gilchrist (1999). “The Financial Accelerator in a Quantitative Business Cycle Framework”. En *Handbook of Macroeconomics* vol 1, editado por J.B. Taylor y M. Woodford. Elsevier.

Bloom, N. (2009). “The Impact of Uncertainty Shocks”. *Econometrica* 77(3): 623–85.

Brockmeijer, J., M. Moretti, J. Osinski, N. Blancher, J. Gobat, N. Jassaud, C. Lim, E. Loukoianova, S. Mitra y E. Nier (2011). “Macroprudential Policy: An Organizing Framework”. IMF Background Paper, Fondo Monetario Internacional.

Calvo, G.A. (1983). “Staggered Prices in a Utility-Maximizing Framework”. *Journal of Monetary Economics* 12(3): 383–98.

Caputo, R., F. Liendo y J.P. Medina (2006). “Modelos Nekeynesianos para Chile durante el período de Metas de Inflación: Un Enfoque Estructural”. *Economía Chilena* 9(3): 73–95.

Caputo, R., J.P. Medina y C. Soto (2009). “Financial Shocks and Optimal Monetary Policy in Small Open Economies”. Documento de Trabajo N° 590, Banco Central de Chile.

Castillo, P. y A. Contreras (2010). “Instrumentos No Convencionales de Política Monetaria, ¿Cuándo y Por Qué?” *Moneda* (144): 4–8.

Castillo, P., C. Montoro y V. Tuesta (2009). “Un Modelo de Equilibrio General con Dolarización para la Economía Peruana”. *Estudios Económicos* (17): 9–50.

Castillo, P., C. Montoro y V. Tuesta (2013). “An Estimated Stochastic General Equilibrium Model with Partial Dollarization: a Bayesian Approach”. *Open Economic Review* (24): 217–65.

Castillo, P., Z. Quispe, A. Contreras y Y. Rojas (2011). “Política Macro-Prudencial en los Países de la Región”. *Moneda*, (149): 4–7.

Céspedes, L.F., J. Fornero y J. Galí (2012). “Non-Ricardian Aspects of Fiscal Policy in Chile. Documentos de Trabajo - Banco Central de Chile, (663).

Christiano, L.J., R. Motto y M. Rostagno (2010). “Financial Factors in Economic Fluctuations”. ECB Working Paper N°1192, Banco Central Europeo.

Christiano, L.J., R. Motto y M. Rostagno (2014). “Risk Shocks”. *American Economic Review* 104(1): 27–65.

Contreras, A. (2011). “Buffers de Capital y Provisiones Proclíticas”. *Moneda* (148): 17–20.

Curdia, V. y M. Woodford (2010). “Credit Spreads and Monetary Policy”. *Journal of Money, Credit and Banking* 42(s1): 3–35.

De Walque, G., Pierrard, O., y Rouabah, A. (2010). “Financial (In) stability, Supervision and Liquidity Injections: A Dynamic General Equilibrium Approach”. *Economic Journal* 120(549): 1234–61.

Elekdag, S., A. Justiniano e I. Tchakarov (2006). “An Estimated Small Open Economy Model of the Financial Accelerator”. IMF Staff Papers 53(2): 219–41.

Erceg, C.J., D.W. Henderson y A.T. Levin (2000). “Optimal Monetary Policy with Staggered Wage and Price Contracts”. *Journal of Monetary Economics*, 46(2): 281–313.

García-Cicco, J., M. Kirchner y S. Justel (2014). “Financial Frictions and the Transmission of Foreign Shocks in Chile”. Documento de Trabajo N° 722, Banco Central de Chile.

Gertler, M., S. Gilchrist y F.M. Natalucci (2007). “External Constraints on Monetary Policy and the Financial Accelerator”. *Journal of Money, Credit and Banking* 39(2-3): 295–330.

Gertler, M. y P. Karadi (2011). “A Model of Unconventional Monetary Policy”. *Journal of Monetary Economics* 58(1): 17–34.



Gilchrist, S., A. Ortiz y E. Zakrajsek (2009). “Credit Risk and the Macroeconomy: Evidence from an Estimated DSGE Model. Mimeo, Boston University.

Jácome, L. (2013). “Política Macroprudencial: ¿En Qué Consiste y Cómo Ponerla en Práctica? *Boletín* 59(2): 93–120.

Jermann, U. y V. Quadrini (2009). “Macroeconomic Effects of Financial Shocks. NBER Working Paper N° 15338.

Justiniano, A., G.E. Primiceri y A. Tambalotti (2010). “Investment Shocks and Business Cycles”. *Journal of Monetary Economics* 57(2): 132–45.

Kannan, P., P. Rabanal y A.M. Scott (2012). “Monetary and Macroprudential Policy Rules in a Model with House Price Booms”. *The BE Journal of Macroeconomics* 12(1).

López, M., J.D. Prada y N. Rodríguez (2008). “Financial Accelerator Mechanism in a Small Open Economy”. Borradores de Economía N° 525.

Medina, J.P. y C. Soto (2005). “Model for Analysis and Simulations: A New DSGE for the Chilean Economy. Mimeo, Banco Central de Chile.

Ruiz, J., M. Viola, A. Gurza y E. Dos Santos (2014). “El Uso de Políticas Macroprudenciales en América Latina: ¿Qué, Cómo y Por Qué? Observatorio Económico América Latina, BBVA Research.

Saurina, J. (2009). “Loan Loss Provisions in Spain. A Working Macroprudential Tool. *Revista de Estabilidad Financiera*, 17: 11–26.

Schmitt-Grohé, S. y M. Uribe (2007). “Optimal Simple and Implementable Monetary and Fiscal Rules. *Journal of Monetary Economics* 54(6): 1702–25.

Svensson, L.E.O. (2016). “Cost-Benefit Analysis of Leaning Against the Wind: Are Costs Larger Also with Less Effective Macroprudential Policy? NBER Working Paper 21902.

Taylor, J.B. (2008). “Monetary Policy and the State of the Economy”. Testimony before the Committee on Financial Services - US House of Representatives.

Vegh, C.A. (2014). “Política Monetaria, Cambiaria y Macroprudencial a través del Ciclo Económico. *Revista de Economía* 21(2): 7–37.

APÉNDICE

A. ECUACIONES LOG-LINEALES

- Ecuación de Euler:

$$\hat{c}_t = \frac{1}{1+h} E_t \hat{c}_{t+1} + \frac{h}{1+h} \hat{c}_{t-1} - \frac{1-h}{1+h} (\hat{i} - E_t \hat{\pi}_{t+1})$$

- Paridad descubierta de tasas de interés

$$E_t \Delta \hat{s}_{t+1} = \hat{i}_t - \hat{i}_t^* - \rho \hat{b}_t$$

- Oferta laboral

$$\hat{\pi}_t^w = \lambda_w \hat{\pi}_{t-1} + \kappa_L \left(\eta \hat{l}_t + \frac{1}{1-h} \hat{c}_t - \frac{h}{1-h} \hat{c}_{t-1} - \hat{w} r_t \right) + \beta E_t \hat{\pi}_{t+1}^w - \lambda_w \hat{\pi}_t$$

$$\text{donde } \hat{\pi}_t^w = \hat{w} r_t - \hat{w} r_{t-1} + \hat{\pi}_t \text{ y } \kappa_L = \frac{(1-\phi_w)(1-\phi_w\beta)}{\phi_w(1+\varepsilon_L\eta)}.$$

- Tipo de cambio real

$$\hat{r}er_t = \hat{r}er_{t-1} + \Delta \hat{s}_t + \hat{\pi}_t^* - \hat{\pi}_t$$

- Función de producción

$$\hat{y}_t = \hat{a}_t + \alpha \hat{k}_{t-1} + (1-\alpha) \hat{l}_t$$

- Tasa de alquiler del capital

$$\hat{r}_t^h = \hat{m}cr_t^H + \hat{l}_t^H + \hat{y}_t - \hat{k}_{t-1}$$

- Productividad marginal del trabajo

$$\hat{w} r_t = \hat{m}cr_t^H + \hat{l}_t^H + \hat{y}_t - \hat{l}_t$$

- Acumulación de capital físico

$$\hat{k}_t = \delta \hat{inv}_t + (1-\delta) \hat{k}_{t-1}$$

- “Q” de Tobin

$$\hat{q}r_t = \psi(\hat{inv}_t - \hat{k}_{t-1})$$

- Inflación total

$$\hat{\pi}_t = \gamma \hat{\pi}_t^H + (1-\gamma) \hat{\pi}_t^M$$

• Inflación interna

$$\hat{\pi}^H = \frac{\beta}{1 + \beta\lambda_H} E_t \hat{\pi}_{t+1}^H + \frac{\lambda_H}{1 + \beta\lambda_H} \hat{\pi}_{t-1}^H + \frac{(1 - \phi_H)(1 - \phi_H\beta)}{\phi_H(1 + \beta\lambda_H)} (\hat{m}cr_t^H - \hat{t}_t^H)$$

• Inflación importada

$$\hat{\pi}^M = \frac{\beta}{1 + \beta\lambda_M} E_t \hat{\pi}_{t+1}^M + \frac{\lambda_M}{1 + \beta\lambda_M} \hat{\pi}_{t-1}^M + \frac{(1 - \phi_M)(1 - \phi_M\beta)}{\phi_M(1 + \beta\lambda_M)} (\hat{r}er_t - \hat{t}_t^M)$$

• Hoja de balance empresarial

$$\hat{n}_t = \frac{K}{N} (\hat{q}_t + \hat{k}_{t-1}) - \left(\frac{K}{N} - 1 \right) \hat{c}b_t$$

• Retorno real del capital

$$\hat{r}_t^k = \frac{R^H}{R^K} \hat{r}_t^h + \left(\frac{R^H}{R^K} - 1 \right) \hat{q}r_t - \hat{q}r_{t-1}$$

• Restricción de participación de intermediarios financieros

$$R^K \Gamma(\bar{\omega}) \left(\hat{r}_t^k + \hat{q}r_{t-1} + \hat{k}_{t-1} + \frac{\Gamma_{\omega}(\bar{\omega})\bar{\omega}}{\Gamma(\bar{\omega})} \bar{\omega}_t + \frac{\Gamma_{\sigma_{\omega}}(\bar{\omega})\bar{\sigma}_{\omega}}{\Gamma(\bar{\omega})} \hat{\sigma}_{\omega,t} \right) =$$

$$R \left(\left(1 - \frac{N}{K} \right) \hat{r}_t + (\hat{q}r_{t-1} + \hat{k}_{t-1}) - \frac{K}{N} \hat{n}_t \right)$$

• Spread de tasas de interés

$$E_t \hat{r}_{t+1}^k - \hat{r}_t = E_t \left(\frac{\rho_{\omega}(\bar{\omega})\bar{\omega}}{\rho(\bar{\omega})} \bar{\omega}_{t+1} + \frac{\rho_{\sigma_{\omega}}(\bar{\omega})\bar{\sigma}_{\omega}}{\rho(\bar{\omega})} \hat{\sigma}_{\omega,t} \right)$$

• Patrimonio empresarial

$$\hat{n}_t = \gamma^e R^K \frac{K}{N} \left(\hat{r}_t^k + \hat{q}_{t-1} + \hat{k}_{t-1} \frac{\Lambda_{\omega}(\bar{\omega})\bar{\omega}}{\Lambda(\bar{\omega})} \hat{\omega}_t + \frac{\Lambda_{\sigma_{\omega}}(\bar{\omega})\bar{\sigma}_{\omega}}{\Lambda(\bar{\omega})} \hat{\sigma}_{\omega,t-1} \right)$$

• Consumo empresarial

$$\hat{c}_t^e = (1 - \gamma^e) R^K \frac{K}{C^E} \left(\hat{r}_t^k + \hat{q}_{t-1} + \hat{k}_{t-1} \frac{\Lambda_{\omega}(\bar{\omega})\bar{\omega}}{\Lambda(\bar{\omega})} \hat{\omega}_t + \frac{\Lambda_{\sigma_{\omega}}(\bar{\omega})\bar{\sigma}_{\omega}}{\Lambda(\bar{\omega})} \hat{\sigma}_{\omega,t-1} \right)$$

• Regla de Taylor (forma general)

$$\hat{i}_t = \phi_i \hat{i}_{t-1} + (1 - \phi_i) (\phi_y \hat{y}_t + \phi_{\pi} \hat{\pi}_t + \phi_s \Delta \hat{s}_t + \phi_{cb} \hat{c}b_t)$$

-
- Absorción interna (demanda interna)

$$\frac{ABS}{Y} \hat{a}bs_t =$$

$$\frac{C}{Y} \hat{c}_t + \frac{C^e}{Y} \hat{c}_t^e + \frac{G}{Y} \hat{g}_t + \frac{INV}{Y} \hat{inv}_t + \mu R^K \Omega(\bar{\omega}) \frac{K}{Y} (\hat{r}_t^k + \hat{q}r_{t-1} + \hat{k}_{t-1} + \hat{x}_t)$$

$$\text{donde } \hat{x}_t = \frac{\Omega_{\omega}(\bar{\omega})\bar{\omega}}{\Omega(\bar{\omega})} \hat{\omega}_t + \frac{\Omega_{\sigma_{\omega}}(\bar{\omega})\bar{\sigma}_{\omega}}{\Omega(\bar{\omega})} \hat{\sigma}_{\omega,t-1}.$$

-
- Demanda por bienes nacionales

$$\hat{d}_t^H = -\varepsilon_H \hat{t}_t^H + \hat{a}bs_t$$

-
- Demanda por bienes importados (importaciones)

$$\hat{d}_t^M = -\varepsilon_H \hat{t}_t^M + \hat{a}bs_t$$

-
- Demanda por bienes externos (exportaciones)

$$\hat{d}_t^X = -\varepsilon_F (\hat{t}_t^H - \hat{r}er_t) + \hat{y}_t^*$$

-
- Precio relativo de bienes nacionales

$$(1 - \gamma) \hat{t}_t^M + \gamma \hat{t}_t^H = 0$$

-
- Precio relativo de bienes importados

$$\hat{t}_t^M = \hat{t}_{t-1}^M + \hat{\pi}_t^M - \hat{\pi}_t$$

-
- Activos externos netos

$$\frac{B^*}{Y} (\hat{b}_t^* - \beta^{-1} \hat{b}_{t-1}^*) =$$

$$\frac{NX}{Y} \hat{n}x_t - \frac{ABS}{Y} \hat{a}bs_t + \frac{B^*}{Y} \beta^{-1} (\hat{b}_{t-1}^* - \hat{\pi}_t + \Delta \hat{s}_t + \rho \hat{b}_t^*)$$

-
- Demanda total por bienes nacionales

$$\hat{y}_t = (1 - \gamma) \hat{d}_t^H + \gamma \hat{d}_t^X$$

-
- Exportaciones netas

$$\frac{NX}{Y} \hat{n}x_t = \frac{X}{Y} \hat{d}_t^X - \frac{M}{Y} \hat{d}_t^M$$

Procesos exógenos

-
- Gasto público

$$\hat{g}_t = \rho_g \hat{g}_{t-1} + \varepsilon_t^g$$

-
- Productividad

$$\hat{a}_t = \rho_a \hat{a}_{t-1} + \varepsilon_t^a$$

- Demanda externa

$$\hat{y}_t^* = \rho_y \hat{y}_{t-1}^* + \varepsilon_t^{y^*}$$

- Inflación externa

$$\hat{\pi}_t^* = \rho_\pi \hat{\pi}_{t-1}^* + \varepsilon_t^{\pi^*}$$

- Tasa de interés externa

$$\hat{i}_t^* = \rho_i \hat{i}_{t-1}^* + \varepsilon_t^{i^*}$$

- Riesgo

$$\hat{\sigma}_{\omega,t} = \rho_{\sigma_\omega} \hat{\sigma}_{\omega,t-1} + \varepsilon_t^{\sigma_\omega}$$

B. ESTADO ESTACIONARIO

- Tasa de interés (ecuación de Euler)

$$R = (1 + i) = \frac{1}{\beta}$$

- Costos marginales (curva de Phillips para bienes internos)

$$MC = \frac{\varepsilon}{\varepsilon - 1}$$

- Retorno real del capital (*spread* de tasas de interés)

$$R^K = (R^4 + Spread)^{\frac{1}{4}}$$

- Productividad marginal del capital

$$R^H = R^K - (1 - \delta)$$

- Inversión sobre capital (acumulación de capital físico)

$$\frac{INV}{K} = \delta$$

- Capital (como % del PIB) (demanda de capital)

$$\frac{K}{Y} = \alpha \frac{MC}{R^H}$$

- Activos externos netos (% del PIB) (restricción agregada de recursos)

$$\frac{B^*}{Y} = -\frac{NX}{Y} \frac{1}{1 - \beta}$$

- Absorción interna (% del PIB)

$$\frac{ABS}{Y} = 1 - \frac{NX}{Y}$$

- Consumo de hogares (% del PIB)

$$\frac{C}{Y} = \frac{ABS}{Y} - \frac{INV}{Y} - \frac{G}{Y} - \frac{X}{Y} + \frac{M}{Y} - \mu R^K \Omega(\bar{\omega}) \frac{K}{Y}$$

- Consumo empresarial (% del PIB)

$$\frac{C^e}{Y} = \frac{1 - \gamma^e}{\gamma^e} \frac{\frac{K}{Y}}{\frac{K}{N}}$$

- Inversión (% del PIB)

$$\frac{INV}{Y} = \alpha \delta \frac{MC}{R^H}$$

- Importaciones (% del PIB)

$$\frac{M}{Y} = (1 - \gamma) \frac{ABS}{Y}$$

- Exportaciones (% del PIB)

$$\frac{X}{Y} = \frac{M}{Y} + \frac{NX}{Y}$$

Cuadro B1

Valores de estado estacionario del modelo DSGE

Parámetro	Símbolo	Valor
Consumo (como % del PIB)	$\frac{C}{Y}$	0,5918
Inversión privada (como % del PIB)	$\frac{INV}{Y}$	0,2482
Gasto público (como % del PIB)	$\frac{G}{Y}$	0,15
Exportaciones netas (como % del PIB)	$\frac{NX}{Y}$	0,004
Absorción interna (como % del PIB)	$\frac{ABS}{Y}$	0,996
Costo de monitoreo	μ	0,1679
Elasticidad premio financiero	χ	0,0546



NOTAS DE INVESTIGACIÓN

Esta sección tiene por objetivo divulgar artículos breves escritos por economistas del Banco Central de Chile sobre temas relevantes para la conducción de las políticas económicas en general y monetarias en particular. Las notas de investigación, de manera frecuente, aunque no exclusiva, responden a solicitudes de las autoridades del Banco.

PRIORIZACIÓN DE PAGO DE DEUDAS DE CONSUMO EN CHILE: EL CASO DE BANCOS Y CASAS COMERCIALES*

Carlos Madeira**

I. INTRODUCCIÓN

Diversos estudios indican que la deuda de consumo explota debilidades psicológicas de las personas, como errores cognitivos o tentación (Laibson et al., 2000; Kahneman, 2011; Agarwal y Mazumder, 2013). Además, la deuda de consumo es compleja de entender y por eso está asociada a mayores tasas de no pago y morosidad (Alfaro y Gallardo, 2012), sobreendeudamiento y peores niveles de depresión en los deudores (Hojman et al., 2016). Algunos estudios encuentran que la morosidad de la deuda de consumo en la familias chilenas está asociada a riesgos de ingreso, desempleo y elevado endeudamiento del hogar (Madeira, 2014). Sin embargo, estudios anteriores no distinguen la morosidad que las familias tienen con distintos oferentes de crédito de consumo. Este tema tiene particular importancia en Chile, donde más de 60% de las familias tiene alguna deuda de consumo y esta corresponde a un monto casi igual a la deuda hipotecaria (Marinovic et al., 2011). Los bancos y casas comerciales son los principales oferentes de deuda de consumo en Chile (Marinovic et al., 2011), pero actúan con condiciones muy distintas. Los bancos tienen un número más restrictivo de clientes, pero con mayores niveles de endeudamiento, mientras que las casas comerciales hacen préstamos a muchas familias pero con montos más bajos y plazos más cortos (Marinovic et al., 2011). Además, los bancos y casas comerciales en Chile no comparten sus registros de crédito (Álvarez et al.,

* Comentarios son bienvenidos a carlosmadeira2009@u.northwestern.edu. Todos los errores y omisiones son de mi exclusiva responsabilidad.

** Gerencia de Investigación Financiera, Banco Central de Chile.

2011), lo que puede ser un obstáculo a la bancarización e inclusión financiera. Finalmente, debido a la dimensión de los activos de bancos y casas comerciales (Alfaro et al., 2010) es relevante entender cómo la deuda de consumo afecta el riesgo financiero de estas entidades (Madeira, 2016).

En este estudio utilizo la Encuesta Financiera de Hogares (EFH) para documentar qué hogares tienen deudas simultáneas en bancos y casas comerciales. Esto es un análisis particularmente adaptado a la EFH, dado que no existen otras fuentes de datos que combinen los préstamos de distintos oferentes. Existen otros tipos de deuda de consumo en Chile, pero de acuerdo con los datos más recientes (EFH del 2014) 30% y 48% de las familias tienen alguna deuda con bancos y casas comerciales, respectivamente, mientras que solo una pequeña fracción de las familias tiene deuda con otros oferentes (11% con cooperativas o cajas de compensación familiar y 7% con otras fuentes diversas, como parientes o amigos). Finalmente, los datos EFH más recientes (2015) documentan que solo 16% de las familias de ingreso mediano o bajo accede al crédito bancario, mientras 37% y 54% de las familias de ingreso superior a la mediana (percentiles 51 a 80) y de alto ingreso (quintil 5) acceden a crédito de consumo bancario. Por lo tanto, la presencia de los bancos es baja en el segmento de bajo ingreso en relación con las casas comerciales (las cuales representan más de 45% de las familias en cualquier estrato de ingreso).

Los resultados muestran que el riesgo de morosidad bajó entre el 2011 y el 2014 para las familias con deudas en bancos y casas comerciales. Además, el riesgo de no pago de ambas deudas está asociado a bajos ingresos del hogar y elevado endeudamiento. El estrato de ingreso más pobre (percentiles 1 al 50) presenta un alto porcentaje de no pago de deuda con bancos, aunque hayan pagado la deuda en casas comerciales, lo que puede explicar la reticencia de los bancos de prestar a este segmento. En las familias de mayor ingreso el no pago de casas comerciales es más bajo, pero de todos modos significativo. Finalmente, los datos muestran que una fracción positiva de familias entran en morosidad con el banco y después consiguen una nueva deuda con una casa comercial. Estos resultados sugieren que estos dos tipos de oferentes podrían controlar mejor el riesgo de sus clientes si hubiese un registro común de deudores.

El trabajo está estructurado en seis secciones. La sección II describe la información disponible en la EFH. La sección III muestra las preferencias auto-reportadas de las familias para sus prioridades de pago de deudas y discute las debilidades de interpretación de estas variables. La sección IV muestra estadísticas descriptivas de la morosidad de deudas de consumo en bancos y tiendas comerciales. Finalmente, la sección V presenta un modelo multivariado de las decisiones de pago de las familias con múltiples deudas y la sección VI resume los resultados e implicancias de política.



II. DESCRIPCIÓN DE LOS DATOS

Nuestra principal fuente de información es la Encuesta Financiera de Hogares (EFH), la cual reporta información detallada de los ingresos, activos, deudas y características demográficas de una muestra representativa de las familias urbanas en Chile. El grupo de las familias con múltiples deudas de consumo corresponde a una muestra relativamente pequeña, por ende utilizamos todas las observaciones disponibles de la EFH desde el año 2010. En los años 2010, 2011 y 2014 la EFH entrevistó a 2.037, 4.059 y 4.502 familias, respectivamente. No incluimos las olas¹ más antiguas de la EFH porque estas solo reportan información solo si el hogar sufrió algún evento de morosidad en los últimos 12 meses, pero no cuáles deudas sufrieron de morosidad ni en qué momento del tiempo.

Las deudas de consumo disponibles en bancos y casas comerciales se pueden clasificar en dos grupos: 1) los contratos de préstamos de consumo (o créditos en cuotas), y 2) tarjetas y líneas de crédito. Desde el año 2010 la EFH pide a los entrevistados la siguiente información para cada préstamo de consumo: “¿Está pagando esta deuda?”, “¿Cuántos meses de retraso tiene en el pago?”, “¿En alguna ocasión en los últimos 12 meses ha tenido un retraso en el pago?”. En este artículo definimos morosidad con solo un mes de atraso en los pagos (al igual que Alfaro y Gallardo, 2012, o Madeira, 2014).

Como las tarjetas y líneas de crédito corresponden a crédito rotativo, entonces un incumplimiento inicial se vuelve deuda para el mes siguiente y no se clasifica como morosidad, luego el riesgo de incumplimiento se mide de forma distinta. Para tarjetas (bancarias o de *retail*) la EFH pregunta: “En la fecha de pago del último período de facturación, usted: 0-Pagó el monto facturado, 1-Pagó entre el facturado y el mínimo, 2-Pagó el pago mínimo, 3-No pagó o pagó menos del mínimo, 4-No sabe, no responde.”

En los años 2010 y 2011, la EFH también incluye algunas medidas autorreportadas de prioridades de pago de los deudores: “¿Cuáles deudas priorizó pagar sobre las otras? Si usted tuviera deudas, ¿Priorizaría pagar algunas sobre otras? ¿Cuáles son los motivos de esa priorización?”

Para cada tipo de deuda (tarjetas y líneas de crédito bancarias, tarjetas de *retail*, préstamos de consumo bancarios, préstamos o avances en efectivo en tienda), la EFH pregunta por las tres principales deudas de la familia. Por simplicidad medimos morosidad como el “peor estado de pago” de cada tipo de deuda, es decir, clasificamos los tipos de deuda por la morosidad más antigua.

Cada familia observada tiene probabilidades de selección distintas, por eso los resultados de esta nota utilizan factores de expansión poblacionales.

¹ Se llama “ola” a cada ciclo temporal donde se realizaron entrevistas para la encuesta (o sea, ola denota el año en que fueron colectados los datos de la EFH).

Además, los ejercicios hechos con una suma de las olas EFH utilizan un ajuste a los factores de expansión de cada familia i (Madeira, 2011), para llevar en cuenta el número distinto de observaciones por región y por año: $f_i(t, A) = f_i \left(n_{t,A} / \sum_{t=2010}^{2014} n_{j,A} \right)$, donde f_i es el factor de expansión del hogar i , $n_{t,A}$ es el número de observaciones de la región A ($A = 1$: “Región Metropolitana de Santiago”, 2: “Otras regiones”) en la ola EFH del año t ($t = 2010, 2011, 2014$). Este ajuste corresponde a la ponderación de las encuestas de cada año por el número de observaciones que tienen en la Región Metropolitana de Santiago y fuera de ella (Madeira, 2011).

El cuadro 1 resume algunas de las características de cada grupo de familias deudoras en relación con su perfil de ingreso (dado por el ingreso permanente, la suma del ingreso no-laboral más el ingreso laboral de cada miembro ponderado por su probabilidad de desempleo), endeudamiento y riesgo laboral. El riesgo laboral se obtiene de las probabilidades de desempleo y de transición trimestral entre empleo y desempleo de trabajadores con características similares en los datos micro de la Encuesta Nacional de Empleo (ENE) de los años respectivos, ponderadas por el ingreso individual de cada miembro en el ingreso total de la familia (Madeira, 2014, 2015a, 2015b). Los resultados indican que los deudores en bancos y *retail* en simultáneo tienen un mayor endeudamiento (en promedio y diversos percentiles), deudas más persistentes (indicado por una mayor motivación a “pagar deudas previas” – Madeira, 2015a) y tasas más altas de morosidad (un mes o más) que las familias deudoras solo en bancos o en *retail*. Además, estas familias tienen menos ingreso que las deudoras solo en bancos (aunque mayor ingreso que las deudoras solo en *retail*), pero un riesgo de desempleo significativamente más alto y que es más similar a los clientes solo de *retail*. Luego sería ideal para los bancos distinguir el riesgo de sus clientes, de acuerdo con el endeudamiento no-bancario.

Cuadro 1

Características de cada grupo (familias con deudas de consumo solo en bancos, solo en casas comerciales (CC) y con ambos) en términos de monto y motivo de deuda, ingreso y riesgo laboral

Tipo de deudor	Población (% de las familias)	Morosidad (1 mes o más) (% promedio)	Monto (miles de pesos): promedio / percentil			
			Promedio	p25	p50	p75
Banco	7,8	10,2	2.549	416	1.110	2.649
Banco + CC	12,9	21,3	3.015	859	1.703	3.520
CC (<i>retail</i>)	28,9	19,0	492	102	216	486

Desempleo (u), flujos de empleo a desempleo (EU) y desempleo a empleo (UE), ingreso esperado del hogar (P) y motivaciones de deuda (pagar deudas previas, salud) en porcentaje del total

Promedio	u_i (desempleo, %)	EU _{i} (%)	UE _{i} (%)	ln(P_i)	Pago deudas previas (%)	Salud (%)
Banco	4,8	2,0	33,8	13,56	14,3	5,0
Banco + CC	5,3	2,3	35,4	13,46	16,9	6,0
CC (<i>retail</i>)	5,5	2,6	36,6	13,01	3,7	3,3

Fuente: Resultados propios sobre la base de datos de la EFH (2010 a 2014) y la ENE (Madeira, 2015a, 2015b).

III. PREFERENCIAS AUTORREPORTADAS DE LAS FAMILIAS EN UN ESCENARIO HIPOTÉTICO INDEFINIDO

Empezamos por documentar las preferencias auto reportadas de prioridades de pago de las familias con las siguientes preguntas en las olas EFH 2010 y 2011: “¿Cuáles deudas priorizó pagar sobre las otras?” en caso que el entrevistado tenga deudas o alternatively “Si usted tuviera deudas, ¿priorizaría pagar algunas sobre otras?” Como la mayoría de los entrevistados no tiene todos los tipos de deuda, entonces es posible reportar respuestas hipotéticas o ambiguas, priorizando deudas que no se tienen en el momento o una deuda de importancia menor en relación con créditos hipotéticos ya pagados.

Este estilo de preguntas es muchas veces utilizado en la literatura de “preferencias declaradas” (*stated preferences*) (decisiones en escenarios hipotéticos) para evaluar la posible reacción de los consumidores ante distintos escenarios. Sin embargo, la literatura econométrica sugiere que esta metodología tiene sesgos significativos cuando los escenarios no están bien especificados (Hensher et al., 1999).

Cuadro 2

¿Qué deudas priorizaría pagar sobre las otras?

(porcentaje)

Deuda priorizada	Deudor	Sin deuda	Bancos*	CC: Casas Comerciales*	Bancos**	B + CC*
Deuda hipotecaria	18,4	27,2	20,4	16,2	24,2	17,9
Tarjeta de crédito bancaria	8,9	7,8	19,3	10	29	22
Línea de crédito bancaria	4,5	1,6	6,8	3,7	7,5	6,8
Tarjeta de casa comercial	26,7	14,1	15,3	32,8	15,9	17,1
Préstamo de consumo bancario	10,7	8,9	24,4	10,9	9,7	23,8
Préstamo de casa comercial	2,4	0,3	0,8	3,2	0,5	1,0
Crédito automotor	0,7	0,7	1,3	0,8	1,1	1,5
Cajas, Cooperativas	6,7	2,1	4,1	6,5	6,1	3,8
Deuda educacional	3,9	15,6	2,2	2,7	1,6	1,7
Préstamo de parientes	4,8	2,6	1	3,2	1,3	0,7
Crédito de prestamista	0,1		0,05	0,05		0,1
Fiado	1,2	0,9	0,2	1,0	0,3	
Crédito prendario						
Otras	11	18,1	4,3	9,0	2,8	3,6
N° de observaciones	1.183	193	433	749	254	283

* Deudores en cuotas y/o tarjeta. ** Deudores en tarjetas.

Fuente: Resultados propios sobre la base de datos micro de la EFH (2010, 2011).

Los resultados obtenidos con estas preguntas de priorización hipotética están resumidos en el cuadro 2, que presenta los porcentajes reportados para seis grupos de familias: i) las que tienen cualquier tipo de deuda de consumo, ii) las sin deuda de consumo, iii) las con deuda de consumo en bancos (y que pueden tener o no otras deudas), iv) las con deuda en casas comerciales (con o sin otras deudas), v) las que tienen deuda en tarjetas bancarias (y que además pueden tener otras deudas), y vi) las que tienen deudas simultáneas en bancos y casas comerciales.

Las familias con deudas en bancos priorizan el pago de deudas hipotecarias, tarjetas bancarias y préstamos de consumo bancarios, que en conjunto abarcan casi 65% de las preferencias. En el caso de familias sin deuda y de deudores en casas comerciales estos tres tipos de deuda solo corresponden a 44% y 37% de las preferencias, respectivamente. Los deudores de casas comerciales prefieren pagar sus tarjetas de casas comerciales, lo que concentra 33% de las preferencias en este grupo, mientras que entre deudores de bancos y familias sin deuda solo corresponde a 15% y 14% del total. Las familias sin deuda priorizarían pagar deudas hipotecarias (27% del total) y deudas educacionales (16% del total, cifra superior al 4% registrado en la población de familias con deuda). Los deudores de bancos y casas comerciales (en simultáneo) prefieren el pago de tarjetas y préstamos bancarios (46% de las preferencias) en relación con tarjetas y préstamos de *retail* (18% de las preferencias). Esto indica una preferencia clara por priorizar deudas bancarias entre las familias con ambos tipos de deuda.

Cuadro 3

Motivos de la priorización de deudas de los entrevistados
(porcentaje)

Motivos de la priorización	Deudor	Bancos*	Casas comerciales*	B+CC*
Pago de los dividendos es impostergradable.	23,5	24	19,9	23,2
Casas son menos estrictas que bancos.	25,6	25,5	28,1	29,7
No tengo intención de pagar algunas deudas.	5,4	2,5	4,3	1,2
Diferencias en multas e intereses por mora	20,5	25,1	18,9	23,5
Si no pago, no puedo comprar en la tienda	20,6	16,7	24,9	17,9
Si no pago el crédito hipotecario, pierdo la casa.	4,3	6,2	4,0	4,6
Nº de observaciones	1.376	483	868	303

Fuente: Resultados propios sobre la base de datos micro de la EFH (2010, 2011).
*Deudas en cuotas y/o tarjetas.

El cuadro 3 resume los motivos en la priorización de deudas reportadas por las familias deudoras (no se preguntó por los motivos a las familias sin deuda). Los principales motivos de los deudores bancarios son la creencia de que las casas comerciales son menos estrictas con clientes morosos (25,5% del total reportado), seguido de diferencias en multas y costos de mora (25,1%) y de una relevancia social o contractual del pago de dividendos (24%). Los deudores en casas comerciales reportan como un motivo fuerte el temor de no poder seguir comprando en una tienda donde tienen deudas morosas (24,9%), además de la creencia de que las casas son menos estrictas con clientes morosos (28,1%). Por lo tanto, existen preocupaciones muy distintas en relación con las prioridades de pago, unos no temen dejar de pagar a la casa comercial, mientras que otros quieren mantener una buena reputación de pagador con la tienda.

IV. MOROSIDAD DE DEUDAS EN BANCOS Y CASAS COMERCIALES: CONTRATOS DE PRÉSTAMOS VS. TARJETAS

De acuerdo con los datos más recientes (EFH, 2015), 19% y 15% de las familias tiene deudas en tarjetas y préstamos bancarios, respectivamente, pero las casas comerciales están más concentradas en tarjetas (47% de las familias tiene deuda con tarjeta de casas comerciales, pero solo 7% tiene préstamos de avance en efectivo). Por eso, el análisis solo estudia las siguientes combinaciones de deuda de bancos y casas comerciales: i) deudas (de cualquier tipo) en bancos y en casas comerciales, ii) tarjetas de bancos y tarjetas de casas comerciales, iii) créditos en cuotas en bancos, y deudas (incluye avances/tarjetas) en casas comerciales y iv) créditos en cuotas en banco y avances en casa comercial.

Si analizamos primero a las familias con deuda en bancos o casas comerciales (cuadro 4, el cual incluye familias con deuda en un solo tipo de oferente) se encuentra que la morosidad es alta para préstamos en cuotas bancarios (15% de los deudores) y baja en tarjetas bancarias (menos de 6% de los deudores). Sin embargo, la morosidad es alta en casas comerciales, sea en tarjetas (15%) o préstamos (19%).

Cuadro 4

Morosidad en tarjetas y préstamos en cuotas de distintos deudores (porcentaje)

Morosidad	Deuda		Tarjeta		Cuotas	
	Bancos	Casas C	Bancos	Casas C	Bancos	Casas C
1: No pagó	11,9	16	5,8	15,2	15,2	19,1
Nº de observaciones	2.852	4.758	1.822	4.605	1.580	556

Fuente: Resultados propios sobre la base de datos micro de la EFH (2010 a 2014).

Concentrando el análisis solo en el segmento de familias con deuda en ambos oferentes (bancos y *retail*), podemos ver distintas combinaciones de morosidad, dado que es posible pagar a un oferente y no al otro: 0) pagó la deuda a ambos oferentes, 1) pagó banco, no pagó casa comercial, 2) no pagó banco, pagó casa comercial, 3) no pagó a ninguno de ambos oferentes. El cuadro 5 indica que existe una morosidad significativa en todas las opciones de no pago, pero es menor en la opción 2). Esto indica que existe una mayor preferencia en la población de deudores por pagar los créditos bancarios, lo que coincide con resultados presentados en las preferencias declaradas del cuadro 2. No obstante, se verifica que entre el 2011 y el 2014 mejoró la fracción de familias deudoras que paga a los dos oferentes.

Cuadro 5

Morosidad en tarjetas y préstamos en cuotas de familias endeudadas con bancos (B) y casas comerciales (CC)

Estado morosidad (en porcentaje)	Bancos:	Deuda	Tarjeta	Cuotas	Cuotas
Deudor en bancos y CC	CC:	Deuda	Tarjeta	Deuda	Cuotas
0: Pagando (banco y casa C)		81,3	88,3	77,7	74,1
1: Pagando (B), no pagó (CC)		6,3	5,4	7,1	9,3
2: No pagó (B), pagando (CC)		5,6	2,4	6,9	7,8
3: No pagó (banco ni CC)		6,9	3,9	8,4	8,8
N° de observaciones		1.639	1.056	926	134
0: Pagando (banco, CC) – 2011		72,4	81,1	68,8	63,5
0: Pagando (banco, CC) – 2014		86,2	92,2	82,0	77,3

Fuente: Resultados propios a base de datos micro de la EFH (2010 al 2014).

El cuadro 6 indica que el no pago a los dos oferentes (opción 3) es muy frecuente en el segmento más pobre de la población (estrato 1 de ingreso), además de la opción 2, que registra casi el doble del valor reportado en los otros estratos. La opción 1 (no pagó solo a la casa comercial) es elevada en todos los estratos de ingreso. Por lo tanto, parece ser que el no pago de deudas a los dos oferentes o solo a bancos es algo más común entre la población de ingreso más bajo.

Cuadro 6

Morosidad de familias endeudadas con bancos (B) y casas comerciales (CC) por estrato de ingreso

Estado morosidad	Banco:	Deuda	Tarjeta	Cuotas	Cuotas
Deudores en bancos y CC	CC:	Deuda	Tarjeta	Deuda	Cuotas
Estrato 1 (p1 a p50), el ingreso más bajo					
0: Pagando (B, CC)		71,2	76,3	69	61,6
1: Pagando (B), no pagó (CC)		7,0	8,1	7,5	4,0
2: No pagó (B), pagando (CC)		8,7	4,8	9,9	15,1
3: No pagó (B ni CC)		13,1	10,9	13,7	19,3
Nº de observaciones		342	175	211	41
Estrato 2 (p51 a p80), mediana del ingreso					
0: Pagando (B, CC)		80,5	88,8	76,9	82,7
1: Pagando (B), no pagó (CC)		8,4	6,2	9,0	11,3
2: No pagó (B), pagando (CC)		5,1	2,7	5,6	3,8
3: No pagó (B ni CC)		6,1	2,3	8,5	2,2
Nº de observaciones		556	321	328	55
Estrato 3 (p81 a p100), el ingreso más alto					
0: Pagando (B, CC)		91,5	94,3	89,1	81,4
1: Pagando (B), no pagó (CC)		3,2	3,2	4,0	15,8
2: No pagó (B), pagando (CC)		3,3	0,8	5,0	1,4
3: No pagó (B ni CC)		2,0	1,6	1,9	1,4
Nº de observaciones		741	560	387	38

Fuente: Resultados propios en base a datos micro de la EFH (2010 al 2014).

Finalmente, analizamos en qué etapa las familias deciden el no pago de las deudas bancarias o *retail*, en particular si la morosidad de una deuda ocurre antes de la otra. Para el caso de las tarjetas (crédito rotativo) solo conocemos el último estado de pago, luego no es posible determinar si la familia dejó o no de pagar primero sus deudas bancarias. La EFH (olas del 2010, 2011 y 2014) sí reporta, para cada préstamo en cuotas, la información de hace cuántos meses la familia dejó de pagar el crédito, por lo que es posible determinar si las familias dejan de pagar primero al banco o al *retail*. El cuadro 7 analiza en detalle la muestra de deudores con préstamo en cuotas en bancos y casas comerciales. Esta indica que la situación más común de morosidad es atraso simultáneo (es decir, en el mismo mes) de los préstamos en bancos y casas comerciales (8,5% de los deudores), seguida de atraso solo con casas comerciales (8,2%) y atraso

solo con bancos (6,3%). Es poco común un deudor que dejó de pagar al banco y después a la casa comercial (1,3% de los deudores), o viceversa (0,8%). El análisis también muestra que existen deudores en estado de morosidad (banco o *retail*) quienes después contraen deuda con otro oferente. Esto es un caso interesante, porque puede ser visto como una falla del “screening” (o análisis del historial y perfil de los clientes) respecto a los deudores ya morosos con otro oferente. El cuadro 7 muestra una baja proporción de clientes morosos en casas comerciales y que posteriormente contraen deuda nueva con un banco (0,2% de los deudores), mientras que hay una mayor proporción de familias morosas en el sector bancario que adquiere una nueva deuda con un oferente *retail* (2,7% de las familias), algunas de las cuales entran en morosidad con el crédito *retail* recién iniciado (1,7% de las familias). Esto parece indicar que las empresas de *retail* sufren mayores riesgos con selección adversa, una vez que tienen clientes que ya son pagadores morosos con bancos.

Cuadro 7

Priorización de pago en el tiempo

(solo incluye préstamos en cuotas de bancos y casas comerciales)

Estado de morosidad	% de deudores con préstamos en cuotas en bancos y <i>retail</i>
0: Sin morosidad	72,0
1: Atraso solo en CC	8,2
2: Atraso solo en banco	6,3
3: Atraso en CC, seguido de banco	0,8
4: Atraso en banco, seguido de CC	1,3
5: Atraso simultáneo en banco y CC	8,5
6: Atraso en CC, seguido de deuda (sin atraso) en banco	0,0
7: Atraso en CC, seguido de deuda y atraso en banco	0,2
8: Atraso en banco, seguido de deuda (sin atraso) en CC	1,0
9: Atraso en banco, seguido de deuda y atraso en CC	1,7
Total de familias deudoras (0–5/0–9)	71.122 / 73.225
N° de observaciones (0–5/0–9)	134 / 143

Fuente: Resultados propios a base de datos micro de la EFH (2010 a 2014).

V. UN MODELO MULTINOMIAL DE LAS DECISIONES DE INCUMPLIMIENTO DE LA DEUDA

Ahora presentamos un análisis multivariado de cómo distintos factores influyen la decisión de morosidad con uno o ambos oferentes de crédito (bancos y *retail*), para entender cuánto impacta los niveles de falta de liquidez y de elevado endeudamiento en relación con el ingreso. $M_{i,d}$ es la decisión de morosidad o no (1 ó 0) de la familia i con deuda en bancos y *retail*, siendo $d = 0$ el pago de ambas deudas, 1 morosidad solo con casas comerciales, 2 morosidad solo con el banco, y 3 morosidad con bancos y *retail*. Como variables explicativas utilizamos un indicador del endeudamiento ID_i y el log del ingreso mensual Y_i del hogar i . Debido al pequeño tamaño de la muestra de familias con deudas con ambos oferentes solo utilizamos un indicador de endeudamiento, que puede ser el ratio de deuda de consumo sobre el ingreso esperado anual (RDIE _{i}) o alternativamente el ratio de carga financiera sobre ingreso mensual (RCI _{i}), los cuales han sido asociados significativamente a morosidad de deudas de consumo (Madeira, 2014). Luego se puede estimar con un modelo logit multinomial:

$$Pr(M_{i,d} = 1) = \exp(c_d + \beta_d (\ln(Y_i), ID_i)) / (1 + \sum_k \exp(c_k + \beta_k (\ln(Y_i), ID_i))) \text{ para } d = 1, 2, 3. \quad (1)$$

Se estima el logit multinomial para ambas alternativas de endeudamiento (RDIE o RCI) y para cuatro muestras distintas de deudores, conforme tienen alguna deuda con ambos oferentes (muestra 1 con 1.639 observaciones), deuda de tarjetas con ambos oferentes (muestra 2 con 1.056 familias), préstamo en bancos y alguna deuda *retail* (muestra 3 con 906 familias) y préstamo en cuotas con ambos oferentes (muestra 4 con solo 134 observaciones). Los resultados en el cuadro 8 indican que el ingreso mensual está significativamente asociado a todas las opciones de morosidad de las familias (solo bancos, solo *retail* y ambos), pero su impacto es mucho más fuerte en la opción de morosidad con ambos oferentes. De manera similar, el indicador de endeudamiento (RDIE o RCI), tiene un mayor impacto en el no pago de las deudas con ambos oferentes. En el caso de las deudas con tarjetas, el RDIE tiene un impacto mayor en la morosidad solo con bancos y con ambos oferentes, pero el RCI tiene un impacto mayor en la morosidad solo con deudas *retail*. Este resultado es coherente ya que el RDIE es una medida de solvencia a largo plazo, mientras que el RCI es una medida de iliquidez en cada mes (Madeira, 2014). Para el caso de préstamos en cuotas, el RDIE tiene un impacto estadísticamente significativo en la morosidad solo con bancos y con ambos oferentes, pero no el RCI. En el caso de deudas en cuotas con ambos oferentes solo el ingreso es un factor significativo de la morosidad. Finalmente, los valores de pseudo-R² indican un componente alto de variación idiosincrática que no es dado por las variables explicativas, pero el ajuste de los modelos es mejor en la morosidad de tarjetas (muestra 2) y de préstamos en cuotas (muestra 4).

Cuadro 8

Regresiones Logit Multinomial de la decisión de no pago a bancos, retail o ambos

Variable explicativa	Modelo 1 (ID=RDIE)			Modelo 2 (ID=RCI)		
	No-pago solo a CC	No-pago solo a Banco	No-pago a CC ni Banco	No-pago solo a CC	No-pago solo a Banco	No-pago a CC ni Banco
Familias con deuda en banco y CC (N=1.639)						
ln(Yi)	-4.035*	-4.323**	-6.333**	-3.670	-5.379**	-6.097**
	(2.260)	(2.040)	(2.653)	(2.301)	(2.337)	(2.724)
IDi	1.795***	1.682***	2.153***	1.171**	-0.490	1.245*
	(0.585)	(0.647)	(0.564)	(0.594)	(0.745)	(0.689)
Pseudo-R2	4.81%	3.33%				
Familias endeudas con Tarjetas Banco y Tarjetas Casas comerciales (N=1.056)						
ln(Yi)	-4.406*	-5.675*	-7.711*	-3.428	-5.299**	-7.398*
	(2.306)	(3.432)	(4.328)	(3.049)	(2.379)	(4.459)
IDi	1.504**	2.208**	2.265***	2.080**	0.564	1.628*
	(0.701)	(1.003)	(0.678)	(0.828)	(0.929)	(0.941)
Pseudo-R2	7.09%	6.14%				
Familias con Préstamo en Cuotas en Banco y Deuda en Casas comerciales (N=926)						
ln(Yi)	-2.591	-3.083	-4.742*	-2.354	-4.609*	-4.605*
	(2.382)	(2.068)	(2.494)	(2.498)	(2.480)	(2.686)
IDi	1.553**	0.672	1.407*	0.776	-1.552*	0.745
	(0.699)	(0.871)	(0.755)	(0.774)	(0.939)	(0.877)
Pseudo-R2	2.44%	2.12%				
Familias con Préstamo en Cuotas en Banco y Cuotas en Casas comerciales (N=134)						
ln(Yi)	8.984	-10.56**	-21.59***	5.512	-13.23**	-17.84***
	(7.704)	(4.155)	(6.592)	(6.912)	(5.151)	(6.922)
IDi	0.870	1.646	1.031	-1.501	-1.496	4.403
	(1.847)	(1.521)	(1.348)	(1.467)	(2.227)	(2.836)
Pseudo-R2	10.30%	11.36%				
Fuente: Resultados propios a base de datos micro de la EFH (2010 a 2014).						
p-value *** p<0 ** p<0.05 * p<0.1						



VI. CONCLUSIONES

Este artículo estudia la morosidad en créditos de consumo de las familias chilenas con bancos y casas comerciales, que son los principales oferentes en este mercado en Chile. Utilizando la Encuesta Financiera de Hogares (EFH), clasificamos las familias de acuerdo con su estado de pago: al día con ambos oferentes, morosidad solo con bancos, morosidad solo con tiendas y morosidad con ambos. Los resultados muestran que todas las opciones de morosidad están asociadas a bajo ingreso, pero dicho factor tiene más impacto en el riesgo de no pago con ambos oferentes. Además, el riesgo de no pago con bancos o con ambos oferentes está asociado a un elevado endeudamiento (de acuerdo con el monto de deuda de consumo sobre ingreso esperado), mientras que el no pago en tarjetas de *retail* está más asociado a problemas de liquidez (de acuerdo con el ratio de carga financiera sobre ingreso).

El estrato de ingreso más pobre reporta un elevado porcentaje de no pago solo a bancos, lo que puede explicar la reluctancia de los bancos a prestar en este segmento. El no pago a casas comerciales baja con el nivel de ingreso de las familias; sin embargo, aun así existe lo mismo en los estratos más altos de ingreso (lo que se puede deber a falta de atención y no solo a dificultades económicas). Finalmente, una fracción significativa de las familias consiguen nuevas deudas con tiendas, luego de estar ya en morosidad con bancos. Esto indica que las tiendas sufren un riesgo significativo de clientes con selección adversa.

En general, los resultados complementan bien los estudios teóricos que sugieren regular con cuidado los contratos de deuda ofrecidos a las familias (Campbell et al., 2010) y muestran que mayor información compartida a nivel de registros de deuda puede beneficiar la transparencia y competencia del mercado de crédito (Blochlinger y Leippold, 2006; Álvarez et al., 2011).

REFERENCIAS

Agarwal, S. y B. Mazumder (2013). "Cognitive Abilities and Household Financial Decision Making," *American Economic Journal: Applied Economics* 5(1): 193–207.

Alfaro, R., N. Gallardo y C. Vio (2010): "Análisis de Derechos Contingentes: Aplicación a Casas Comerciales". *Economía Chilena* 13(1): 73–81.

Alfaro, R. y N. Gallardo (2012): "The Determinants of Household Debt Default". *Revista de Analisis Economico - Economic Analysis Review* 27(1): 55–70.

Álvarez, R., R. Cifuentes y K. Cowan (2011). "Análisis de los Potenciales Efectos del Proyecto de Ley sobre Tratamiento de Información sobre Obligaciones Financieras y Económicas". Banco Central de Chile.

Blochlinger, Andreas y Markus Leippold (2006). "Economic Benefit of Powerful Credit Scoring". *Journal of Banking and Finance* 30: 851–73.

Campbell, J., H. Jackson, B. Madrian y P. Tufano (2010). "The Regulation of Consumer Financial Products: An Introductory Essay with Four Case Studies". HKS Faculty Research Working Paper Series RWP10-040, John F. Kennedy School of Government, Harvard University.

Banco Central de Chile (2015). "Encuesta Financiera de Hogares 2014: Principales Resultados".

Hensher, D.A., J.J. Louviere y J. Swait (1999). "Combining Sources of Preference Data". *Journal of Econometrics* 89: 197–221.

Hojman, D., Á. Miranda y J. Ruiz-Tagle (2016). "Debt Trajectories and Mental Health". *Social Science and Medicine* 167: 54–62.

Kahneman, D. (2011). "Thinking, Fast and Slow". Farrar, Straus and Giroux Press.

Laibson, D., A. Repetto y J. Tobacman (2000): "A Debt Puzzle". NBER Working Papers 7879.



Madeira, C. (2011). “Computing Population Weights for the EFH Survey”. Documento de Trabajo N°632, Banco Central de Chile.

Madeira, C. (2014). “El Impacto del Endeudamiento y Riesgo de Desempleo en la Morosidad de las Familias Chilenas”. *Economía Chilena* 17(1): 88–102.

Madeira, C. (2015a). “Motivaciones del Endeudamiento en las Familias Chilenas”. *Economía Chilena* 18(1): 90–106.

Madeira, C. (2015b). “Identification of Earnings Dynamics Using Rotating Samples over Short Periods: The Case of Chile”. Documento de Trabajo N°754, Banco Central de Chile.

Madeira, C. (2016). “Measuring the Covariance Risk of Consumer Debt Portfolios”. Documento de Trabajo N° 793, Banco Central de Chile.

Marinovic, A., J. Matus, K. Flores y N. Silva (2011). “Riesgo Sistémico de los Hogares en Chile”. *Economía Chilena* 14(3): 5–39.



UN INDICADOR CONTEMPORÁNEO DE ACTIVIDAD (ICA) PARA CHILE*

Víctor Riquelme**
Gabriela Riveros**

I. INTRODUCCIÓN

Esta nota presenta la construcción de un indicador contemporáneo de actividad real para la economía chilena, compuesto tanto por variables que capturan percepciones de la situación económica —datos blandos (*soft*)—, como también por variables que miden la actividad real, o datos duros (*hard*).

Este tipo de indicadores se utiliza con frecuencia para el seguimiento del ciclo de actividad en diversas economías, en la medida en que permite aproximar el dato de crecimiento del Imacec y/o PIB antes de la publicación de este.

Si bien en Chile existe el Imacec, indicador que permite medir la actividad en alta frecuencia, este se publica con un rezago importante sobre todo para efectos de política monetaria. El indicador propuesto, por su parte, permite contar con actualizaciones semanales, lo que entrega una útil herramienta de análisis para el seguimiento de la coyuntura.

Conocer el nivel de expansión/contracción de la actividad real es relevante a la hora de evaluar diversos cursos para la conducción monetaria, así como para la formación de expectativas respecto de la senda más probable de dicha actividad. No obstante, la mayoría de las variables agregadas de actividad se conocen con un rezago de varios meses.

Por otra parte, medidas típicas de actividad, como el PIB o la producción industrial, miden magnitudes reales, no considerando variables provenientes de encuestas, que reflejan percepciones sobre la evolución futura de la economía respecto del total, o de un sector específico.

Un ICA surge como solución ante ambos temas. Como se verá, su estructura es tal que permite aproximar la variación de un determinado indicador de actividad (PIB o Imacec) apenas se publica nueva información sobre un conjunto de series relevantes. Así, se convierte en un indicador oportuno, por cuanto permite hacer un seguimiento “en tiempo real” del estado de la economía.

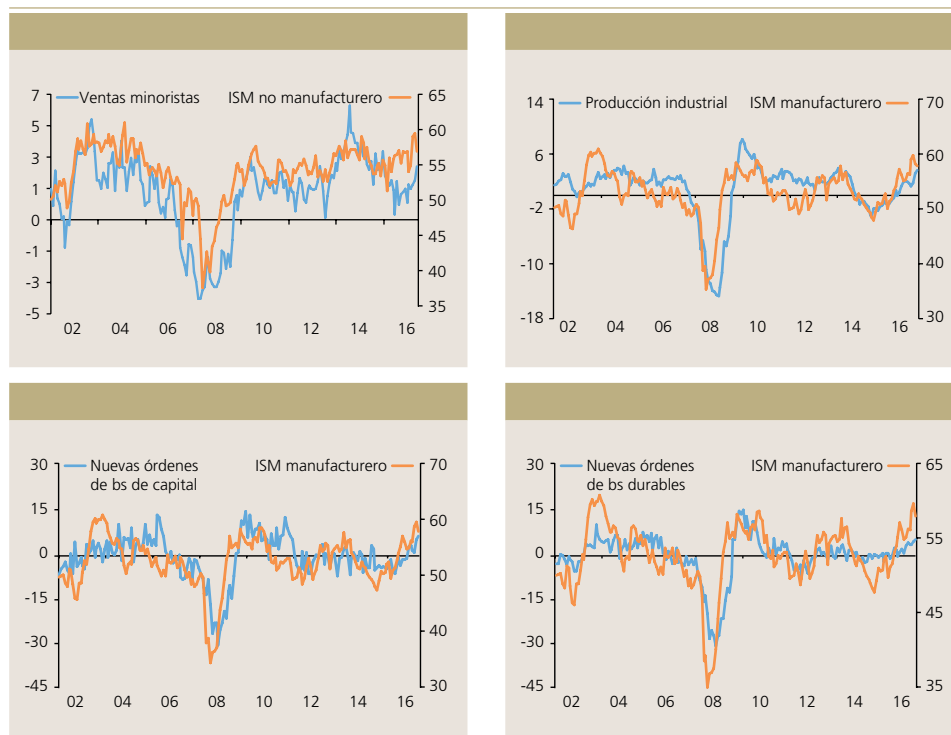
* Nuestros agradecimientos a Gonzalo Calvo por su ayuda en la automatización del cálculo del ICA, y a Irina Meneses, Diego Gianelli, y los integrantes del Departamento de Análisis Internacional por los comentarios entregados. Cualquier error es responsabilidad exclusiva de los autores.

** Gerencia de Análisis Macroeconómico. Banco Central de Chile. E-mails: vriquelme@bcentral.cl; griveros@bcentral.cl

Gráfico 1

Indicadores *soft* y correspondencia con cifras reales de actividad: Estados Unidos

(variación anual, porcentaje; índice de difusión, pivote = 50)



Fuente: Elaboración propia.

Además, incorpora para su cálculo una serie de indicadores provenientes de encuestas, las que han proliferado en el último tiempo. La utilidad de este tipo de información para confeccionar proyecciones de actividad se ha documentado para economías desarrolladas, observándose en general una alta correlación con las cifras “duras” con las que pueden asociarse (gráfico 1); asimismo y de manera más reciente este tipo de datos se ha utilizado para economías emergentes (a medida que se ha ido consolidando su publicación).

En este documento presentamos el diseño, cálculo y aplicabilidad de un ICA para Chile. A partir de la aplicación de indicadores similares para economías avanzadas, hemos recopilado información de una amplia fuente de datos, tanto de cifras duras como blandas, obtenidas a partir de diversas encuestas, que luego se combinarán mediante la metodología de componentes principales para obtener una proyección para el PIB/Imacec.

La flexibilidad del indicador permitirá extraer la tendencia en común de las series y actualizar la proyección a medida que se conoce nueva información, permitiendo una evaluación oportuna respecto al dinamismo de nuestra

economía. Adicionalmente, utilizando técnicas de proyección sencillas, podemos contar con algunos trimestres adicionales de proyección, lo que nos permite configurar una estimación de corto plazo útil y consistente.

Una de las principales contribuciones de nuestro análisis es realzar el poder explicativo de las series blandas en la proyección de la actividad, a través de una metodología simple, fácilmente replicable, y que permite cuantificar el impacto relativo de cada nueva información sobre la proyección de actividad.

El documento se organiza de la siguiente manera: en la sección II se presenta una revisión de la literatura existente en esta materia, indicando la forma en que este documento contribuye a ella. La sección III presenta la construcción del indicador y la sección IV documenta los principales resultados obtenidos. Finalmente, la sección V contiene las principales conclusiones del análisis.

II. LITERATURA RELACIONADA

La construcción de este indicador para Chile está basada en el trabajo realizado por Hatzius et al. (2011), quienes construyen un indicador mensual para la actividad real en Estados Unidos, que se compone de series que no necesariamente son considerados en la medición del PIB.

Posteriormente, en Hatzius et al. (2015) se extiende el análisis previo, utilizando un total de 56 indicadores que capturan diversos ámbitos de la actividad real. Cabe recalcar que este trabajo deja fuera a todas aquellas variables que representan magnitudes financieras, puesto que estas tendrían escasa incidencia sobre la actividad real.

Finalmente, en Fawcett et al. (2016), se actualiza el ICA de Estados Unidos utilizando un total de 57 indicadores, focalizándolos en series de actividad interna real. Adicionalmente, en este trabajo se construye el ICA para la Eurozona, Japón y el Reino Unido, utilizando 21, 17 y 16 indicadores, respectivamente.

Es importante destacar que este tipo de instrumental ha sido adoptado, por ejemplo, por la Reserva Federal (Fed) de Nueva York, que semanalmente publica su *nowcast* de actividad para el trimestre actual y el siguiente. Esta Fed utiliza una gama de series de alta frecuencia monitoreadas por el mercado, con el fin de construir un indicador de actividad “en tiempo real”. Una vez identificadas dichas series, su modelo proyecta todas las variables usando un modelo de factores dinámicos y filtro de Kalman. Por su parte, la Fed de Atlanta construye su predicción del PIB a partir de un pronóstico de 13 subcomponentes del PIB, utilizando el método de “*bridge equation*” y un BVAR trimestral.

De la misma forma, para Chile existen diversas investigaciones que entregan distintos indicadores de actividad que permiten anticipar ciertos cambios de ciclo y fluctuaciones en la economía. En particular, Pedersen (2013) analiza la relevancia que tiene el indicador mensual de actividad económica (Imacec) sobre el dato del PIB. Entre los resultados de la investigación, un ejercicio fuera

de muestra arroja que las predicciones realizadas con los Imacec del trimestre superan estadísticamente a proyecciones realizadas con modelos más complejos.

En esta misma línea, y mediante diferentes metodologías, otros autores han elaborado ciertos indicadores líderes que permiten emitir señales anticipadas acerca de los cambios en la actividad. En específico, Bravo y Franken (2001), mediante la metodología de NBER y utilizando diversos criterios de evaluación de series, construyen seis indicadores líderes de actividad logrando que el más satisfactorio consiga anticipar en un trimestre los cambios de ciclo. Utilizando la misma metodología, Firinguetti y Rubio (2003) construyen un indicador líder para el Imacec, modelando los componentes de la serie separadamente y utilizando regresiones de tipo Ridge.

Pedersen (2009), por otra parte, construye un indicador líder compuesto del Imacec utilizando la metodología planteada por la OCDE. El autor divide en seis grupos las 76 series seleccionadas como indicadores líderes, entre los cuales destacan los grupos de demanda y actividad, mercados financieros y de comercio exterior. Utilizando diez variables de los grupos mencionados construye un indicador líder compuesto global del Imacec que se caracteriza por tener una correlación de 0,95 con un adelanto de dos meses. Finalmente Cobb et al. (2011), utilizando indicadores de frecuencia mensual y mediante el método de “*bridge equation*”, logran entregar una herramienta que permite hacer un pronóstico adecuado del PIB y sus componentes.

Si bien, al igual que las investigaciones mencionadas, el ICA logra anticipar la medición de la actividad económica, nuestro indicador permite actualizar la proyección cada vez que se publica un nuevo dato. Además, por la metodología utilizada (componente principal) es posible evaluar el impacto que este nuevo dato tendría en el cambio de la nueva proyección realizada. Por otra parte, a diferencia de los trabajos realizados para Chile, el ICA considera dentro de sus indicadores datos provenientes de encuestas, los cuales han cobrado una gran relevancia en la predicción de la actividad durante el último tiempo.

III. CONSTRUCCIÓN DEL ICA PARA CHILE

Como se indicó, en la base de estos indicadores se encuentra la gran cantidad de series económicas disponibles en la actualidad. El método requiere de un amplio número de variables, por lo que para el caso chileno consideramos el universo de series que miden actividad real, sean del tipo blando o duro, filtrando principalmente por su frecuencia; incluimos todas aquellas que se presentan con frecuencia mensual, y cuya publicación sea inferior al rezago con que se publica el Imacec, es decir, inferior a 35 días posterior al período de medición, y largo de la serie (en su mayoría, trabajamos con series disponibles por lo menos desde el año 2006).

El apéndice A presenta las 22 variables que se utiliza para el caso de Chile. Como se observa, podemos clasificar las series elegidas en ocho grupos de la economía: Construcción, Minería, Manufactura, Energía, Laboral, Comercio,



Agricultura y Otras expectativas. Considerando la proporción de cada grupo respecto al total de indicadores, el mayor porcentaje corresponde a indicadores relacionados con Otras expectativas, mientras que la cantidad de series de los tipos *soft*¹ y *hard*, es la misma.

Una vez definidas las series, y dado que el objetivo buscado es proyectar la actividad real, cada serie incluida en el análisis se debe estimar.

Vale la pena mencionar que en Chile se cuenta con el PIB como serie trimestral principal de actividad real, pero además se entrega con un rezago de 35 días, el Imacec, índice mensual que busca aproximar la entrega del PIB correspondiente. El método propuesto puede usarse para estimar indistintamente cualquiera de las dos series. Así, si bien hemos decidido ejemplificar su cálculo y resultados utilizando el Imacec, estos son extrapolables a su uso respecto a la variación del PIB, como mostraremos más adelante en un ejercicio de robustez.

Aunque existen diversas maneras de realizar este paso², hemos optado por usar un procedimiento estándar para todas las series, recurriendo al uso de modelos de series de tiempo. Específicamente:

Se plantea que cada una de las series puede representarse por modelos de series de tiempo del tipo $AR(i) MA(j)$, con $i, j = 0, 1, 2, 3$. En total, 15 modelos por serie usando ventanas fijas (60 meses), se calculan las proyecciones a tres meses de cada uno de estos modelos.

Se elige aquel modelo que arroje el menor error cuadrático.

El paso siguiente es calcular el componente principal de todo el conjunto de datos. Es importante destacar que todas las series que miden niveles se incluyen en términos de variación anual, en tanto que aquellas que muestran indicadores derivados de encuestas se usan en índices de difusión³.

Ahora bien, es claro que las series diferirán en cuanto a su importancia relativa dentro del componente principal. Intuitivamente, si una serie covaría estrechamente con el movimiento del grupo (capturado por el componente principal calculado), tenderá a tener un peso relativo mayor que una serie que covaría menos. Así, si bien se cuenta con un amplio grupo de series, no todas serán ponderadas de la misma manera.

El primer componente principal estimado corresponde al ICA. No obstante, su unidad de medida no permite una interpretación directa en términos de la variación anual de la actividad. Así, el último paso consiste simplemente en

1 Clasificación replicada de Fawcett et al. (2016).

2 Una vía alternativa consiste en estimar modelos de fundamentos para cada una de las series, pero vuelve complejo el procedimiento.

3 Cabe destacar que las series no muestran estacionalidad, lo que se comprueba mediante regresiones y método gráfico.

estimar la variación del PIB/Imacec en función de este componente principal, una constante que puede variar en el tiempo (y que pretende capturar alguna tendencia en la actividad), y un término de error:

$$gY_t = \alpha_t + \beta * PC_1 + \varepsilon_t$$

donde:

gY_t : variación anual del Imacec o PIB en el mes o trimestre t , expresada en porcentaje

PC_1 : primer componente principal del set de indicadores de actividad real seleccionados

α_t : constante que varía anualmente

β : Coeficiente de ajuste a lo largo de toda la muestra

ε_t : Error iid.

Además de la utilidad práctica en términos de la interpretación del primer componente principal, esta ecuación nos permite derivar las proyecciones del PIB/Imacec para el trimestre actual y el siguiente. Dado que se cuenta con proyecciones para cada una de las series, podemos extender el componente principal, y usando los coeficientes estimados en la ecuación de ajuste, podemos tener proyecciones para los períodos t y $t+1$, antes de que el PIBt sea publicado.

Así entonces, contamos con proyecciones para el trimestre en curso incluso cuando aún no se haya publicado ningún dato de ese período, lo que constituye una gran ventaja. En la medida que se va conociendo las diversas cifras, estos se incorporan en el proceso, lo que en principio podría hacer suponer que se contará con un indicador más preciso de la actividad. No obstante lo plausible de este ejercicio, al trabajar con tantas series, no necesariamente el conocer más datos duros otorgará una mejor proyección, pues puede ser que los errores de algunas compensen o perjudiquen los ajustes de las otras. Por lo demás, el conocer todas las cifras de datos blandos por construcción del PIB/Imacec, no afectará la precisión de nuestra estimación.

Finalmente, si bien prácticamente ninguna de las series utilizadas en nuestra estimación está sometidas a revisión posterior, cuando se estima la regresión de ajuste, utilizamos la última información disponible, tanto de PIB como de Imacec. Este punto es relevante a la hora de afirmar que nuestra estimación se hace “en tiempo real”, pues en la práctica utiliza información actualizada a un determinado momento, pero después, al usar las series revisadas de actividad, utiliza cifras de otro momento, por lo que nuestro ejercicio es más bien uno de *pseudo fuera de muestra*.

IV. RESULTADOS

Como se indicó, es importante señalar que se cuenta con dos indicadores de actividad real: el PIB, como es usual en todas las economías y el Imacec, *proxy* mensual, pero igualmente publicado con rezago. Dada la flexibilidad del método,

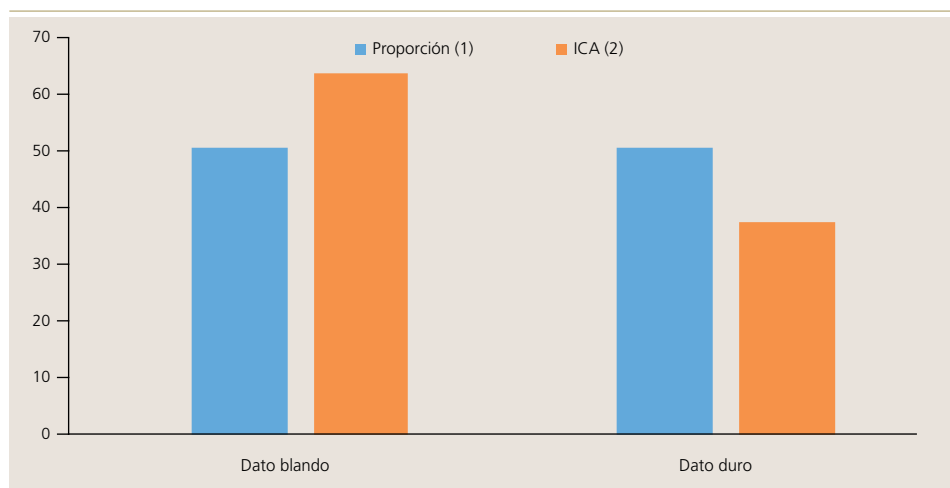
podemos utilizar ambas series como *proxy* de actividad, calculando entonces dos ICA.

Se ejemplificará el uso del método principalmente utilizando el Imacec. Si bien la gran mayoría de los resultados son, en forma cualitativa, generalizados para ambas series, creemos que utilizar el Imacec, publicado con una frecuencia mayor que el dato de PIB, permite mostrar de manera más directa la utilidad del uso de series mensuales para la estimación de la actividad. Por lo demás, dada la alta correlación entre ambas series, el uso y efectividad para el Imacec da señales de la utilidad del método también para la proyección oportuna del PIB.

Uno de los primeros resultados interesantes guarda relación con la relevancia de los indicadores tipo *soft* en la estimación. Como se indicó, la proporción de este tipo de series sobre el total de las variables consideradas era la misma que la de los indicadores *hard*. Sin embargo, nuestros resultados indican que el peso que estas series tienen en el componente principal es mayor. Específicamente, las series de tipo blando muestran un peso en el cálculo del componente principal de 64% para el caso del ICA para el PIB, y de 63% cuando se calcula el ICA para el Imacec (gráfico 2). Esto valida el uso de este tipo de indicadores, pues, aunque no están incluidos en el cálculo del PIB, sí resultan importantes para explicar su variación. En esta misma línea, el gráfico 3 muestra el peso relativo de cada uno de los grupos en el cálculo del ICA, reafirmando la relevancia de “Otras expectativas” y del grupo de variables relativas al comercio. Las series de otras expectativas son del tipo blando, y representan 37% del componente principal, porcentaje superior a la proporción de series clasificadas en este grupo (27%).

Gráfico 2

Composición del ICA para Imacec, según clasificación por tipo (porcentaje)



Fuente: Elaboración propia.

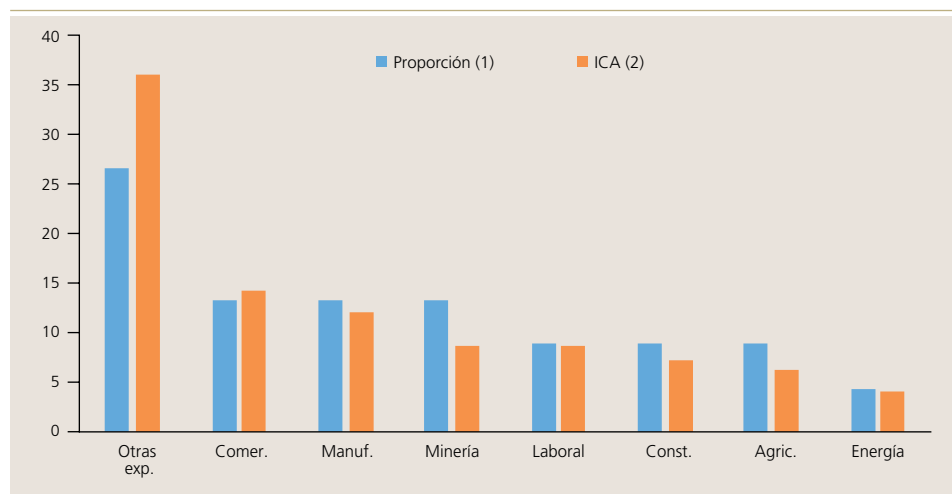
(1) Porcentaje de indicadores clasificados en un determinado tipo respecto del total de indicadores utilizados para la construcción del ICA.

(2) Corresponde al peso agregado de los indicadores de cada tipo, calculado como el porcentaje del valor absoluto del coeficiente de combinación lineal del indicador respecto a la suma total de los mismos. El coeficiente de combinación lineal se calcula con la metodología de Componente Principal.

Gráfico 3

Composición del ICA para Imacec, según clasificación por grupo

(porcentaje)



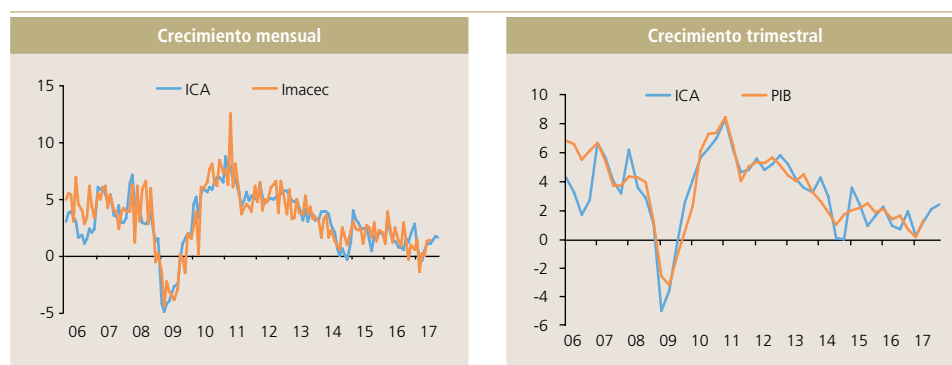
Fuente: Elaboración propia.

(1) Porcentaje de indicadores clasificados en un determinado grupo respecto del total de indicadores utilizados para la construcción del ICA.

(2) Corresponde al peso agregado de los indicadores de cada grupo, calculado como el porcentaje del valor absoluto del coeficiente de combinación lineal del indicador respecto a la suma total de los mismos.

Gráfico 4

Resultados del ICA y relación con el PIB e Imacec



Fuente: Elaboración propia.

El gráfico 4 presenta ambos ICA. Se observa una clara similitud entre este indicador y el Imacec, y también al considerar el PIB. Al igual que lo reportado para otras economías, es destacable que con un grupo reducido de series se logre replicar gran parte de la dinámica del crecimiento en Chile. En términos de

ajuste, se obtiene valores que bordean 65% para el PIB, y 70% para el Imacec⁴. De la misma manera, la metodología de componente principal logra explicar 43% del total de la varianza tanto en el caso del PIB como en el Imacec. A modo de comparación, ejercicios similares como el realizado por Hatzius et al. (2015) para Estados Unidos alcanzan a explicar 40% de la varianza total.

Cada vez que aparece una nueva observación, puede obtenerse una nueva proyección del PIB o del Imacec. Como rutina habitual, diversas contrapartes actualizan dichas proyecciones de forma semanal, lo que permite hacer un seguimiento muy cercano tanto al dato mensual (Imacec) como al dato trimestral (PIB).

Para testear la robustez del modelo, se realiza un ejercicio de simulación fuera de la muestra, (*pseudo fuera de muestra*), donde se estima el componente principal, y luego el resto del modelo en la ventana del 2009.1 al 2012.12 para obtener predicciones respecto al Imacec. Para evaluar las proyecciones arrojadas por el ICA, compararemos los errores cuadráticos medios de proyección respecto al mejor modelo de series de tiempo. Este modelo es elegido dentro de una familia de modelos autorregresivos, usando el mismo criterio de selección detallado para cada serie presente en el cálculo del componente principal. En este caso, el modelo seleccionado es el AR(3) MA(1). Los resultados indican que el ECM del ICA fue de 2,3% en el período, mientras el ECM del modelo AR(3) MA(1) fue de 3%. Finalmente, la evaluación del EAM (error absoluto medio) también resulta favorable al ICA, obteniendo 1,8% versus 2,4% para el período completo.

Se realiza adicionalmente otros ejercicios de sensibilidad tendientes a testear el comportamiento del ICA a la omisión de algunas series, los que se muestran en el apéndice B. En el primero de ellos, se elimina las cinco series que presentan mayor peso en el cálculo del componente principal (IMCE, IMCE Industria, IMCE Comercio, IPEC, e IMCE Construcción). En el segundo, se construye el ICA utilizando solo indicadores de percepción basados en encuestas (del tipo blando) y en el tercero, se utilizan solo indicadores del tipo duro. Como conclusión, puede indicarse que si bien el ajuste sigue siendo razonable, la exclusión de series relevantes daña la precisión con la que puede proyectarse la actividad.

En esta misma línea, y con el fin de excluir la posible volatilidad que presenta el sector minero en la estimación, se utiliza el Imacec no minero, a la vez que se excluye del cálculo del componente principal todas las series relacionadas con la minería (IMCE minería, producción de cobre y producción minera). En el último ejercicio mostrado en el apéndice B se observa el gráfico, el cual presenta un ajuste superior a 80%⁵.

⁴ Según los R^2 corregidos de las regresiones. No obstante, estos resultados podrían estar afectados por el carácter de pseudo fuera de muestra explicado en la sección III.

⁵ Según los R^2 corregidos de las regresiones. Como se ha indicado, este resultado podría estar afectado por el problema de pseudo fuera de muestra descrito en la sección III.

V. CONCLUSIONES

En el presente trabajo, se construye un Indicador Contemporáneo de Actividad real (ICA) para Chile, que permite realizar un monitoreo temporal más oportuno de la economía. Concretamente, el ICA permite anticipar el ritmo de crecimiento del país con un rezago temporal menor que el presente en el Imacec y en el PIB.

La construcción del ICA se realiza mediante el cálculo del primer componente principal de una serie de 22 indicadores de actividad real. Posteriormente, se realiza una proyección de la actividad económica futura para tres períodos hacia adelante, extrayendo para ello la información directamente a partir de la dinámica de las mismas series.

Los resultados de esta investigación indican que el ICA calculado para Chile se aproxima bastante bien a la medición de actividad en el período 2006–2017, mostrando un ajuste de 65% para el caso del PIB y 70% para el caso del Imacec. Asimismo, entre de los resultados obtenidos, destaca la relevancia de contar con un indicador de actividad real que considere indicadores de percepción basados en encuestas (tipo *soft*), pues este tipo de series es el que presenta la mayor incidencia en el cálculo del primer componente principal. Entonces, si bien por la naturaleza de los datos *soft* estos no son incluidos en una medida como el PIB, notamos que de todas formas entregan información útil para proyectar su senda.

Posteriormente, los diversos análisis en donde se calcula el componente principal con una menor cantidad de indicadores muestran que los resultados se mantienen de forma cualitativa y solo cambia el ajuste. Ahora bien, al realizar el ejercicio que permite eliminar la volatilidad del sector minero se observa un aumento significativo en el ajuste, el cual alcanza a 80%.

Finalmente, este trabajo propone un indicador que no solo permite medir la actividad con un menor rezago que el Imacec, sino que también permite contar con una proyección de actividad para tres períodos posteriores, siendo incluso posible tener una proyección “actualizada” cada vez que es publicado un nuevo dato.

En la medida en que surjan nuevos indicadores, tanto de cifras “duras”, pero sobre todo, de encuestas dados nuestros resultados, la precisión de este método podría mejorar, dado que aportarían información útil para la proyección de la situación económica del país.

REFERENCIAS

Aguirre, A. y L.F. Céspedes (2004). “Uso de Análisis Factorial Dinámico para Proyecciones Macroeconómicas” Documento de Trabajo N°274, Banco Central de Chile.

Auerbach, A. (1981). “The Index of Leading Indicators: Measurement without Theory, Twenty-five Years Later”. NBER Working Paper N°761.

Bravo, F. y H. Franken (2001). “Un Indicador Líder del Imacec”. Documento de Trabajo N°99, Banco Central de Chile.

Cobb, M., G. Echavarría, P. Filippi, M. García, C. Godoy, W. González, C. Medel y M. Urrutia (2011). “Short-term GDP Forecasting Using Bridge Models: A Case for Chile”. Documento de Trabajo N° 626, Banco Central de Chile.

Echavarría, G. y W. González (2011). “Un Modelo de Factores Dinámicos de Pequeña Escala para el Imacec”. *Economía Chilena* 14(2): 109–18.

Fawcett, N., J. Hatzius, K. Reichgott y J. Stehn (2016). “A Unified Approach to Tracking G4 Current Activity”. *Global Economics Analyst*. Goldman Sachs.

Federal Reserve Bank of Atlanta: <https://www.frbatlanta.org/cqer/research/gdpnow.aspx>.

Federal Reserve Bank of New York: <https://www.newyorkfed.org/research/policy/nowcast/methodology.html>

Firinguetti, L. y H. Rubio (2003). “Indicadores Líderes del Imacec” Documento de Trabajo N°208, Banco Central de Chile.

Hatzius, J., D. Kelley, Z. Pandl, A. Phillips, J. Stehn y A. Tilton (2011). “US Daily: CAI: A Measure for Tracking US Growth”. Goldman Sachs Research.

Hatzius, J., D. Mericle, C. Mischaikow, Z. Pandl, A. Phillips, K. Reichgott y J. Stehn (2015). “Keeping Current: Updating the CAI”. *US Economics Analyst*. 15/44. Goldman Sachs.

Klein, P. y G. Moore (1982). “The Leading Indicator Approach to Economic Forecasting – Retrospect and Prospect”. NBER Working Paper N° 941.

Pedersen, M. (2009). “Un Indicador Líder Compuesto para la Actividad Económica en Chile”. *Monetaria* 22(2): 181–208.



Pedersen, M. (2013) “Extracting GDP Signals from the Monthly Indicator of Economic Activity. Evidence from Chilean Real-time Data. *OECD Journal: Journal of Business Cycle Measurement and Analysis* 2013/1. Disponible en <http://dx.doi.org/10.1787/jbcma-2013-5k48345b3lkc>

Pincheira, P. (2010). “A Real-time Evaluation of the Central Bank of Chile GDP Growth Forecasts”. Documento de Trabajo N° 556, Banco Central de Chile.

Ravazzolo, F. y J. Vespignani (2015). “A New Monthly Indicator of Global Real Economic Activity”. Working Paper N° 13. Centre for Applied Macroeconomic Analysis. Australian National University.

Venegas, J. (1987). “Indicador Mensual de Actividad Económica (Imacec). Metodología y Serie 1982-1986”. Serie de Estudios Económicos. Documentos de Investigación N°28. Banco Central de Chile.



APÉNDICE A

DESCRIPCIÓN DE LOS 22 INDICADORES DE ACTIVIDAD REAL QUE COMPONEN EL ICA

(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Indicador	Peso (%)	Tipo de dato	Rezago de publicación (días)	Unidades
Índice mensual de confianza empresarial (IMCE)	6,76	Blando	5	Índice de difusión (centrado en 50)
IMCE Industria	6,75	Blando	5	Índice de difusión (centrado en 50)
IMCE Comercio	6,68	Blando	5	Índice de difusión (centrado en 50)
Índice de Percepción de la economía (IPEC)	6,39	Blando	10 (máx)	Índice de difusión (centrado en 50)
IMCE Construcción	6,25	Blando	5	Índice de difusión (centrado en 50)
IPEC Situación compra artículos del hogar	6,07	Blando	10 (máx)	Índice de difusión (centrado en 50)
IPEC Situación actual del país	6,05	Blando	10 (máx)	Índice de difusión (centrado en 50)
IPEC Expectativa Económica del país a 12 meses	5,98	Blando	10 (máx)	Índice de difusión (centrado en 50)
IPEC Situación personal actual	5,78	Blando	10 (máx)	Índice de difusión (centrado en 50)
Ratio de desempleo	4,86	Duro	29	Puntos porcentuales
Índice de ventas de supermercado	4,73	Duro	33	Ventas netas a precios constantes
Índice de Confianza Empresarial Agricultura	4,23	Blando	15 (máx)	Índice de difusión (centrado en 0)
Generación de energía eléctrica	4,21	Duro	6 (máx)	Gwh
Producción manufacturera industrial	4,02	Duro	29	Volumen
Empleo	4,01	Duro	29	Unidades
Índice de producción Minera	3,88	Duro	23	Volumen
Ventas minoristas	3,12	Duro	33	Volumen
Producción total de cobre	3,07	Duro	29	Volumen (toneladas)
Exportaciones agrícolas	2,20	Duro	7	Valor nominal deflactado por IPC
IMCE Minería	2,00	Blando	5	Índice de difusión (centrado en 50)
Venta de autos (Registros)	1,72	Duro	15	Unidades
Superficie de viviendas autorizadas	1,24	Duro	29	Superficie

Fuente: Elaboración propia.

Columnas: (1) Nombre del indicador de actividad real utilizado para la construcción del ICA. (2) Peso del indicador en el cálculo del ICA. Corresponde al porcentaje del valor absoluto del coeficiente de combinación lineal⁶ del indicador respecto a la suma total de los mismos. (3) Clasificación por tipo.⁷ (4) Rezago de publicación de la serie respecto a su período de medición, medido en días. (5) Unidades del indicador. (6) Transformación realizada a cada indicador para el cálculo de componente principal. (7) Clasificación por grupo realizada por los autores en base a Fawcett et al. (2016). (8) Mejor modelo ateoórico para la serie (con menor error cuadrático medio). (9) Fuente de cada serie.

⁶ Coeficientes de combinación lineal son calculados mediante la metodología de Componente Principal.

⁷ Clasificación replicada de investigación original Fawcett et al (2016).

DESCRIPCIÓN DE LOS 22 INDICADORES DE ACTIVIDAD REAL QUE COMPONEN EL ICA (continuación)

	(6)	(7)	(8)	(9)
Indicador	Transformación	Grupo	Modelo	Fuente
Índice mensual de confianza empresarial (IMCE)	Índice de difusión (centrado en 0)	Otras expectativas	AR(1)	Bloomberg (Icare)
IMCE Industria	Índice de difusión (centrado en 0)	Manufactura	AR(1)MA(1)	Bloomberg (Icare)
IMCE Comercio	Índice de difusión (centrado en 0)	Comercio	AR(1)	Bloomberg (Icare)
Índice de Percepción de la economía (IPEC)	Índice de difusión (centrado en 0)	Otras expectativas	AR(2)MA(1)	Bloomberg (Adimark)
IMCE Construcción	Índice de difusión (centrado en 0)	Construcción	AR(1)	Bloomberg (Icare)
IPEC Situación compra artículos del hogar	Índice de difusión (centrado en 0)	Otras expectativas	AR(2)	Bloomberg (Adimark)
IPEC Situación actual del país	Índice de difusión (centrado en 0)	Otras expectativas	AR(2)MA(1)	Bloomberg (Adimark)
IPEC Expectativa Económica del país a 12 meses	Índice de difusión (centrado en 0)	Otras expectativas	AR(2)MA(1)	Bloomberg (Adimark)
IPEC Situación personal actual	Índice de difusión (centrado en 0)	Otras expectativas	AR(2)	Bloomberg (Adimark)
Ratio de desempleo	% variación anual	Laboral	AR(1)	Bloomberg (INE)
Índice de ventas de supermercado	% variación anual	Comercio	AR(2)MA(1)	Instituto Nacional de Estadísticas
Índice de Confianza Empresarial Agricultura	Índice de difusión (centrado en 0)	Agricultura	AR(1)MA(2)	Centro de Estudios. Universidad del Desarrollo
Generación de energía eléctrica	% variación anual	Energía	AR(2)MA(2)	Banco Central de Chile (CDEC)
Producción manufacturera industrial	% variación anual	Manufactura	AR(3)MA(3)	Bloomberg (INE)
Empleo	% variación anual	Laboral	AR(2)	Bloomberg (INE)
Índice de producción Minera	% variación anual	Minería	AR(3)MA(3)	Banco Central de Chile (INE)
Ventas minoristas	% variación anual	Comercio	AR(1)	Bloomberg (INE)
Producción total de cobre	% variación anual	Minería	AR(3)MA(3)	Bloomberg (INE)
Exportaciones agrícolas	% variación anual	Agricultura	AR(3)MA(3)	Bloomberg (Banco Central de Chile)
IMCE Minería	Índice de difusión (centrado en 0)	Minería	AR(2)MA(3)	Bloomberg (Icare)
Venta de autos (Registros)	% variación anual	Manufactura	AR(1)MA(1)	Bloomberg (ANAC)
Superficie de viviendas autorizadas	% variación anual	Construcción	AR(3)MA(1)	Instituto Nacional de Estadísticas

Fuente: Elaboración propia.

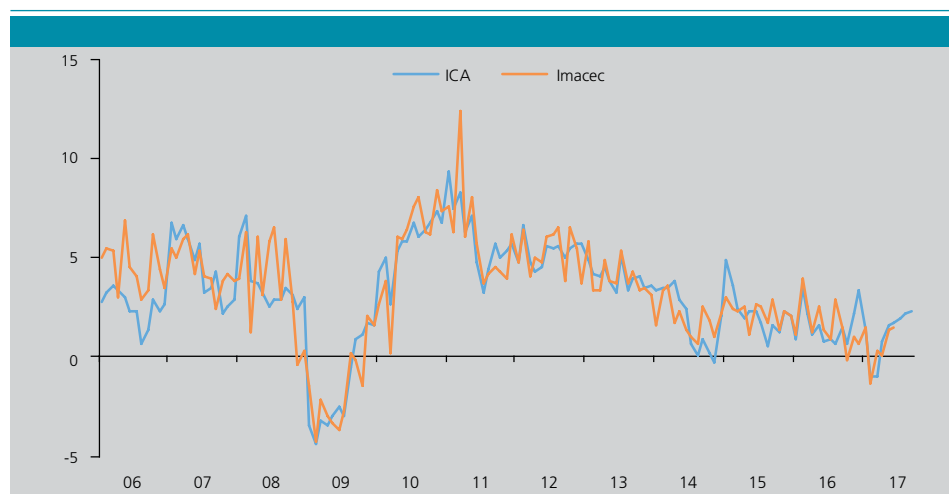
Columnas: (1) Nombre del indicador de actividad real utilizado para la construcción del ICA. (2) Peso del indicador en el cálculo del ICA. Corresponde al porcentaje del valor absoluto del coeficiente de combinación lineal del indicador respecto a la suma total de los mismos. (3) Clasificación por tipo. (4) Rezago de publicación de la serie respecto a su período de medición, medido en días. (5) Unidades del indicador. (6) Transformación realizada a cada indicador para el cálculo de componente principal. (7) Clasificación por grupo realizada por los autores a base de Fawcett et al. (2016). (8) Mejor modelo ateórico para la serie (con menor error cuadrático medio). (9) Fuente de cada serie.

APÉNDICE B

EJERCICIOS DE SENSIBILIDAD PARA EL CÁLCULO DEL ICA

Gráfico B1

Crecimiento mensual sin considerar las cinco series con mayor peso^a

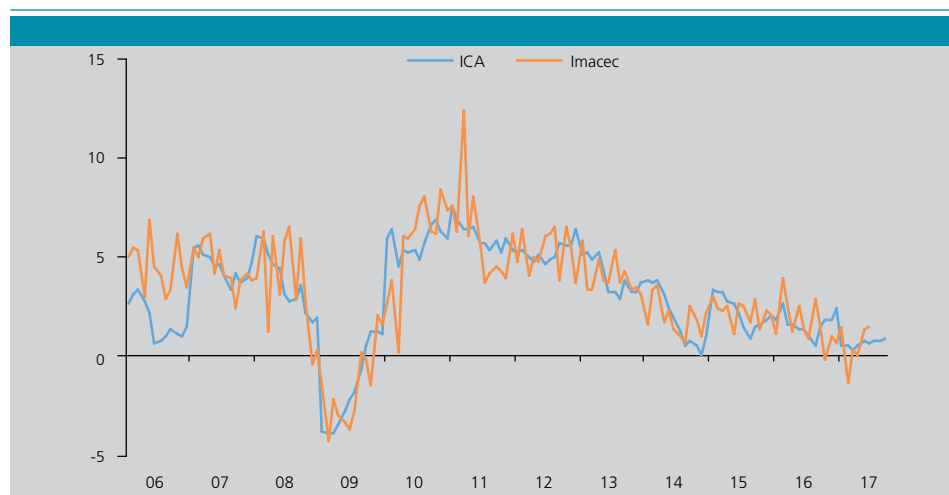


Fuente: Elaboración propia.

a. A saber: IMCE, IMCE industria, IMCE comercio, IPEC, IMCE construcción.

Gráfico B2

Crecimiento mensual considerando solo series tipo *soft*^a



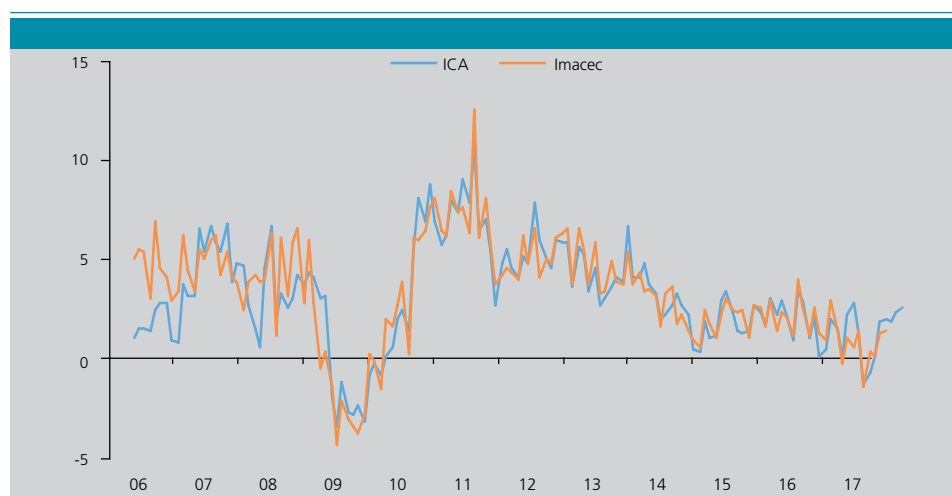
Fuente: Elaboración propia.

a. Se calcula usando 11 indicadores.

EJERCICIOS DE SENSIBILIDAD PARA EL CÁLCULO DEL ICA (continuación)

Gráfico B3

Crecimiento mensual considerando solo series tipo *hard*^a

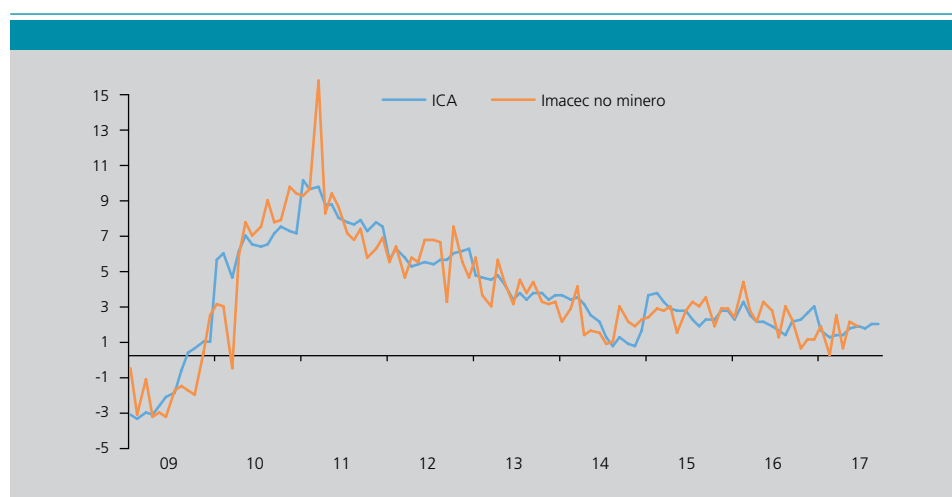


Fuente: Elaboración propia.

a. Se calcula usando 11 indicadores.

Gráfico B4

Crecimiento mensual sin considerar sector minero^a



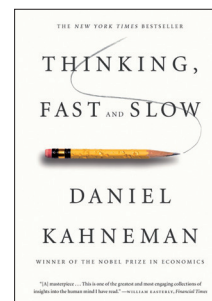
Fuente: Elaboración propia.

a. Se calcula usando 19 indicadores, y la regresión se estima usando Imacec no minero, a diferencia de los ejercicios anteriores.

REVISIÓN DE LIBROS

REVISIÓN DEL LIBRO "THINKING FAST AND SLOW"

de Daniel Kahneman
Straus and Giroux Farrar, 2011



Lucciano Villacorta G.*

"Thinking fast and slow" es un tour por la mente, donde se trata de explicar la manera en que las personas pensamos y tomamos decisiones. A lo largo del libro, el autor discute ejemplos que nos ayudan a explicar por qué solemos cometer errores sistemáticos en la toma de decisiones por depender de nuestra intuición. También ofrece algunas luces de cómo estar alertas para detectar situaciones donde es altamente probable que cometamos un error, por basarnos en dicha intuición y no tomarnos un momento de reflexión.

La idea central del libro es que hay dos maneras de pensar acerca de cualquier cosa: una manera rápida y automática, y una lenta y deliberada. Con la idea de explicar y agrupar las características de estos dos procesos mentales, el autor propone dos sistemas ficticios y usa la terminología de "sistema 1" para referirse al proceso de pensamiento rápido y "sistema 2" para referirse al proceso de pensamiento lento.

El sistema 1 es esencialmente el responsable del proceso mental que genera la primera respuesta. Este sistema trabaja de manera automática, es intuitivo y por lo general no requiere esfuerzo. Está basado en primeras impresiones, asociaciones, supuestos y patrones que reconocemos con facilidad. Usa poca lógica y poca estadística.

Cuando opera el sistema 1, no se es realmente consciente de cómo sucede esta manera de pensar y tomar decisiones. Uno es consciente de los resultados, pero no exactamente de cómo se llegó a esa conclusión o a esa forma de pensar.

El sistema 2, por su parte, se encarga del pensamiento lento. Es analítico, reflexivo y crítico. Este sistema tiene dos funciones principales: (i) computar/calcular cosas, (ii) supervisar el comportamiento. En este sentido, una manera de caracterizar al sistema 2 es que es un sistema que requiere esfuerzo deliberado y, cuando está operando, tenemos la sensación de que el proceso de pensamiento es consciente y de que estamos en control de él.

* Gerencia de Investigación Económica, Banco Central de Chile. E-mail: lvillacorta@bcentral.cl

Debido a que el sistema 2 requiere esfuerzo deliberado, la mayoría del trabajo mental ocurre en el sistema 1, por lo que gran parte de nuestros juicios están basados en la intuición y las impresiones y no tanto en los datos y el análisis.

En repetidas ocasiones la gente suele emitir juicios de valor basados en prejuicios o muy poca evidencia, ya que utiliza solo la información disponible en el sistema 1 y tiende a ignorar una gran cantidad de evidencia relevante para el tema en cuestión; incluso cuando esa evidencia estaría disponible si se utilizara el sistema 2. De esta manera, al utilizar el sistema 1, se tiende a crear relaciones de causalidad e inventar historias basadas en eventos circunstanciales o aleatorios y muchas veces utilizando muy pocos datos.

Solo en los momentos donde nos encontramos con algo inesperado o nuevo —donde el sistema 1 no puede reconocer un patrón rápidamente— pasamos a utilizar el sistema 2; por ejemplo, si enfrentamos un problema matemático complejo.

Para ejemplificar estos sesgos y errores, veamos dos experimentos descritos en el libro. En un experimento se describe a Steve como un estadounidense tímido, sumiso, ordenado y con poco interés en las personas. Steve es una persona estructurada y apasionada por los detalles. Luego se pregunta a los participantes del experimento si es más probable que Steve sea granjero o bibliotecario. La mayoría de la gente optó por la segunda opción, probablemente debido a que la personalidad de Steve se parece al estereotipo que tenemos sobre un bibliotecario. Sin embargo, si se toma en cuenta la estadística de que en EE.UU. existen veinte granjeros por cada bibliotecario, es más probable encontrar a alguien como Steve en las granjas que en las bibliotecas.

En otro experimento, se describe a una chica de 31 años, soltera y muy inteligente llamada Linda, la cual estudió filosofía y siempre estuvo interesada en temas de desigualdad e inclusión social. A los participantes del experimento se les dio una lista con potenciales actividades en las cuales Linda podría estar involucrada. Dentro de esta lista estaban los siguientes dos escenarios, además de otros seis: (i) Linda trabaja de cajera en un banco y (ii) Linda trabaja de cajera en un banco y además pertenece al movimiento feminista. La mayoría de los participantes asignó mayor probabilidad al segundo escenario, dado que las características de Linda estaban en línea con el estereotipo que se tiene acerca de un activista social. Sin embargo, por ley de probabilidades, la probabilidad conjunta de ser cajera bancaria y pertenecer al movimiento feminista necesariamente tiene que ser menor que la probabilidad marginal de ser solo cajera bancaria. Como dice el autor, el sistema 1 es pésimo a la hora de hacer estadística.

Una pregunta crucial que emerge al leer el libro es cuándo es apropiado usar el sistema 1 y cuándo el sistema 2. En la mayoría de las ocasiones el sistema 1 funciona bien y ofrece respuestas acertadas. Esto es porque nos enfrentamos a situaciones donde podemos reconocer patrones y donde hemos adquirido un cierto nivel de experiencia. Sin embargo, ocasionalmente nos enfrentamos a situaciones que son más complicadas de lo que parecen donde deberíamos



utilizar el sistema 2. El desafío consiste en ser capaces de reconocer estas situaciones para disminuir la posibilidad de cometer errores basados en nuestra intuición. En ese sentido, el autor no parece ser muy optimista con la posibilidad de desarrollar esa habilidad de reconocimiento. Sin embargo, sugiere que se puede aprender a reconocer regularidades y patrones de situaciones donde uno está propenso a dejarse llevar por el sistema 1 y donde bajando las revoluciones y aplicando esfuerzo y análisis deliberado podríamos elevar la calidad de nuestras decisiones y nuestras opiniones.



REVISIÓN DE PUBLICACIONES

ABRIL 2018

Esta sección tiene por objetivo presentar las más recientes investigaciones publicadas sobre diversos tópicos de la economía chilena. La presentación se divide en dos partes: una primera sección de listado de títulos de investigaciones y una segunda de títulos y resúmenes de publicaciones. Las publicaciones están agrupadas por área temática, considerando la clasificación de publicaciones del *Journal of Economic Literature (JEL)*, y por orden alfabético de los autores.

CATASTRO DE PUBLICACIONES RECIENTES

Los resúmenes de los artículos indicados con (*) se presentan en la siguiente sección.

Código JEL: E / MACROECONOMÍA Y ECONOMÍA MONETARIA

*Banfi, S., B. Villena y S. Choi (2018). “Sorting On-line and On-time.” Documento de Trabajo N° 336, Centro de Economía Aplicada, Universidad de Chile.

García, P. y C. Pérez (2017). “Desigualdad, Inflación, Ciclos y Crisis en Chile.” *Estudios de Economía* 44(2): 59–95.

Código JEL: F / ECONOMÍA INTERNACIONAL

*Gutierrez, A. y D. Jaimovich (2017). “A New Player in the International Development Community? Chile as an Emerging Donor.” *Development Policy Review* 35(6): 839–58.

Código JEL: G / ECONOMÍA FINANCIERA

Dupas, P., K. Dean, J. Robinson y D. Ubfal (2018). “Banking the Unbanked? Evidence from Three Countries.” *American Economic Journal: Applied Economics* 10(2): 257–97.

*Espinosa-Méndez, C., M. Jara-Bertin y C. Maquieira (2018). “The Influence of Family and Pyramidal Ownership on Corporate Diversification in Chile.” *North American Journal of Economics and Finance* 43:158–68.

Código JEL: O / DESARROLLO ECONÓMICO, CAMBIO TECNOLÓGICO Y CRECIMIENTO

Briebe, D. (2018). "State Capacity and Health Outcomes: Comparing Argentina's and Chile's Reduction of Infant and Maternal Mortality, 1960-2013." *World Development* 101: 37–53.

*Martínez, C., E. Puentes y J. Ruiz-Tagle (2018). "The Effects of Micro-Entrepreneurship Programs on Labor Market Performance: Experimental Evidence from Chile." *American Economic Journal: Applied Economics* 10(2): 101–24.

Navarrete-Hernandez, P. y N. Navarrete-Hernandez (2018). "Unleashing Waste-Pickers' Potential: Supporting Recycling Cooperatives in Santiago de Chile." *World Development* 101: 293–310.

Código JEL: Y / NO CLASIFICADOS

Anaya, K. y M. Pollitt (2017). "Using Stochastic Frontier Analysis to Measure the Impact of Weather on the Efficiency of Electricity Distribution Businesses in Developing Economies." *European Journal of Operational Research* 263(3): 1078–94.

Bitrán, E., F. Duarte, D. Fernandes y M. Villena (2018). "Impacto del Plan Garantizado de Salud con Prima Comunitaria Única en la Demanda del Seguro Privado de Salud en Chile." *Cepal Review* 123: 225–44.

Canales, M. y A. García (2018). "Productividad, Tamaño y Empresas Súper-Estrella: Evidencia Microeconómica para Chile." Documento de Trabajo N°458, Departamento de Economía, Universidad de Chile.

Cansino, J.M., A. Sánchez-Braza y M. Rodríguez-Arévalo (2018). "How Can Chile Move Away from a High Carbon Economy?" *Energy Economics*, 69: 350–66.

Casado-Díaz, J.M., L. Martínez-Bernabeu y F. Rowe (2017). "An Evolutionary Approach to the Delimitation of Labour Market Areas: An Empirical Application for Chile." *Spatial Economic Analysis* 12(4): 379–403.

Chávez, G., M.A. Quiroga y J. Dresdner (2018). "The Effect of Collective Rights-Based Management on Technical Efficiency: The Case of Chile's Common Sardine and Anchovy Fishery." *Marine Resource Economics* 33(1): 87–112.

Cohen, B., E. Tyler y M. Gunfaus (2017). "Lessons from Co-Impacts Assessment under the Mitigation Action Plans and Scenarios (MAPS) Programme." *Climate Policy* 17(8): 1065–75.

Ferrada, L.M. (2017). "Determinantes y Diferencias Territoriales en Materia de Satisfacción Laboral: El Caso de Chile." *Cepal Review* 123: 137–57.

González, A. (2018). "Fondo de Infraestructura." Documento de Trabajo N°460, Departamento de Economía, Universidad de Chile.

Habegger, W. y M. Thompson (2017). “Asymmetry in Lending-Deposit Rate Spread: Evidence from Chile.” *International Advances in Economic Research* 23(4): 439–40.

Hojman, D. y A. Miranda. “Agency, Human Dignity, and Subjective Well-Being.” *World Development* 101: 1–15.

*Mizala, A. y F. Torche (2017). “Means-Tested School Vouchers and Educational Achievement: Evidence from Chile’s Universal Voucher System.” *Annals of the American Academy of Political and Social Science* 674: 163–83.

Ossa-Moreno, J., N. McIntyre, S. Ali, J. Smart, D. Rivera y U. Lall (2018). “The Hydro-Economics of Mining.” *Ecological Economics* 145: 368–79.

Paredes, V. (2017). “Grading System and Student Effort.” *Education Finance and Policy* 12(1): 107–28.

RESÚMENES DE ARTÍCULOS SELECCIONADOS*

Los textos presentados a continuación son transcripciones literales del original.

Código JEL: E / MACROECONOMÍA Y ECONOMÍA MONETARIA

*Banfi, S., B. Villena y S. Choi (2018). “Sorting On-line and On-time.” Documento de Trabajo N° 336, Centro de Economía Aplicada, Universidad de Chile.

Using proprietary data from a Chilean online job board, we find strong, positive assortative matching at the worker-position level, both along observed dimensions and on unobserved characteristics (OLS Mincer residual wages). We also find that this positive assortative matching is robustly procyclical. Then, we use the generalized deferred-acceptance algorithm to simulate ex post matches to compare our results to the existing empirical literature. Under all considered scenarios of our simulations, positive assortative matching is preserved from the application stage to the realized matches.

Código JEL: F / ECONOMÍA INTERNACIONAL

*Gutierrez, A. y D. Jaimovich (2017). “A New Player in the International Development Community? Chile as an Emerging Donor.” *Development Policy Review* 35(6): 839–58.

In recent years a series of non-traditional donors have gained relevance as providers of Official Development Assistance (ODA). In the present study we analyze the case of Chile, one of these emerging donors. Our estimates indicate that Chile’s ODA was roughly 0.01% of gross domestic product (GDP) in the period from 2006 to 2012. Even though this magnitude was far below that of other emerging donors, Chile has become one of the main regional donors within Latin America. We show that the Chilean approach to international co-operation

has been a mix of emergency aid and technical assistance for social policies, often in response to diplomatic affairs. As such, Chilean ODA has been mainly an instrument of soft power diplomacy.

Código JEL: G / ECONOMÍA FINANCIERA

*Espinosa-Méndez, C., M. Jara-Bertin y C. Maquieira (2018). “The Influence of Family and Pyramidal Ownership on Corporate Diversification in Chile.” *North American Journal of Economics and Finance* 43:158–68.

In this paper we analyse the moderating effects of family nature and pyramidal ownership on the relationship between corporate diversification and performance in Chilean companies. Using a sample of 104 companies listed on the Santiago Stock Exchange between 2005 and 2016, we report a diversification discount. Second, we find that when firms are owned by a family, the relationship between performance and diversification is positive. However, when family ownership is pyramidal, the relationship between performance and diversification becomes negative.

Código JEL: O / DESARROLLO ECONÓMICO, CAMBIO TECNOLÓGICO Y CRECIMIENTO

*Martínez, C., E. Puentes y J. Ruiz-Tagle (2018). “The Effects of Micro-Entrepreneurship Programs on Labor Market Performance: Experimental Evidence from Chile.” *American Economic Journal: Applied Economics* 10(2): 101–24.

We investigate the impact of a program providing asset transfers and business training to low-income individuals in Chile, and asked whether a larger asset transfer would magnify the program’s impact. We randomly assigned participation in a large-scale, publicly run micro-entrepreneurship program and evaluated its effects over 45 months. The program improved business practices, employment and labor income. In the short run, self-employment increased by 14.8/25.2 percentage points for small/large asset transfer. In the long run, individuals assigned to a smaller transfer were 9 percentage points more likely to become wage-workers, whereas those assigned to larger transfers tended to remain self-employed.

Código JEL: Y / NO CLASIFICADOS

*Mizala, A. y F. Torche (2017). “Means-Tested School Vouchers and Educational Achievement: Evidence from Chile’s Universal Voucher System.” *Annals of the American Academy of Political and Social Science* 674: 163–83.

Chile features a universal school choice system, in which a government voucher provides families an opportunity to send students to public or private schools of their choosing. Since its implementation in 1981, the amount of the voucher was



flat without adjustments for family income, creating incentives for schools to enroll students from economically advantaged families. In 2008, a policy change adjusted voucher values by the poverty level of students and the proportion of poor students attending each school. We evaluate the effect of this policy on primary school students' standardized test scores, using time-distributed fixed effects models. We find a positive and significant effect of the means-tested voucher policy on Math and Language achievement. The effect is much larger among private-voucher schools serving poor children, and it increased over the years after the policy change, suggesting that schools require some time to realize the benefits of the policy. Our findings show that moving from a flat to a means-tested voucher improves achievement and equality.

PUBLICACIONES

- Análisis Teórico del Impacto de la Crisis Petrolera. 1980.
- Anuario de Cuentas Nacionales. Publicación anual desde 1997 a 2003. Discontinuada a partir de 2004 y reemplazada por la publicación Cuentas Nacionales de Chile.
- Aplicación de la Ley N° 19.396 sobre Obligación Subordinada. 1996.
- Aspectos Relevantes de la Inversión Extranjera en Chile. Decreto Ley N° 600. 1984.
- Balanza de Pagos de Chile. Publicación anual. Desde la edición 2012 solo en versión digital. Discontinuada a partir del 2014 y reemplazada por la publicación Balanza de Pagos, Posición de Inversión Internacional y Deuda Externa.
- Balanza de Pagos, Posición de Inversión Internacional y Deuda Externa. Publicación anual. Disponible solo en versión digital.
- Balanza de Pagos, Posición de Inversión Internacional y Deuda Externa. Publicación trimestral. Disponible solo en versión digital.
- Banca Central, Análisis y Políticas Económicas. Volúmenes 1 al 25.
- Banco Central de Chile. 1995.
- Banco Central de Chile: Preceptos Constitucionales, Ley Orgánica y Legislación Complementaria. 2000.
- Boletín Estadístico. Publicación bimensual. Disponible solo en versión digital.
- Boletín Mensual. Publicación mensual. Desde la edición de julio del 2013, solo en versión digital. Reemplazado a contar de marzo del 2018 por la publicación Boletín Estadístico.
- Características de los Instrumentos del Mercado Financiero Nacional. Diciembre 2005.
- Catálogo de Monedas Chilenas. 1991.
- Comisión Nacional Encargada de Investigar la Existencia de Distorsiones en el Precio de las Mercaderías Importadas. 1994.
- Comisión Nacional Encargada de Investigar la Existencia de Distorsiones en el Precio de las Mercaderías Importadas. Antecedentes Estadísticos. 1981-2015. 2016. Edición en español y en inglés.
- Constitutional Organic Act of the Central Bank of Chile, Law N° 18.840. 2002.
- Crecimiento Tendencial: Proyección de Mediano Plazo y Análisis de sus Determinantes. Septiembre 2017. Disponible solo en versión digital.
- Cuantificación de los Principales Recursos Minerales de Chile (1985-2000). 2001.
- Cuentas Ambientales: Metodología de Medición de Recursos Forestales en Unidades Físicas 1985-1996. 2001.
- Cuentas Financieras de la Economía Chilena 1986-1990. 1995.
- Cuentas Nacionales de Chile 1960-1983. 1984.
- Cuentas Nacionales de Chile 1974-1985. 1990.
- Cuentas Nacionales de Chile 1985-1992. Síntesis Anticipada. 1993.
- Cuentas Nacionales de Chile 1985-1992. 1994.
- Cuentas Nacionales de Chile. Compilación de Referencia 2013. 2016.
- Cuentas Nacionales de Chile. Métodos y Fuentes de Información. 2017.
- Cuentas Nacionales de Chile. Publicación anual. Desde la edición 2008-2012, solo en versión digital.
- Cuentas Nacionales de Chile. Publicación trimestral. Disponible solo en versión digital.
- Cuentas Nacionales por Sector Institucional. Publicación trimestral. Disponible solo en versión digital.
- Cuentas Nacionales Trimestralizadas: 1980-1983. 1983.
- Chile: Crecimiento con Estabilidad. 1996.
- Deuda Externa de Chile. Publicación anual. Edición bilingüe. Desde la edición 2012, solo en versión digital. Discontinuada a partir del 2014 y reemplazada por la publicación digital anual Balanza de Pagos, Posición de Inversión Internacional y Deuda Externa.
- Disposiciones sobre Conversión de Deuda Externa. 1990.
- Documentos de Política Económica. N°s 1 al 64.
- Documentos de Trabajo. N°s 1 al 816.
- Economía Chilena. Publicación cuatrimestral.
- Economía para Todos. Octubre 2016.
- Economic and Financial Report. Publicación mensual desde 1983 a 2003. Discontinuada a partir de enero de 2004.
- Estatuto de la Inversión Extranjera DL 600. 1993.
- Estudios Económicos Estadísticos. N°s 50 al 124.
- Estudios Monetarios. I al XII. 1996.
- Evolución de Algunos Sectores Exportadores. 1988.
- Evolución de la Economía y Perspectivas. Publicación anual desde 1990 a 1999. Discontinuada a partir del 2000.
- Evolución de las Principales Normas que Regulan el Mercado Financiero Chileno. Periodo: Septiembre 1973-Junio 1980. 1981.
- Evolución de los Embarques de Exportación. 1988.
- General Overview on the Performance of the Chilean Economy: The 1985-1988 Period. 1989.
- Gestión de Pasivos del Banco Central de Chile. 2012. Edición en español. En inglés, disponible solo en versión digital.
- Gestión de Reservas Internacionales del Banco Central de Chile. 2012. Edición en español. En inglés, disponible solo en versión digital.
- Gestión de Sistemas de Pagos de Alto Valor del Banco Central Chile. 2012. Edición en español y en inglés, disponibles solo en versión digital.
- Guía de Estilo en Inglés. 2017.
- Iconografía de Monedas y Billetes Chilenos. Noviembre 2009.
- Indicadores de Comercio Exterior. Publicación mensual hasta diciembre de 2003 y trimestral a partir del 2004. Desde la edición del segundo trimestre del 2013, solo en versión digital.
- Indicadores Económicos y Sociales de Chile 1960-2000. 2001. Edición en español y en inglés.
- Indicadores Económicos y Sociales Regionales 1980-1989. 1991.
- Indicadores Económicos y Sociales Regionales de Chile 1980-2010. 2012. Disponible solo en versión digital.
- Indicadores Macroeconómicos / Indicadores Coyunturales. Publicación trimestral. Edición en español e inglés. Disponible solo en versión digital.
- Índices de Exportación: 1986-1999. 2000.
- Informativo Diario de Operaciones Financieras Nacionales. Edición en español. Desde el 2013, disponible solo en versión digital.
- Informe de Estabilidad Financiera. Publicación semestral. Desde la edición del segundo semestre del 2012, disponible solo en versión digital.
- Informe de Percepciones de Negocios. Publicación semestral hasta mayo del 2014 y trimestral a partir de agosto del 2014. Edición en español. Disponible solo en versión digital.
- Informe de Política Monetaria. Publicación cuatrimestral hasta septiembre del 2009 y trimestral a partir de diciembre del 2009. Desde la edición del tercer trimestre del 2012, disponible solo en versión digital.
- Informe Económico de Chile. Publicación anual desde 1981 a 1984. Discontinuada a partir de 1985.
- Informe Económico y Financiero. Publicación quincenal desde 1981 al 2003. Discontinuada a partir de enero del 2004.
- Informe Mensual de Estadísticas del Mercado Cambiario. Disponible solo en versión digital.
- Informe Mensual de Estadísticas del Mercado de Valores. Disponible solo en versión digital.
- Informe Mensual de Estadísticas Monetarias y Financieras. Disponible solo en versión digital.
- Investigación al Día. Edición trimestral en español. Disponible solo en versión digital.
- Invirtiendo en Chile. 1991.
- La Emisión de Dinero en Chile. Colección de Monedas y Billetes del Banco Central de Chile. Julio 2005.
- La Política Monetaria del Banco Central de Chile en el Marco de Metas de Inflación. 2007. Edición en español y en inglés.
- Legislación Económica Chilena y de Comercio Internacional. 1982.
- Legislación Económica y Financiera. 2006. Disponible solo en versión digital.
- Ley Orgánica Constitucional del Banco Central de Chile. 2016.
- Matriz de Insumo Producto para la Economía Chilena 1986. 1992.
- Matriz de Insumo Producto para la Economía Chilena 1996. 2001.
- Memoria Anual del Banco Central de Chile. Publicación anual. Edición en español. En inglés, disponible solo en versión digital.
- Modelos Macroeconómicos y Proyecciones del Banco Central de Chile. 2003.
- Nueva Familia de Billetes para Chile. 2013. Edición bilingüe español-inglés.
- Pintura Chilena Colección del Banco Central de Chile. Octubre 2004.
- Política Monetaria del Banco Central de Chile: Objetivos y Transmisión. 2000. Edición en español y en inglés.
- Políticas del Banco Central de Chile 1997-2003. 2003.
- Presentation of the Bill on the Constitutional Organic Law of the Central Bank of Chile. 1989.
- Principales Exportaciones y Países de Destino. Publicación anual desde 1980 a 1982. Discontinuada a partir de 1983.
- Proyecto de Ley Orgánica Constitucional del Banco Central de Chile. 1988.
- Publicaciones Académicas. 2010. Edición bilingüe. Discontinuada a partir de agosto del 2004.
- Recopilación de la Legislación Bancaria Chilena. 1980.
- Serie de Comercio Exterior 1970-1981. 1982.
- Serie de Datos Bancarios. Edición mensual. Disponible solo en versión digital.
- Serie de Estudios Económicos. 1 al 49. Publicación redenominada, a partir del número 50, con el nombre de Estudios Económicos Estadísticos.
- Series Monetarias. 1979.
- Síntesis de Normas de Exportación y Otras Disposiciones Legales. 1987.
- Síntesis Estadística de Chile. Publicación anual. Edición en español y en inglés.
- Síntesis Monetaria y Financiera. Publicación anual. Discontinuada a partir del 2012 y reemplazada por las publicaciones digitales Informe Mensual de Estadísticas Monetarias y Financieras, el Informe Mensual de Estadísticas del Mercado Cambiario, y el documento Serie de Datos Bancarios.

Para mayor información respecto de las publicaciones del Banco Central de Chile, contactarse con:

Departamento Publicaciones, Banco Central de Chile, Morandé 115 - Santiago / Fono: 22670 2888.

SERIE DE LIBROS SOBRE BANCA CENTRAL, ANÁLISIS Y POLÍTICAS ECONÓMICAS

La serie publica trabajos inéditos sobre banca central y economía en general, con énfasis en temas y políticas relacionados con la conducción económica de los países en desarrollo.

"Es un deber para los encargados de las políticas, en todas partes, estar abiertos a las lecciones que puedan obtener de sus colegas en otros países, y aceptar que las respuestas que fueron correctas en un momento pueden no serlo bajo nuevas circunstancias. En la búsqueda de respuestas correctas, los análisis y perspectivas contenidos en esta serie serán de gran valor para Chile y para todos los restantes países".

Anne Krueger, Fondo Monetario Internacional.

BANCO CENTRAL DE CHILE

Para ordenar:

www.bcentral.cl/es/faces/bcentral/investigacion/seriesdelibros

bcch@bcentral.cl

Teléfono: (56) 22670 2888

Los precios incluyen costo de transporte y están sujetos a cambio sin aviso previo.

Monetary Policy and Global Spillovers: Mechanisms, Effects, and Policy Measures

Enrique G. Mendoza, Ernesto Pastén, and Diego Saravia, eds.

The Great Recession and the Euro Crisis have forced central banks in developed countries to take extraordinary measures to match the times. One important question, yet not always at the center of the debate, is the "spillover" effects of these measures on emerging markets. This volume fills this gap by putting together a first-rate group of contributors to reflect about the mechanisms and quantification of spillover effects on emerging markets of monetary policy in developed countries. In a world where countries are interconnected as never before and where a new policy paradigm has emerged as a response to recent crises, this volume is an invaluable asset for researchers and policy makers with an interest in emerging countries and the international propagation of crises.

Jean Tirole, Sveriges Riksbank Prize in Economic Sciences in Memory of Alfred Nobel 2014; Scientific Director, Toulouse School of Economics

Tapa dura, 324 pp. Ch\$15.000, US\$40.

Monetary Policy through Asset Markets: Lessons from Unconventional Measures and Implications for an Integrated World

Elías Albagli, Diego Saravia, and Michael Woodford, eds.

The variety of unconventional measures undertaken by central banks during the Great Recession has moved monetary policy into a brave new world. While there is a rough consensus that these measures played a critical role in mitigating the crisis, we still do not have complete understanding of how they worked and how they should be used in the future. This first rate volume edited by Elías Albagli, Diego Saravia and Michael Woodford takes an important step in filling in the gaps in our knowledge. The papers provide exciting new theoretical and empirical work. This volume should be on the shelf of anyone interested in understanding the dramatic transformation of monetary policy.

Mark Gertler, New York University

Tapa dura, 308 pp. Ch\$15.000, US\$40.

25 Años de Autonomía del Banco Central de Chile

Alberto Naudon D. y Luis Álvarez V., eds.

La autonomía del Banco Central es, sin duda, una de las piedras angulares del "milagro económico" chileno de los últimos 30 años. La ausencia de crisis y la inflación baja y estable han facilitado el proceso de inversión y contribuido al aumento de productividad. En este libro, los Presidentes de la institución discuten, cada uno desde su perspectiva personal y desde su propio momento histórico, los desafíos que esta autonomía significó. Este libro es lectura obligatoria para todo aquel interesado en política monetaria y estabilización. Las lecciones son útiles, el tono didáctico y las implicancias iluminadoras.

Sebastián Edwards, Profesor de la cátedra Henry Ford II de Economía Internacional en la Universidad de California, Los Ángeles, Estados Unidos (UCLA).

Tapa dura, 228 pp. Ch\$15.000, US\$40.

INVITACIÓN A ENVIAR ARTÍCULOS Y COMENTARIOS

Se invita a investigadores de otras instituciones a enviar trabajos sobre la economía chilena, en especial en las áreas de macroeconomía, finanzas y desarrollo económico, para ser evaluados y publicados en esta revista. El trabajo deberá estar escrito en inglés o español y enviado a los editores con un máximo de 8.000 palabras, sin contar tablas y cuadros. Debe incluir, además, un resumen en español y en inglés (con una extensión de alrededor de 100 palabras) y el nombre completo, filiación y correo electrónico del autor o coautores. Los trabajos se deben enviar a **rec@bcentral.cl**. También se invita a enviar comentarios sobre artículos publicados en la revista en inglés o español.

SUSCRIPCIÓN

Suscripciones a: Departamento Publicaciones, Banco Central de Chile, Morandé 115, Santiago, Chile. Precios: \$10.000 por año (3 números), \$4.000 por número.

(*) Incluye despacho por vía aérea.

CORRECTOR: DIONISIO VIO U.
DIAGRAMACIÓN: MARU MAZZINI
IMPRESIÓN: A IMPRESORES S.A.

www.bcentral.cl/es/faces/bcentral/investigacion/revistaeconomia/revistas

INVITATION TO SEND ARTICLES AND BOOK REVIEWS

Authors from other institutions are welcome to send their papers about the Chilean economy, especially on macroeconomic, finance, and economic development matters to be evaluated for publication. Papers should be written in English or Spanish and ideally be no longer than 8,000 words and must include a +/-100-word abstract. Works must be attached and e-mailed to **rec@bcentral.cl**, stating author(s)' name, affiliation and e-mail address. Reviews in English or Spanish language of books covering relevant issues are also welcome.

TO SUBSCRIBE

To subscribe: Departamento Publicaciones, Banco Central de Chile, Morandé 115, Santiago, Chile. Prices: USD 50* per year (3 issues), USD 20* per issue.

(*) Includes shipping by air.

PROOF READER: DIONISIO VIO U.
DESIGNER: MARU MAZZINI
PRINTER: A IMPRESORES S.A.

www.bcentral.cl/en/faces/bcentral/investigacion/revistaeconomia/presentacion



BANCO CENTRAL
DE CHILE

ECONOMÍA CHILENA Abril 2018 volumen 21 N.º1

El objetivo de ECONOMÍA CHILENA es ayudar a la divulgación de resultados de investigación sobre la economía chilena o temas de importancia para ella, con significativo contenido empírico y/o de relevancia para la conducción de la política económica. Las áreas de mayor interés incluyen macroeconomía, finanzas y desarrollo económico. La revista se edita en la Gerencia de División de Estudios del Banco Central de Chile y cuenta con un comité editorial independiente. Todos los artículos son revisados por árbitros anónimos. La revista se publica tres veces al año, en los meses de abril, agosto y diciembre.

EDITORES
Álvaro Aguirre (Banco Central de Chile) Gonzalo Castex (Banco Central de Chile) Diego Saravia (Banco Central de Chile)
EDITORES DE NOTAS DE INVESTIGACIÓN
Ernesto Pastén (Banco Central de Chile) Michael Pedersen (Banco Central de Chile) Lucciano Villacorta (Banco Central de Chile)
EDITOR DE PUBLICACIONES
Diego Huerta (Banco Central de Chile)
COMITÉ EDITORIAL
Roberto Chang (Rutgers University) Kevin Cowan (Banco Interamericano de Desarrollo) José De Gregorio (Universidad de Chile) Eduardo Engel (Universidad de Chile) Ricardo Ffrench-Davis (Universidad de Chile) Luis Óscar Herrera (BTG Pactual) Felipe Morandé (Universidad Mayor) Pablo Andrés Neumeyer (Universidad Torcuato Di Tella) Jorge Roldós (Fondo Monetario Internacional) Klaus Schmidt-Hebbel (Pontificia Universidad Católica de Chile) Ernesto Talvi (Centro de Estudios de la Realidad Económica y Social) Rodrigo Valdés (Pontificia Universidad Católica de Chile) Rodrigo Vergara (Centro de Estudios Públicos)
EDITOR ASISTENTE
Roberto Gillmore (Banco Central de Chile)
SUPERVISORA DE EDICIÓN Y PRODUCCIÓN
Consuelo Edwards (Banco Central de Chile)
REPRESENTANTE LEGAL
Alejandro Zurbuchen (Banco Central de Chile)

El contenido de la revista ECONOMÍA CHILENA, así como los análisis y conclusiones que de este se derivan, es de exclusiva responsabilidad de sus autores. Como una revista que realiza aportes en el plano académico, el material presentado en ella no compromete ni representa la opinión del Banco Central de Chile o de sus Consejeros.

ISSN 0717-3830

INVITACIÓN A ENVIAR ARTÍCULOS Y COMENTARIOS	INVITATION TO SEND ARTICLES AND BOOK REVIEWS
Se invita a investigadores de otras instituciones a enviar trabajos sobre la economía chilena, en especial en las áreas de macroeconomía, finanzas y desarrollo económico, para ser evaluados y publicados en esta revista. El trabajo deberá estar escrito en inglés o español y enviado a los editores con un máximo de 8.000 palabras, sin contar tablas y cuadros. Debe incluir, además, un resumen en español y en inglés (con una extensión de alrededor de 100 palabras) y el nombre completo, filiación y correo electrónico del autor o coautores. Los trabajos se deben enviar a rec@bcentral.cl . También se invita a enviar comentarios sobre artículos publicados en la revista en inglés o español.	Authors from other institutions are welcome to send their papers about the Chilean economy, especially on macroeconomic, finance, and economic development matters to be evaluated for publication. Papers should be written in English or Spanish and ideally be no longer than 8,000 words and must include a +/-100-word abstract. Works must be attached and e-mailed to rec@bcentral.cl , stating author(s)´ name, affiliation and e-mail address. Reviews in English or Spanish language of books covering relevant issues are also welcome.
SUSCRIPCIÓN	TO SUBSCRIBE
Suscripciones a: Departamento Publicaciones, Banco Central de Chile, Morandé 115, Santiago, Chile. Precios: \$10.000 por año (3 números), \$4.000 por número.	To subscribe: Departamento Publicaciones, Banco Central de Chile, Morandé 115, Santiago, Chile. Prices: USD 50* per year (3 issues), USD 20* per issue.
(*) Incluye despacho por vía aérea.	(*) Includes shipping by air.

CORRECTOR: DIONISIO VIO U. DIAGRAMACIÓN: MARU MAZZINI IMPRESIÓN: A IMPRESORES S.A. www.bcentral.cl/es/faces/bcentral/investigacion/revistaeconomia/revistas	PROOF READER: DIONISIO VIO U. DESIGNER: MARU MAZZINI PRINTER: A IMPRESORES S.A. www.bcentral.cl/en/faces/bcentral/investigacion/revistaeconomia/presentacion
---	--