

ECONOMÍA CHILENA

Abril 2019 volumen 22 N.º 1

ARTÍCULOS

Computing population weights for the EFH survey

Carlos Madeira

Determinantes de la competencia en la banca chilena

Francisco Cabezón F. / Karina López P.

Multiplicadores fiscales en Chile

Jorge Fornero / Juan Guerra-Salas / Camilo Pérez N.

NOTAS DE INVESTIGACIÓN

Rol de inversionistas institucionales domésticos sobre la volatilidad de tasas soberanas de economías emergentes

Nicolás Álvarez H. / Antonio Fernandois S. / Andrés Sagner T.

Descalce cambiario del sector corporativo no financiero chileno y su efecto en resultados

Jorge Fernández B. / M. Ignacia Valencia B. / Francisco Vásquez L.

REVISIÓN DE LIBROS

El triunfo de la información. La evolución del orden: de los átomos a las economías

César Hidalgo

Carlos A. Medel V.

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)
Sofía Bauducco (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 (Comisión para el Mercado Financiero)
José De Gregorio (Universidad de Chile)
Eduardo Engel (Universidad de Chile)
Ricardo Ffrench-Davis (Universidad de Chile)
Luis Óscar Herrera (BTG Pactual)
Felipe Morandé (Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económico)
Pablo Andrés Neumeyer (Universidad Torcuato Di Tella)
Jorge Roldós (Fondo Monetario Internacional)
Klaus Schmidt-Hebbel (Universidad del Desarrollo)
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

Diego Huerta (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 2019 volumen 22 N.º 1

ÍNDICE

RESÚMENES	2
ABSTRACTS	3
ARTÍCULOS	
Computing population weights for the EFH survey Carlos Madeira	4
Determinantes de la competencia en la banca chilena Francisco Cabezón F. / Karina López P.	28
Multiplicadores fiscales en Chile Jorge Fornero / Juan Guerra-Salas / Camilo Pérez N.	58
NOTAS DE INVESTIGACIÓN	
Rol de inversionistas institucionales domésticos sobre la volatilidad de tasas soberanas de economías emergentes Nicolás Álvarez H. / Antonio Fernandois S. / Andrés Sagner T.	82
Descalce cambiario del sector corporativo no financiero chileno y su efecto en resultados Jorge Fernández B. / M. Ignacia Valencia B. / Francisco Vásquez L.	102
REVISIÓN DE LIBROS	
<i>El triunfo de la información. La evolución del orden: de los átomos a las economías</i> César Hidalgo Carlos A. Medel V.	132
REVISIÓN DE PUBLICACIONES	
Catastro de publicaciones recientes	136
Resúmenes de artículos seleccionados	140



RESÚMENES

COMPUTING POPULATION WEIGHTS FOR THE EFH SURVEY

Carlos Madeira

Este documento muestra el *trade-off* entre sesgo y varianza en la elección de los factores de expansión para la Encuesta Financiera de Hogares de Chile (EFH) utilizando la ola de 2007. Las alternativas se basan en un procedimiento completo de postestratificación que utiliza como estratos diferentes grupos de regiones geográficas chilenas, la riqueza de cada ciudad y el nivel de ingresos de cada hogar. El resultado muestra que los factores de expansión basados en un número pequeño de estratos pueden representar con precisión la edad, la educación y la distribución del ingreso de Chile con poco sesgo y varianza. La mejor alternativa también sirve como base para los pesos poblacionales de las ondas EFH en los años 2008, 2009, 2010 y 2011.

DETERMINANTES DE LA COMPETENCIA EN LA BANCA CHILENA

Francisco Cabezón F. / Karina López P.

En este trabajo estimamos primero la competencia para el periodo 2008-2016, mediante un indicador cuya utilización fundamentamos sobre la base de las características particulares de la banca chilena. Luego, evaluamos los determinantes de la competencia con un set comprehensivo de variables explicativas, en el que incluimos variables específicas de los bancos, variables de estructura del sistema bancario y variables macroeconómicas y financieras. Nuestros resultados más relevantes dan cuenta de un comportamiento pro cíclico de la competencia en la banca chilena, junto con efectos negativos tanto de la concentración de mercado como del riesgo de crédito sobre ella.

MULTIPLICADORES FISCALES EN CHILE

Jorge Fornero / Juan Guerra-Salas / Camilo Pérez N.

En este trabajo se estima el efecto multiplicador del gasto total del gobierno central y tres de sus componentes: consumo de gobierno, transferencias e inversión pública. Encontramos que el multiplicador del gasto total está en torno a 1, el consumo de gobierno y la inversión pública tienen multiplicadores en torno a 2, y las transferencias tienen un multiplicador menor que 1. Estos resultados se obtienen a partir de modelos estructurales de vectores autorregresivos (SVAR). Un análisis del rol de los shocks al gasto público en la fluctuación del PIB sugiere que son contracíclicos a partir de 2009.

ABSTRACTS

COMPUTING POPULATION WEIGHTS FOR THE EFH SURVEY

Carlos Madeira

This paper shows the trade-off between bias and variance in the choice of expansion factors for the Chilean Financial Household Survey (EFH) using the 2007 wave. The alternatives are based on a full post-stratification procedure using as strata different groups of Chilean geographical regions, the wealth of each town, and the income level of each household. I find that expansion factors based on a small number of strata can accurately represent the age, education and income distribution of Chile with little bias and variance involved. The best alternative also served as basis for the population weights of the EFH waves in 2008, 2009, 2010 and 2011.

DETERMINANTS OF COMPETITION AMONG CHILEAN BANKS

In this paper, first we estimate the competition for the 2008-2016 period by using an estimator, the utilization of which we justify on the basis of the specific features of the Chilean banking system. Then, we assess the determinants of competition with a comprehensive set of explanatory variables, including specific bank variables, banking system structure variables, and macroeconomic and financial variables. Our main results indicate a pro-cyclical behavior of competition in the Chilean banking system, along with negative effects on it from both market concentration and credit risk.

FISCAL MULTIPLIERS IN CHILE

Jorge Fornero / Juan Guerra-Salas / Camilo Pérez N.

We estimate the government spending multiplier for aggregate government expenditure and three of its components: government consumption, transfer payments, and public investment. We find that aggregate expenditure has a multiplier close to unity, while government consumption and public investment have multipliers of about 2. The multiplier for transfer payments is less than 1. These results are based on structural vector autoregressive models (SVARs). We also find that from 2009 onwards, shocks to government expenditure are countercyclical.



COMPUTING POPULATION WEIGHTS FOR THE EFH SURVEY*

Carlos Madeira**

I. INTRODUCTION

The Chilean Household Financial Survey (EFH) is a survey about financial assets and debts of Chilean households that has been implemented by the Central Bank of Chile since 2007, in coordination with different survey providers (University of Chile from 2007 to 2009, University Alberto Hurtado from 2010 to 2011, and Ipsos in 2014 and 2017). There are now seven waves of the EFH project, of which four are representative at the national level (2007, 2011, 2014, 2017) and three are representative at the level of the Santiago Metropolitan area (2008, 2009, 2010).

The EFH survey seeks a rigorous estimation of the financial risk incurred by Chilean households. Research applications range include studies of the distribution of households' assets and debt (Central Bank of Chile, 2009), the effects of unemployment cycles on debt risk (Fuenzalida and Ruiz-Tagle, 2009; Madeira, 2014, 2018b), household stress tests (Madeira, 2019b), the exercise of mortgage prepayment or renegotiation options (Madeira and Pérez, 2013), lender repayment priorities (Madeira, 2018a), the motives behind consumer loans (Madeira, 2015), borrowing constraints (Ruiz-Tagle and Vella, 2016), credit default (Alfaro and Gallardo, 2012), the impact of interest rate ceilings (Madeira, 2019a) and changes in real estate prices (Sagner, 2009).

However, in Chile—as in other countries such as Italy, the UK, Spain, Netherlands, and the US—most of the complex financial relationships are concentrated in a small number of upper-income households (Kennickell and Woodburn, 1997; Bover, 2004). The need to cover this small number of households requires the EFH to cover more upper-income households based on a complex sample design. This work examines the challenge of making the EFH sample representative of the 3.85 million Chilean households at the urban national level. I explain briefly how these procedures are built and their importance for data analysis. Finally, I evaluate a set of several “statistical population” methods using the EFH 2007. The method suggested is then applied in a similar way to the EFH 2008, 2009, 2010 and 2011 waves (Central Bank of Chile, 2013). For the more recent EFH waves of 2014 and 2017, a different procedure was applied based on new sample sources (Central Bank of Chile, 2015).

** I would like to express my gratitude to Sandra Quijada, Jaime Ruiz-Tagle, Rodrigo Alfaro, Natalia Gallardo, and Rodrigo Cifuentes for several useful discussions on the EFH survey, in particular to Sandra for her support with the EFH data and procedures. I also thank the editor Gonzalo Castex and an anonymous referee for their contribution in revising this article.*

*** Gerencia de Investigación Financiera, Banco Central de Chile. E-mail: cmadeira@bcentral.cl*

This paper is organized as follows. Section II explains briefly the most general methods of computing expansion factors for survey datasets and how these can be used to obtain representative statistics and regressions. In section III, I consider a set of post-stratification procedures based on three types of household characteristics: i) their regional area of residence, ii) the income distribution of their urban area (or sub-area) of residence, and iii) the household's income stratum at the Chilean national level. This large set of procedures are then estimated using data from the Chilean population survey (Casen) in 2003 and 2006. When applied to the survey, data expansion factors can be used to compute population weights and obtain representative statistics of any variable at the Chilean national level. Section IV shows how these expansion factors when applied to the EFH 2007 sample allow us to obtain accurate statistics for the income distribution and house ownership among Chilean households. I compare several types of expansion factors in terms of how well they reproduce Chilean national statistics from other datasets, such as age and education. The expansion factors that represent both more accurate statistics and less variance are the ones based on simple information, such as the broad regional area of residence and the income placement of the urban area of residence in terms of the Chilean national population. Finally, section V summarizes the conclusions.

II. GENERAL METHODS TO COMPUTE EXPANSION FACTORS AND POPULATION WEIGHTS

1. What are expansion factors?

Each household in a survey represents a different number of statistically equivalent households. Survey researchers call this the statistical representativeness or “expansion factor” of each observation. For example, if the survey directors go to city A and interview one household in every 1,000, then the expansion factor of city A households should be 1,000. The sum of the expansion factors for all observations in the sample dataset should be equivalent to the target population universe of the survey. If for instance the target population includes all the households of Chile, then the sum of the expansion factors for all observations in the dataset should be equivalent to the household population of Chile. If surveys select respondents with unequal probabilities or in a non-random way, then ignoring the expansion factors implies the estimated statistics cannot be understood as representative of the target population (Neyman, 1934). Suppose A and B are cities of equal size, but the interview rate of A households is only 1 in 1,000 while in B it is 1 in 500. There are 30% of unemployed A people and 15% of unemployed B people. Ignoring population weights gives an unemployment rate of 20% ($\frac{1}{3} \times 30\% + \frac{2}{3} \times 15\% = 20\%$). This statistic however is valid only for the set of interviewed people, while for the target population the real statistic is 22.5% ($\frac{1000}{1000+2 \times 500} \times 30\% + \frac{2 \times 500}{1000+2 \times 500} \times 15\% = 22.5\%$). The “target population” universe is often unknown, due to a lack of an exhaustive listing of all Chilean households. Therefore the size of the target population and its characteristics is usually measured by using another dataset, often a census or other population survey with a larger sample and coverage,



thus making it a reliable approximation of the target population. In the case of Chile there is a Chilean Household Census, which is published every 10 years for the entire population of 3.5 million households, and the National Socioeconomic Characterization (Casen) survey, which is implemented every two years with a sample size ranging from 40 to 80 thousand households. The Casen survey has the advantages of measuring more variables than the Census (such as income) and of being implemented more frequently. The Casen survey also has high response rates (90%), which limits errors from sample bias. For these reasons, the Casen datasets were judged to be the most suitable source of information to estimate the statistical representativeness of the EFH.

2. The inverse selection probability method

There are two main classes of methods to compute expansion factors. The first family is known as the inverse selection design probability method (Lohr, 2009). If every observation in the universe is selected with positive probability, this method is an accurate way of making the smaller sample a statistical representation of the target population. Therefore if observation i in the sample was selected with probability p_i , then the expansion factor f_i is:

$$f_i = p_i^{-1}. \quad (1)$$

A standard example of this method is a random sample where all n sample elements are chosen with equal probability from a population of size N and therefore $f_i = N/n$. Some surveys design their samples so as to minimize the estimation variance of a certain statistic (Lavallée and Hidirolou, 1988; Hedlin, 2000; Rivest, 2002; Kadane, 2005; Horgan, 2006; Fabrizi and Trivisano, 2007). It is important to note that the use of the correct expansion factors still results in consistent estimates for statistics of any other variable in the survey (Neyman, 1934; Kish, 1992); this result requires that the sample selection design be based on exogenous variables, which can be invalid in some cases such as choice-based sampling where observations are selected for example according to whether people took a loan or decided to take part of a clinical trial or suffered from a selective disease such as cancer; therefore this raises issues of optimality and efficiency in the estimates of other statistics, but no problems of asymptotic consistency.

The inverse probability method is usually applied when stratified sample probabilities are carefully chosen before the survey and non-response rates are low. For several surveys, however, non-response rates are high and this may lead to ill-defined statistics. Suppose no households in urban area X were interviewed. Then the selection probability of these households post-survey is 0 and that corresponds to a factor of infinity. Sample design probabilities will give too much importance to a few observations and increase substantially the variance of the statistical methods applied to the survey sample (Kish, 1992).

For these reasons researchers often use alternative methods to estimate the expansion factors for a survey dataset (Kish, 1992). The ideal alternatives seek

to approximate the true inverse selection probabilities by taking into account the most important elements of household heterogeneity, while reducing the effects of sample selection variables less relevant for the outcomes (Kish and Frankel, 1974).

3. Post-stratification methods

The second class of methods are post-stratification procedures (Kish and Frankel, 1974; Lohr, 2009): 1) all the observations in both the sample and the target population are classified in several groups (or strata) according to their characteristics (all the strata are represented in both the sample and target population); 2) the expansion factor of each group in the sample is chosen in a way to match exactly the number of people of that group in the target population. Assume the post-stratified method classifies observations into groups $g = 1, \dots, G$ and all groups are represented in both the target population and the survey sample. Then the expansion factor for each observation $i \in g(i)$ is:

$$f_i = N_{g(i)} / n_{g(i)}, \quad (2)$$

where $N_{g(i)}$ is the size of group $g(i)$ in the target population and $n_{g(i)}$ is the size of the group $g(i)$ in the survey sample.

If the groups in the post-stratification method include all the relevant variables that affect the selection probability of the sample units, then this method is equivalent to the inverse selection probability method (Kott, 2006a; Lohr, 2009). A good post-stratification method therefore is a reliable approximation for the sample selection probability. For this reason, the choice of groups and variables for the post-stratification procedure should be driven by an explicit theory of sample selection based on the survey design and non-response (Groves and Couper, 1995).

4. Differences between post-stratification methods

Post-stratification methods are usually classified as: 1) full post-stratification methods (Lohr, 2009); or, 2) incomplete post-stratification methods and generalized calibration raking procedures. Full post-stratification methods work by matching the population of each strata in the survey sample with their totals from other surveys (equation (2)). Partial post-stratification is obtained by multiplying the expansion factors that match different variables. Suppose $g_h = 1, \dots, G_h$ represents the strata membership of observation i in terms of variable h . Then the expansion factors of a partial post-stratification procedure using independent variables $h = 1, \dots, K$ would be:

$$f_i = \prod_{h=1}^K N_{g_h(i)} / n_{g_h(i)}. \quad (3)$$

Full post-stratification requires creating mutually exclusive groups for each combination of all the K variables, i.e., $g^* = (g_1, \dots, g_K)$, and then applying equation 2) as $f_i = N_{g^*(i)} / n_{g^*(i)}$. Partial post-stratification is an easier and simpler approach



than full-post-stratification. However, both methods are only equivalent if all the K variables are independent of each other. If the variables are not independent of each other, then partial post-stratification can create both bias and high variance in the expansion factors (Kozak and Verma, 2006). Therefore full post-stratification is always preferable when feasible.

Generalized raking procedures are a more complex family of post-stratification procedures than the ones described in equation (3). These procedures work by minimizing a distance function of several sample statistics with known statistics of the target population. Such procedures as the Calmar macro are now widely used by national statistics offices in France, Canada, United Kingdom, Italy, Luxembourg, and Spain, among several other countries (Bover, 2004; Crockett, 2008). Calibration methods can be used to create matches with statistics that are known for the whole population, but that are not necessarily specified for each strata in the sample. This is the case because not all surveys collect the same information. For example, Census data elicits only demographic information, while Employment Surveys measure income and occupation information. For this reason, several surveys first create expansion factors using full post-stratification based on Census data and then make partial post-stratification adjustments for other statistics (Deville et al., 1993). In this case, it is important that the first stage of full post-stratification result in expansion factors with a low variance, since the second-stage process of matching more statistics usually increases the variance of the expansion factors even more (Kott, 2006b).

Another problem is how many groups or variables to choose for post-stratification (Wu, 2002; Lohr, 2009). In general, there is a bias versus variance trade-off. Adjusting for more strata can make the expansion factors more volatile and therefore increase the variance of the sample estimators (Kish and Frankel, 1974). For this reason the researcher should choose to match only the most relevant statistics for his survey (Kott, 2006a). Strata should be chosen in a way that individuals inside a group are as homogeneous as possible and new strata should only be added if the individuals belonging to those strata are significantly different from the other strata (Lohr, 2009). Little and Vartivarian (2005) show that if only the relevant variables are included for the post-stratification adjustment, then it is possible to reduce both the bias and the variance of the estimators.

5. Consistency of statistics and regression models

Mean statistics of any variable x can be obtained with standardized expansion factors or population weights $w_i = (f_i / \sum_j f_j)$ (Lohr, 2009): $\text{mean}(x) = \sum_i x_i (f_i / \sum_j f_j)$, with f_i denoting the expansion factor of each observation i and $\sum_j f_j$ being the sum of the expansion factors for the whole sample (which should be equivalent to the total represented population). Also, sample mean statistics of x can be computed for a subgroup G of individuals: $\text{mean}(x_G) = \sum_{i \in G} x_i (f_i / \sum_{j \in G} f_j)$. Quantile statistics and other continuous statistics can also be computed in a similar way for the whole population of individuals or any sub-group by using the population weights w_i of each observation i .

Standard-errors and t -statistics for estimators using expansion factors are often difficult to derive or involve long expressions (Kott, 2006a; Lohr, 2009). However, if bootstrap is a method that is valid for the specified econometric estimator, then bootstrap is also guaranteed to work with expansion factors (Funaoka et al., 2006). Therefore bootstrap is a safe option for the researcher in most applications (Rao and Wu, 1988). The researcher, however, can account for model and sample uncertainty of the expansion factors when estimating his/her model. This is easily achieved by replicating different expansion factors for each bootstrap sample and obtaining model estimates for each bootstrap draw of the expansion factors (Brownstone and Chu, 1994; Brownstone, 1997).

Unbiasedness of the weighted estimates of a model is not feasible, since weighted estimators involve a multiple of two random variables (the random observations and the weights). However, weighted estimates are approximately unbiased, presenting a bias of order N^{-1} , negligible in large samples (Lohr, 2009). It is possible to estimate regression models without expansion factors and get consistent estimates of the coefficients. However, this result is only valid if the sample selection design is ignorable (exogenous to both the covariates and the unobservable error term). Also, several statistical studies (Nathan and Smith, 1989; Kott, 1991; Särndal et al., 1992) show that weighted estimates are more robust to model misspecification, omitted variable problems and heteroskedasticity. Sample selection design makes nonlinear estimators such as Maximum Likelihood models inefficient. Therefore Maximum Likelihood model variances should be obtained using the Huber-White robust variance matrix.

Even if the regression model is taken to be the real world model, the researcher will only be getting valid estimates for $E(Y|X)$. If the researcher wants to obtain inferences for the whole population, then expansion factors are needed to get valid estimates of $Pr(X)$ and therefore estimate $E(Y) = \int E(Y|X)Pr(X) \partial X$. This requirement of expansion factors is a big concern for welfare analysis.

III. COMPUTING EXPANSION FACTORS FOR THE EFH SAMPLE

1. Classification of urban areas according to population wealth

In order to select a bigger sample of wealthier households, the EFH 2007 survey used two distinct samples (*Centro de Microdatos*, 2008): 1) a sample of 691 households of high income whose addresses were given by the Chilean equivalent of the Income Revenue Service authority (SII); 2) a sample of 3,330 households selected from several urban areas classified in the Chilean Census of Population and Homes, which has a stronger sampling of high-income urban areas. This selection process is similar to the ones implemented in the Survey of Consumer Finances of the US (Kennickell and Woodburn, 1997) and Spain's Family Finance Survey (Bover, 2004).

The 691 households of the SII sample were selected with basis on their reported 2006 taxable income. The distribution of the SII sample was implemented with a



stratification based on the first nine deciles and the top 10 percentiles of taxable income. For the SII sample, the survey provider *Microdatos* built expansion factors by using partial post-stratification in relation to two variables, regions (classified into four groups denoted as “Zones”) and three wealth strata (deciles 1 to 5, 6 to 8, and 9 to 10).

The 3,330 Census households were selected from a sample with a high representation of rich urban areas. Urban areas in Chile are classified as counties (known by their Spanish term, “comunas”) and smaller sub-areas inside each county are the segments, or “segmentos”. The largest counties in Chile were immediately chosen as part of the population from which the EFH household addresses were to be sampled. Then a large set of smaller counties were randomly sampled to be representative of the rest of Chile. The random sampling of smaller counties was necessary, because with a 4,000-household sample it is not possible for the EFH survey to efficiently cover all the 346 counties in Chile. Using 3,764 segments of the Casen 2003, *Microdatos* classified each segment into three wealth types¹: 1) areas having at least 75% of households of deciles 9 and 10 are classified as type 3; areas are classified as type 2 if at least 75% of their households are of deciles 6 and above; and the remaining areas are classified as type 1. By choosing a higher number of urban areas from types 2 and 3, the EFH was able to over-sample higher-income households. In the final sample of households interviewed by the EFH there are 694 segments: 259 of type 3, 194 of type 2, 225 of type 1, and 16 new segments with no wealth classification. The 16 segments without a wealth classification represent new urban areas created after 2003. After selecting the counties and segments, a given number of households was selected in each segment. The sampling probability of each household i in segment j of county m can be summarized as the multiple of the probability of the county selection ($f_{1,m(i)}$), segment selection ($f_{2,j(i)}$), and the selection of the household in its segment ($f_{3,i}$): $f_{total,i} = f_{1,m(i)}f_{2,j(i)}f_{3,i}$ ².

The sample design expansion factors were then adjusted for sample non-response across different segments. Finally, the SII and Census samples were jointly combined by multiplying the expansion factors with their respective sample proportions for each wealth strata (types 1,2,3). I will now show that substantial improvements can be made in relation to these expansion factors

1 The Casen 2003 was only used to randomly select segments and counties. There was no sampling of the households interviewed in the Casen 2003 survey, therefore it is not possible to link households across both samples.

2 In the Final Report of *Microdatos* (2008) these probabilities are explained in greater detail. Let $h(m)$ be the wealth type of each county. Let $M(k)$, $M(m)$, and $M(j)$ be the number of households of each region k , county m , and segment j , respectively. Let $M(h)$ be the total number of households of type $h = 1; 2; 3$ collected by the EFH survey. $c(h,k)$ denotes the number of towns of type $h=1,2,3$ selected in each region k . The number $n(j,m)$ denotes the number of urban areas inside county m selected for the survey. Finally, $g(i,j)$ denotes the number of households that will be selected for survey inside each urban area j . Note that that some counties are auto-selected (meaning selected with 100% probability), while other counties are randomly sampled among a set of other similar towns. Among the randomly sampled towns in each region, each town m of type $h=1,2,3$ is selected with probability $f_{1,m}=c(h(m),k)M(m)/M(k(m))$. Then segments inside each county are selected with probability $f_{2,j} = n(j,m(j))/M(j)/M(m(j))$. Finally, each household i in segment j is selected with probability $f_{3,i} = g(i,j(i))/M(j(i))$.

by using post-stratification procedures. The reason is that segments in Chile have very heterogeneous population levels; therefore in the final survey sample there were many households with similar characteristics but with very different expansion factors due to their residence in different segments, which increases the variance of any estimator using inverse probability expansion factors (Kish, 1992). Also, since the population of smaller areas such as segments could have a larger measurement error than the estimates for bigger areas such as counties, this implies that expansion factors based on segments may have substantial measurement errors. Considerations of excessive variance and measurement error thus imply that an inverse selection probability expansion factor is unlikely to be optimal for the EFH survey.

2. Linking the Casen and EFH households in different types

To make the EFH representative of Chile we must classify all its households in a similar set of strata as other larger surveys of Chile. The Casen is the most ideal data to build expansion factors for the EFH, since they were used in its sample design and have the same measures of household income. However, these surveys represent the distribution of urban households of Chile in the past. For this reason I update the expansion factors of these surveys to reflect demographic growth between those years and the EFH sample years. Therefore I used the national percentiles of the income distribution of the urban Casen 2006 data and then I updated each percentile for the nominal income growth of each decile between 2006 and 2007 using the Supplementary Income Survey (ESI), which covers over 30 thousand households in the fourth quarter of each year. The EFH households were then classified according to this updated measure of the income percentiles in 2007. The Casen surveys include fewer counties than the total of 346 counties of Chile, so I take into account the non-represented counties by assigning their population to the counties of the same region in the same proportion as their population size. Then I compute the ratio of population of each county in the Casen surveys with their projected population by the Chilean National Statistics Institute (INE) for the EFH sample years, ratio $INE-Casen(i) = \text{population INE}(i)/\text{population Casen}(i)$.

Since the EFH does not include all the urban areas of the Casen, we must consider that each urban area is representative of a wider population than just itself, including assigning all the non-represented urban areas (counties and segments) in the Casen survey to areas of similar income represented in the EFH, according to their income type (1, 2, 3). For the 16 segments of the EFH not present in the Casen 2003, I use their own sample observations to assign them a type 3, 2, or 1, classification. The expansion factor for these 16 segments will be the same one as for the segments of the same type in the same county. Let $i = 1, \dots, K$ denote each population group (denoted by segment number and the household strata). Then I obtain a list of all the common groups in the EFH and Casen. The population of each group i represented in the EFH is updated as:



$$population(i)^* = population(i) + \frac{population(i)}{\sum_{k=1, k \in S, k \in G(i)}^K population(k)} \times \sum_{k=1, k \neq S, k \in G(i)}^K population(k), (4)$$

where S is the set of groups in the survey. $G(i)$ is the set of groups in the same region with the same type of segment (i.e., 12,3) and household strata (i.e., 1,2,3) as group i . Intuitively, expression (4) implies that the final value of each strata's population, $population(i)^*$, represents its direct population value ($population(i)$) plus a component of how much the strata represents the proportion of other strata in the population which did not enter the survey sample.

3. Creating new expansion factors

Since it is not obvious how many strata to use in the EFH, I created a set of different expansion factors and tested which ones made a better fit to the income distribution of Chile. The set of expansion factors is detailed as follows. Each expansion factor is labelled with four digits, $expr^{****}$. Appendix A summarizes the content and modeling options that were applied to construct each alternative expansion factor.

The first digit classifies the “smoothness” of the factor estimates: it has value 0 if the expansion factor uses the true strata population or 1 for a “smoothed” estimate. The “smoothed” expansion factors $expr1^{***}$ are obtained by using the mean predicted values of a regression of $expr0^{***}$. I tried two regression options. The first one was a kernel regression³ using the median and interquartile range for the household total income of the county and segment of each observation. The second option was a linear regression using the mean years of education, mean number of persons per household, and the 25%, 50% and 75% household income quantiles of their county and segment. Both options yielded similar results, therefore only the second option is reported.

The second digit indicates the level of aggregation of the geographical areas of residence: 6 or “Zones 2” differentiates for two aggregate groups of Chilean regions (*Metropolitan Region* and *Other Regions of Chile*); 5 or “Zone” differentiates for four groups of Chilean regions (*Northern Region* includes Chilean regions 1 to 4 and 15, *Central Region* includes regions 5 to 8, *Southern Region* includes regions 9 to 12 and 14, and *Metropolitan Region* includes region 13); 4 or *Region* differentiates for the 15 Chilean regions; 3 or “Provincia” differentiates for each province of Chile; 2 or “County” differentiates for each county of Chile; and, finally, 1 or “Segment” differentiates for each segment of Chile.

The third digit indicates whether the strata consider different types of counties and segments: 0 does not differentiate for counties and segments of different

³ Here I apply the Nadaraya-Watson kernel smoothing method, using a Epanechnikov density function and Silverman's rule of thumb bandwidth (Manski, 1990). Da Silva and Opsomer (2009) applied a similar method to compute alternative expansion factors for the National Health and Nutrition Examination Survey dataset, finding it to be effective in reducing the bias and variance of non-response adjustments to the expansion factors.

wealth types; 1 differentiates for the three different types of segment wealth; 2 differentiates for the three different types of counties; and 3 - differentiates for the 9 different types of wealth of both the county (3 types) and segment (3 types) of residence of the household.

Finally, the fourth digit indicates strata of household income: 0 indicates no differentiation across households in the same area; 1 classifies households according to three income brackets measured by their percentile at the national level (1 to 50, 51-80, 81-100); and 2 classifies households into 18 types according to the national income percentiles (1-35, 36-50, 51-60, 61-68, 69-75, 76-80, 81-85, 86-88, 89-90, 91-92, 93-94, 95, 96, 97, 98, 99, 99.5, and 100).

This classification method results in a “phonebook list” of expansion factors. So for instance, an expansion factor based only on segments would be expr0100 , while an expansion factor based on counties and types of segments would be expr0210 . A factor based on aggregate zones and types of counties and segments would be expr0530 . The expansion factor expr0100 is equivalent to the inverse probability of selection of the unit (IPSU), since it uses the information on the population of all the urban sampling units in the EFH and how they were selected from the Casen urban areas.

The SII sample is highly biased towards high-income households and requires therefore a different statistical treatment from the rest of the sample. Due to the small sample size I decided to use a stratification based on only two aggregate regions (“Zones 2”: Metropolitan Region, Other Regions of Chile), but with several income strata (national income percentiles 1-35, 36-50, 51-60, 61-68, 69-75, 76-80, 81-85, 86-88, 89-90, 91-92, 93-94, 95, 96, 97, 98, 99, 99.5, and 100).

The Census and SII samples were then combined in the EFH 2007 to form a joint sample of 4,021 households; therefore, the final expansion factor reflects the proportion each sample has on the dataset:

$$\text{factor}_h(k)^* = \text{factor}_h(k) n_h(k)/n(k), \quad (5)$$

where $h \in (\text{SII}, \text{CENSUS})$ denotes the sample origin of the observation and $k \in (\text{Metropolitan Region}, \text{Other Regions})$ denotes the geographical area of the observation. $n_h(k)$ represents the number of households that sample h has in area k , while $n(k) = n_{\text{SII}}(k) + n_{\text{CENSUS}}(k)$ denotes the total number of households in the EFH present in area k ⁴.

⁴ This adjustment is necessary in order that the average household of both samples represents the same number of Chilean households. The adjustment requires different proportions for the Metropolitan Region and the Other Regions in order to keep the representativity both at the national level and at the level of the Metropolitan Region. This is important, because the EFH waves in 2008 and 2009 were only implemented in the Metropolitan Region. Therefore this adjustment allows for comparability across different EFH waves.



IV. EVALUATING THE EXPANSION FACTORS

Centro de Microdatos provided a set of provisory expansion factors for the EFH survey when information from the Casen 2003 and 2006 were not yet publicly available. It is important to note that the provisory *Microdatos* procedure suffers from three biases. One, in the Census sample it is not taken into account that the richest counties in Chile were chosen to be part of the EFH and therefore that the Chile outside the EFH sample design is poorer than the one that included all. Second, the SII sample is based on only three wealth strata, when the sample selected was highly based on individuals of the highest income percentiles in Chile. Third, it uses partial post-stratification on both the Census and SII samples, so it does not take into account that strata are not independent and that counties are correlated with income. One can easily perceive that all these flaws create a bias in the *Microdatos* sample towards over-counting the number of wealthy households in Chile. These provisory weights create highly biased estimates of the education and income distribution in Chile, with a mean absolute bias for income of 28.3%.

To evaluate the performance of the expansion factors and their variance/dispersion, 2 shows the minimum, maximum, mean, and standard-deviation of each expansion factor option. I also compute their correlation coefficient in relation to the factor `expr0602`. The factor `expr0602` is the one that takes into account the largest heterogeneity in income strata; therefore, the correlation coefficient gives a rough measure of whether the dispersion in each expansion factor is significant for explaining household income.

Table 2 shows that indeed expansion factors based on segments, counties, and even provinces, have a substantial variance, with factors based on segments implying that some households have a statistical representation for just 10 or 15 households, while others represent 15 or 20 thousand. Choosing expansion factors based on segments and counties results in standard-deviations larger than the mean. Creating expansion factors based on aggregate regions of types 5 and 6 instead of segments successfully reduces this standard deviation from above 1,300 to less than 900 and reduces the minimum-maximum range from 15-15,000 to around 50-5,000. However, perhaps the biggest problem for the factor types based on segments, counties and provinces is that their correlation with the income strata population (given by `expr0602`) is low. By using aggregate regions (such as type 5 or 6) instead of segments one can increase the correlation with the income strata from 40% to above 60%.

To compare how well each expansion factor estimates Chile's income distribution, I compute the average absolute deviations from the estimates of the income distribution of each factor type in relation to the income distribution obtained with factor `0602`:

$$absolute\ deviation_b(\text{expr}^{****}) = \frac{1}{K(b)} \sum_{s=1}^{K(b)} |\log(\text{stat}_{\text{expr}^{****}}(s)) - \log(\text{stat}_{0602}(s))| \quad (6)$$

where $b \in (\text{percentiles}, \text{deciles}, \text{quintiles})$, $\text{stat}(i) \in (\text{percentile}, \text{decile}, \text{quintile})$ and $K(b) \in (99, 9, 4)$. The top percentile is excluded from the mean absolute deviation statistic, because income is potentially unbounded for the top percentile. Appendix B shows the mean values of absolute $\text{deviation}_b(\text{expr}^{****})$. Again, it is quite clear that expansion factors based on more aggregate areas (such as 0431, 531, and 0631) are more efficient in estimating the income distribution of Chile. Therefore, the new work improves income estimates and reduces factor variances by accounting for both household type (1,2,3) and segment type (1,2,3). Overall, the expansion factor 0531 shows a good balance between reducing factor variance and providing a good fit of the income distribution of Chile.

1. Monte Carlo performance of the expansion factors

To confirm that the results of appendix B are not the outcome of a lucky one-time draw, I make a Monte Carlo experiment by creating 2,500 bootstrap samples of 3,301 households from the Casen 2003, using the same segments as the EFH. Then I apply the alternative expansion factors, obtaining statistics for the absolute deviations of the percentiles and deciles of each factor in relation to the national urban Casen 2003 income distribution. This exercise does not depend on counterfactual estimations of the income distribution, since the original population is known and fixed.

Table C1 with the sample statistics of the Monte Carlo exercise shows that the mean bias of the provisional CMD weights is large, being around 10.8%, and the worst bias among the available options. Again, expansion factors based on aggregate regions (such as types 5 and 6) work fairly well. In particular, the option $\text{expr}0531$ appears to be quite robust across all Monte Carlo samples and it is also one of the alternatives with lowest estimated standard-error among all the 2500 Monte Carlo samples. I also show the dispersion statistics of the performance of each factor type in tables C2 and C3. The expansion factor $\text{expr}0531$ performs quite well and its top percentile of mean absolute error is still quite below the lowest percentile of mean absolute error for the provisional CMD factors. Therefore, even in the worst 1% scenario, the expansion factor $\text{expr}0531$ would still estimate the income percentiles of Chile with a mean absolute error of only 5.2%. Additional results for exercises based on quintiles of the income distribution are available in the original working paper version of this article (Madeira, 2011).

2. Demographic representation of the EFH

Finally, in table D1, I compare education, age and unemployment statistics of the EFH 2007, using both the provisional expansion factors (CMD) and the new alternative (0531), with those from the Casen 2009 survey and the official National Employment Survey (ENE). The provisional expansion factors based on partial post-stratification underestimate the unemployment rate at the national level and capital region of Santiago, while overestimating the number of people with a post-graduate degree at the national level by 40% and the number of people with college degrees by 17%. For the age distribution the differences between alternatives are smaller, since age across different urban counties does not differ much.



In summary, the new full post-stratification expansion factors (as represented by the alternative 0531) are effective in portraying age, education and unemployment (table 4), the income distribution (appendix B), and reduce the error and variance of statistical estimates in the Monte Carlo exercise (tables C1, C2 and C3).

3. Results for the EFH waves of 2008, 2009, 2010 and 2011/12

This sub-section shows some results of how the alternative expansion factors 0531 worked for the other EFH waves after 2007. The EFH 2007 wave had 4,021 households, of which 82% came from a geographical classification of the urban areas of the Census/Casen 2003 and 18% came from the SII tax records concentrated on the top 10 income percentiles. Due to breaks in the format of the sample sources, the EFH survey changed survey sampling afterwards. In 2008 and 2009 the survey sample was a subset of the households interviewed for the Greater Santiago Employment and Unemployment Survey (EOD) of the University of Chile, with households being classified in terms of three income strata (percentiles 1-50, 51-80, 81-100) and 8 types of counties. In 2010 the sample was from the Chilean SII's list of residential properties. The waves of 2008, 2009 and 2010 were implemented only in the Metropolitan Region and interviewed a final sample of 1,150, 1,190 and 2,037 households each year, respectively. The EFH 2011-12 was again implemented at the national level with 4,059 households, with the sample based on a more detailed characterization of the SII's list of home properties. For the EFH 2011 sample, counties and urban blocks inside each county were classified in different types according to their percentile of median home value, with 3 types of county (percentiles 1-50, 51-80, 81-100) and 7 types of urban blocks (percentiles 1-30, 31-50, 51-80, 81-90, 91-94, 95-98, 99-100). This SII home list of properties includes a total of around 4.25 million residential homes divided across 95,000 urban blocks at the national level, providing a very good coverage of households. Eighty counties and 725 blocks were selected at the national level, with both an original sample and five replacement samples in reserve in case of unit non-response. These EFH waves had a panel sample component of 1,792 households between 2007 and 2011-12 and of 947 households between 2008 and 2009.

For all these EFH waves (2007, 2008, 2009, 2010 and 2011-12) I applied a full post-stratified version of the expansion factor 0531, modifying it to include as additional strata more income types (percentiles 1-30, 31-50, 51-65, 66-80, 81-90, 91-94, 95-98, 99-100), the homeownership status (0 or 1 if owner of the household home) and the mortgage status (0 or 1 if still paying for the main home with a mortgage loan) of the households. Each year the expansion factors were estimated based on weighted averages of the Casen waves of 2006, 2009 and 2011, which comprise over 50,000 households per wave. Furthermore, changes to the values of the population of each county were applied based on the estimates of the Chilean National Statistics Institute (INE) and the national income percentiles were updated based on the nominal income growth per decile available from consecutive waves of the National Income and Employment Survey (ESI, which covers over 30,000 households during the fourth quarter of each year).

Table D2 summarizes the results of the full post-stratified expansion factors method based on the strata for four regional areas, county and block type, household income percentile strata, plus main home ownership and mortgage status. The results show that all the EFH waves have a similar dispersion for their expansion factors, with a minimum and maximum values that are within a ratio of 10 times the median value. Finally, in table D3, I show that using these expansion factors on every EFH wave achieves an appropriate evolution for the different percentiles of household income, unemployment, mortgage and financial asset ownership for the period from 2007 until 2011. Therefore, the chosen expansion factors adequately achieve the goal of showing comparable survey statistics for all the EFH waves.

V. CONCLUSION

This work estimates the expansion factors for the EFH survey, using several full post-stratification options based on the geographical area and the income category of each household. Based on the 2007 wave, a Monte Carlo exercise shows that factors based on aggregate regions of Chile have less bias and variance than those with higher geographic detail such as counties or segments. Since the option 0531 appears to have lower bias and standard-error in a Monte Carlo exercise with 2,500 Monte Carlo simulations, this expansion factor was included in the official EFH 2007 dataset. Furthermore, this expansion factor option was also the basis for the EFH survey waves of 2008, 2009, 2010 and 2011-12.



REFERENCES

- Alfaro, R. and N. Gallardo (2012). “The Determinants of Household Debt Default.” *Revista de Analisis Económico - Economic Analysis Review* 27(1): 55–70.
- Bover, O. (2004). “The Spanish Survey of Household Finances (EFF): Description and Methods of the 2002 Wave.” Occasional Paper No. 0409, Banco de España.
- Brownstone, D. and X. Chu (1994). “Multiply-Imputed Sampling Weights for Consistent Inference with Panel Attrition.” Transportation Center Working Paper 590, University of California, Irvine.
- Brownstone, D. (1997). “Multiple imputation methodology for missing data, non-random response and panel attrition.” Institute of Transportation Studies Working Paper 97-4, University California Irvine.
- Central Bank of Chile (2009). *Encuesta Financiera de Hogares: Metodología y Principales Resultados EFH 2007*.
- Central Bank of Chile (2013). *Encuesta Financiera de Hogares: Metodología y Principales Resultados EFH 2011-12*.
- Central Bank of Chile (2015). *Encuesta Financiera de Hogares 2014: Principales Resultados*. Central Bank of Chile.
- Centro de Microdatos (2008). *Informe Final Encuesta Financiera de Hogares*. Universidad de Chile.
- Crockett, A. (2008). “Weighting the Social Surveys.” Economic and Social Data Service (ESDS) Government, UK.
- Da Silva, D. and J. Opsomer (2009). “Nonparametric Propensity Weighting for Survey Nonresponse through Local Polynomial Regression.” *Survey Methodology* 35(2): 165–76.
- Deville, J.C., C.E. Sarndal and O. Sautory (1993). “Generalized Raking Procedures in Survey Sampling.” *Journal of the American Statistical Association* 88(423): 1013–20.
- Fabrizi, E. and C. Trivisano (2007). “Efficient Stratification Based on Nonparametric Regression Methods.” *Journal of Official Statistics* 23: 35–50.
- Fuenzalida, M. and J. Ruiz-Tagle (2009). “Riesgo Financiero de los Hogares.” *Economía Chilena* 12(2): 35–53.
- Funaoka, F., H. Saigo, R. Sitter, and T. Toida (2006). “Bernoulli Bootstrap for Stratified Multistage Sampling.” *Survey Methodology* 32(2): 151–6.

- Groves, R. and M. Couper (1995). "Theoretical Motivation for Post-Survey Non-Response Adjustment in Household Surveys." *Journal of Official Statistics* 11(1): 93–106.
- Hedlin, D. (2000). "A Procedure for Stratification by an Extended Ekman Rule." *Journal of Official Statistics* 16(1): 15-29.
- Horgan, J. (2006). "Stratification of Skewed Populations: A Review." *International Statistical Review* 74: 67–76.
- Kadane, J. (2005). "Optimal Dynamic Sample Allocation Among Strata." *Journal of Official Statistics* 21: 531–41.
- Kennickell, A. and R. Woodburn (1997). "Consistent Weight Design for the 1989, 1992 and 1995 SCFs, and the Distribution of Wealth." Mimeo, Federal Reserve Board.
- Kish, L. and M. Frankel (1974). "Inference from Complex Samples." *Journal of the Royal Statistical Society Series B (Methodological)* 36(1): 1–37.
- Kish, L. (1992). "Weighting for Unequal Pi." *Journal of Official Statistics* 8: 183–200.
- Kott, P. (1991): "A Model-Based Look at Linear Regression with Survey Data." *The American Statistician* 45: 107–112.
- Kott, P. (2006a). "Sample Survey Theory and Methods: A Correspondence Course." Mimeo, National Agricultural Statistics Service (USDA).
- Kott, P. (2006b). "Using Calibration Weighting to Adjust for Nonresponse and Coverage Errors." *Survey Methodology* 32(2): 133–42.
- Kozak, M. and M. Verma (2006). "Geometric Versus Optimization Approach to Stratification: A Comparison of Efficiency." *Survey Methodology*, 32 (2), 157-163.
- Lavallée, P. and M.A. Hidiroglou (1988). "On the Stratification of Skewed Populations." *Survey Methodology* 14: 33–43.
- Little, R. and S. Vartivarian (2005). "Does Weighting for Nonresponse Increase the Variance of Survey Means?" *Survey Methodology* 31(2): 161–8.
- Lohr, S. (2009). "Sampling: Design and analysis." Pacific Grove, CA: Duxbury Press.
- Madeira, C. (2011). "Computing Population Weights for the EFH Survey." Working Paper No. 632, Central Bank of Chile.
- Madeira, C. and V. Pérez (2013). "Gestión Hipotecaria de las Familias Chilenas." *Economía Chilena* 16(2): 122–33.
- 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. (2015). “Motivaciones del Endeudamiento en las Familias Chilenas.” *Economía Chilena* 18(1): 90–106.
- Madeira, C. (2018a). “Priorización de Pago de Deudas de Consumo en Chile: El Caso de Bancos y Casas Comerciales.” *Economía Chilena* 21(1): 118–32.
- Madeira, C. (2018b). “Explaining the Cyclical Volatility of Consumer Debt Risk Using a Heterogeneous Agents Model: The Case of Chile.” *Journal of Financial Stability* 39: 209–20.
- Madeira, C. (2019a). “The Impact of Interest Rate Ceilings on Households’ Credit Access: Evidence from a 2013 Chilean Legislation.” Mimeo, Central Bank of Chile.
- Madeira, C. (2019b). “Household Stress Testing Using Micro Data: Evidence from Chile.” Mimeo, Central Bank of Chile.
- Manski, C. (1990). “Nonparametric Bounds on Treatment Effects.” *American Economic Review Papers and Proceedings* 80(2): 319–23.
- Nathan, G. and T. Smith (1989). “The Effect of Selection in Regression Analysis.” In *Analysis of Complex Surveys*. John Wiley & Sons.
- Neyman, J. (1934). “On the Two Different Aspects of the Representative Method: The Method of Stratified Sampling and the Method of Purposive Selection.” *Journal of the Royal Statistical Society* 97: 558–606.
- Rao, J. and C. Wu (1988). “Resampling Inference with Complex Survey Data.” *Journal of the American Statistical Association* 83: 231–41.
- Rao, J. (2005). “Interplay between Sample Survey Theory and Practice: An Appraisal.” *Survey Methodology* 31(2): 117–38.
- Rivest, L. (2002). “A Generalization of the Lavallée-Hidiroglou Algorithm for Stratification in Business Surveys.” *Survey Methodology* 28: 191–8.
- Ruiz-Tagle, J. and F. Vella (2016). “Borrowing Constraints and Credit Demand in a Developing Economy.” *Journal of Applied Econometrics* 31(5): 865–91.
- Sagner, A. (2009). “Determinantes del Precio de Viviendas en Chile.” Working Paper No. 549, Central Bank of Chile.
- Särndal, C., B. Swensson, and J. Wretman (1992). *Model Assisted Survey Sampling*. Springer-Verlag.
- Wu, C. (2002). “Optimal calibration estimators in survey sampling.” *Statistics Canada International Symposium Series: Proceedings*, Statistics Canada.

APPENDIX A

EXPRESSING EXPANSION FACTORS CATEGORIES IN FOUR DIGITS, $expr^{****}$

1st digit: Smoothness indicator

Options: 0, unsmoothed population value; 1, Kernel smoothed population based on the mean years of education, household size and quantiles (25, 50, 75) of household income for each county and segment.

2nd digit: Regional strata

Options: 1, Segments; 2, Counties; 3, Provinces; 4, Regions; 5, Zones (North, Central, South, and Metropolitan Region); 6, Metropolitan Region and Other Regions of Chile.

3rd digit: County and urban area strata

Options: 0, does not differentiate types of county and segment; 1-3 types of segment according to household income; 2-3 types of county according to household income; 3-9 types of urban areas according to the type of segment (3 types); and the type of county (3 types) of the residential area.

4th digit: Household income strata

Options: 0, no differentiation for household income type; 1, households of three income types according to national level percentile (1 to 50, 51-80, 81-100); 2, households of 18 types according to the national income percentiles (1-35, 36-50, 51-60, 61-68, 69-75, 76-80, 81-85, 86-88, 89-90, 91-92, 93-94, 95, 96, 97, 98, 99, 99.5, and 100).



APPENDIX B

DISPERSION OF THE EXPANSION FACTORS AND CORRELATION WITH INCOME STRATA

Factor	Mean	Standard deviation	Min.	Max.	Correlation w/ 0602 (%)	Correlation w/ IPSU (%)	Absolute deviation of the income distribution relative to 0602 (%)		
							Percentiles	Deciles	Quintiles
602	968	619	70	2,216	100.0	43.2	0.0	0.0	0.0
CMD	982	1315	17	22,054	23.6	46.8	28.3	27.2	26.5
0100/ IPSU	957	1,251	14	15,316	43.2	100.0	9.1	7.9	8.2
200	957	952	27	5,337	41.7	69.6	22.3	21.5	21.4
201	957	1,068	22	8,137	56.3	71.0	3.5	1.4	1.1
1200	957	776	13	5,337	50.2	57.9	23.6	22.4	22.2
1201	957	776	13	5,337	50.2	57.9	23.6	22.4	22.2
210	957	1,208	26	8,279	46.4	87.2	6.7	5.5	5.7
211	957	1,313	10	10,000	47.0	78.4	4.0	2.3	1.7
310	957	999	27	7,358	54.2	76.5	7.9	7.0	7.3
311	957	1,078	10	9,145	57.0	69.9	4.2	2.8	2.3
410	957	901	27	5,337	59.9	73.6	8.4	7.6	7.9
411	957	968	10	5,366	62.6	69.0	3.8	2.5	1.8
430	957	903	27	5,337	60.0	73.4	8.1	7.3	7.8
431	957	970	10	5,366	62.5	68.8	3.7	2.4	1.8
510	957	844	27	5,337	62.5	69.1	10.1	8.8	9.4
511	957	910	27	5,337	66.4	65.0	4.0	2.0	1.3
520	957	691	27	5,337	53.6	55.4	26.1	24.6	24.0
521	957	771	27	5,337	77.5	58.3	4.0	1.6	0.6
530	957	846	27	5,337	62.7	68.9	9.2	8.3	8.8
531	957	912	27	5,337	66.3	64.8	3.9	1.8	1.2
610	957	835	27	5,337	62.9	68.4	10.0	9.1	9.8
611	957	900	27	5,337	67.1	64.3	4.0	2.0	1.3
630	957	837	27	5,337	63.1	68.2	9.5	8.6	9.4
631	957	902	27	5,337	67.0	64.1	3.9	1.8	1.3

Source: Author's elaboration based on Monte Carlo simulations of 3,301 households of the Casen 2003 (segments selected for the EFH).

APPENDIX C

PERFORMANCE OF THE OPTIONS FOR THE EXPANSION FACTOR IN A MONTE CARLO SIMULATION

Table C1

Statistical deviations of the income distribution of each factor type
(2,500 Monte Carlo simulations)

Factor	Percentiles			Deciles		
	Mean bias (%)	Mean absolute deviation (%)	Standard-error of absolute deviation (%)	Mean bias (%)	Mean absolute deviation (%)	Standard-error of absolute deviation (%)
CMD	10.8	11.6	1.7	11.1	11.4	1.8
100	-6.7	7.6	1.5	-6.9	7.2	1.4
200	21.5	21.6	1.5	22.2	22.2	1.5
201	-1.1	3.4	1.5	-1.3	2.9	1.4
1200	22.2	22.3	1.3	23.0	23.0	1.3
1201	22.3	22.4	1.3	23.1	23.1	1.3
210	-8.9	9.1	2.0	-9.0	9.0	2.0
211	-5.4	5.8	1.4	-5.5	5.6	1.3
310	-6.8	7.2	1.7	-6.9	7.1	1.6
311	-3.5	4.1	1.1	-3.4	3.9	1.0
410	-6.1	6.5	1.5	-6.2	6.4	1.5
411	-2.4	3.3	0.9	-2.3	2.9	0.9
430	-6.4	6.7	1.5	-6.5	6.7	1.5
431	-2.6	3.4	0.9	-2.5	2.9	0.9
510	-6.0	6.4	1.4	-6.1	6.4	1.4
511	-2.2	3.3	0.9	-2.0	2.8	0.8
520	24.5	24.5	1.2	25.1	25.1	1.2
521	0.2	3.9	0.8	-0.1	3.2	0.7
530	-6.3	6.6	1.5	-6.4	6.6	1.5
531	-2.3	3.2	0.9	-2.1	2.8	0.8
610	-5.8	6.3	1.4	-5.9	6.2	1.4
611	-2.1	3.2	0.9	-1.9	2.7	0.8
630	-6.1	6.5	1.5	-6.3	6.4	1.5
631	-2.2	3.2	0.9	-2.0	2.7	0.8

Source: Author's elaboration from Monte Carlo simulations of 3,301 households of the Casen 2003 (segments selected for the EFH).



Table C2

Distribution of the absolute deviations of the income distribution of each factor type
(percentiles from 2,500 Monte Carlo simulations)

Factor	Income distribution measured by percentiles						
	P-1%	P-10%	P-25%	P-50%	P-75%	P-90%	P-99%
CMD	8.0	9.5	10.5	11.5	12.7	13.9	16.1
100	3.4	5.1	6.2	7.6	8.9	10.1	12.2
200	18.2	19.7	20.6	21.7	22.7	23.5	25.2
201	1.6	2.2	2.7	3.4	4.1	4.8	6.1
1200	19.4	20.6	21.4	22.3	23.2	24.1	25.3
1201	19.5	20.7	21.5	22.4	23.3	24.1	25.4
210	4.8	6.5	7.7	9.1	10.4	11.8	14.0
211	2.9	4.1	4.9	5.7	6.7	7.6	9.2
310	3.7	5.1	6.0	7.2	8.3	9.4	11.5
311	1.9	2.7	3.3	4.1	4.8	5.6	7.0
410	3.2	4.6	5.4	6.5	7.5	8.5	10.2
411	1.4	2.2	2.7	3.3	4.0	4.6	5.8
430	3.3	4.7	5.6	6.7	7.7	8.7	10.4
431	1.4	2.2	2.7	3.3	4.0	4.6	5.8
510	3.4	4.6	5.4	6.4	7.4	8.3	9.9
511	1.4	2.1	2.6	3.2	3.8	4.4	5.4
520	21.8	22.9	23.7	24.5	25.4	26.2	27.4
521	2.3	2.9	3.3	3.9	4.4	5.0	5.9
530	3.5	4.8	5.6	6.6	7.6	8.6	10.1
531	1.4	2.1	2.6	3.2	3.8	4.4	5.4
610	3.2	4.5	5.3	6.3	7.2	8.2	9.8
611	1.4	2.1	2.6	3.1	3.8	4.3	5.3
630	3.3	4.6	5.5	6.5	7.4	8.4	10.0
631	1.4	2.1	2.6	3.1	3.7	4.3	5.3

Source: Author's elaboration from Monte Carlo simulations of 3,301 households of the Casen 2003 (segments selected for the EFH).

Table C3

Distribution of the absolute deviations of the income distribution of each factor type
(percentiles from 2,500 Monte Carlo simulations)

Factor	Income distribution measured by deciles						
	P-1%	P-10%	P-25%	P-50%	P-75%	P-90%	P-99%
CMD	7.7	9.1	10.2	11.3	12.5	13.8	16.2
100	2.9	4.8	5.9	7.2	8.5	9.7	11.8
200	18.8	20.3	21.2	22.3	23.2	24.1	25.7
201	1.1	1.7	2.2	2.8	3.5	4.2	5.3
1200	20.0	21.3	22.2	23.0	23.9	24.7	25.9
1201	20.1	21.4	22.2	23.1	23.9	24.7	25.9
210	4.6	6.5	7.7	9.1	10.4	11.6	13.9
211	2.8	3.9	4.7	5.5	6.4	7.3	8.7
310	3.5	5.0	6.0	7.1	8.2	9.2	11.0
311	1.6	2.5	3.1	3.8	4.5	5.2	6.4
410	3.1	4.5	5.4	6.4	7.4	8.3	9.9
411	1.0	1.8	2.3	2.9	3.5	4.0	5.1
430	3.2	4.7	5.6	6.7	7.7	8.6	10.2
431	1.0	1.9	2.3	2.9	3.5	4.1	5.1
510	3.2	4.5	5.3	6.3	7.4	8.2	9.7
511	1.0	1.8	2.2	2.8	3.3	3.9	4.8
520	22.3	23.5	24.3	25.0	25.9	26.6	27.9
521	1.7	2.2	2.6	3.1	3.7	4.2	5.1
530	3.4	4.7	5.6	6.6	7.6	8.5	10.1
531	1.0	1.7	2.2	2.8	3.3	3.8	4.8
610	3.1	4.4	5.2	6.2	7.2	8.0	9.6
611	1.0	1.7	2.2	2.7	3.3	3.8	4.8
630	3.2	4.6	5.5	6.4	7.5	8.3	9.9
631	1.0	1.7	2.2	2.7	3.3	3.8	4.8

Source: Author's elaboration from Monte Carlo simulations of 3,301 households of the Casen 2003 (segments selected for the EFH).

APPENDIX D

SUMMARY OF THE SELECTED EFH EXPANSION FACTORS OVER TIME AND COMPARISON WITH STATISTICS FROM OTHER HOUSEHOLD SURVEYS

Table D1

Distribution of persons by age and education in Chile

Education	Casen09	EFH-CMD	EFH-0531	Age	Casen09	EFH-CMD	EFH-0531
Below high school	37.9%	32.3%	37.6%	0/17	27.0%	26.0%	26.5%
Some high school	40.7%	38.1%	39.2%	18/24	13.1%	13.0%	12.2%
Some college	14.3%	19.1%	15.5%	25/34	13.2%	14.0%	12.7%
Post-graduate	7.1%	10.5%	7.7%	35/44	13.5%	13.8%	13.2%
Total	100.0%	100.0%	100.0%	45/54	13.5%	13.7%	14.3%
Unemployment	ENE-Q4	EFH-CMD	EFH-0531	55/64	9.1%	9.3%	9.8%
Chile	7.2%	6.5%	7.3%	65/+	10.5%	10.1%	11.2%
Metropolitan Region	7.1%	5.8%	6.7%	Total	100.0%	100.0%	100.0%

Source: Author's elaboration from the EFH and Casen.

Table D2

Dispersion of the selected expansion factors across EFH survey waves

Factors	EFH 2007	EFH 2008	EFH 2009	EFH 2010	EFH 2011
Minimum	26	181	339	25	146
(Q10)	105	625	633	219	201
(Q25)	276	1021	850	448	334
(median)	412	1382	1333	828	687
(Q75)	1268	1937	2096	1250	1113
(Q90)	1519	2667	2799	1801	1601
Maximum	6663	3784	9844	3895	3691

Source: Author's elaboration from the EFH.

Table D3

Statistics of EFH versus Casen (urban households) - Metropolitan Area

	Casen 06	2007	2008	2009	Casen 09	2010	2011
Income (thousands of pesos)							
(Q25)	280	283	310	302	322	342	350
(median)	480	500	529	521	541	570	603
(Q75)	827	800	858	916	955	965	1,090
(mean)	726	944	814	809	852	838	1,025
Mortgage (% of households)	19.0%	14.5%	16.7%	16.5%	16.5%	17.3%	16.9%
Financial (% of households)		16.3%	10.9%	12.5%			11.3%
Unemployed (% of labor force)		6.7%	12.5%	9.2%		6.7%	6.6%

Source: Author's elaboration from the EFH and Casen.



DETERMINANTES DE LA COMPETENCIA EN LA BANCA CHILENA *

Francisco Cabezón F.**

Karina López P.**

I. INTRODUCCIÓN

La competencia en el sector bancario ha sido un tema ampliamente abordado por la literatura, y aunque sus efectos han sido materia de discusión¹, existen variados trabajos que han establecido efectos positivos de ella sobre el funcionamiento del sistema financiero.

Entre ellos, Schaeck et al. (2006) concluyen que altos grados de competencia en los sistemas bancarios reducen los riesgos de incurrir en crisis sistémicas, y que los tiempos de supervivencia de estos sistemas tienden a aumentar en un entorno más competitivo. Anginer et al. (2012) encuentran una positiva y robusta relación entre competencia bancaria y estabilidad sistémica, indicando que una mayor competencia alienta a los bancos a tomar riesgos más diversificados, haciendo al sistema bancario menos frágil frente a *shocks*. Por su parte, Claessens y Laeven (2005) señalan que un mayor grado de competencia en el mercado bancario permite un crecimiento más rápido de aquellas industrias con dependencia financiera, resultado que sugeriría que la competencia sería un importante aspecto del funcionamiento de este sector.

Dados estos efectos positivos de la competencia, la cual conferiría entonces una mayor estabilidad al sistema bancario junto con acelerar el crecimiento de las firmas, resulta relevante desde el punto de vista del regulador establecer en qué circunstancias los bancos se comportan de manera más competitiva.

En la literatura internacional existe una serie de trabajos que han analizado el efecto de distintas variables sobre el nivel de competencia bancaria. Claessens y Laeven (2004) utilizan una muestra de cincuenta países para el período 1994-2001 y relacionan el nivel de competencia con indicadores de la estructura del sistema bancario y de los regímenes regulatorios. Estos autores encuentran mayor competencia en mercados con mayor entrada de bancos extranjeros y menores restricciones de entrada y de actividad; y además, señalan no hallar evidencia de que el nivel de competencia se relacione negativamente con la concentración en el sistema bancario.

* Agradecemos los comentarios de dos árbitros anónimos, así como los de distintos profesionales de la SBIF. Especialmente agradecemos a Carolina Silva por su ayuda en la revisión de temas legales. Todos los errores son de nuestra exclusiva responsabilidad. Las opiniones y conclusiones expresadas aquí son de exclusiva responsabilidad de los autores y no reflejan necesariamente la posición de la SBIF.

** Superintendencia de Bancos e Instituciones Financieras de Chile. Correos electrónicos: fcabezon@sbif.cl; klopez@sbif.cl

¹ Ver Vives (2010) y Fischer et al. (2013).

Por su parte, Maudos y Nagore (2005) miden el impacto de variables específicas de los bancos, de variables regulatorias e institucionales, así como de variables de desarrollo macroeconómico y financiero sobre la competencia en la industria bancaria de cincuenta y ocho países para el período 1995-1999. Los autores concluyen que, aunque las características específicas de los bancos explican una parte sustancial del poder de mercado, las variables de estructura de mercado y de desarrollo financiero también ayudan a explicar las diferencias observadas en los niveles de competencia en la banca.

Levy-Yeyati y Micco (2007) analizan las consecuencias de la consolidación e internacionalización del sector bancario sobre la competencia y la fragilidad del mismo en ocho países latinoamericanos, para el período 1993-2002. Los autores encuentran que, mientras que el aumento de la concentración no debilitó la competencia, la penetración extranjera parece haber hecho menos competitiva a la industria, señalando además que existiría una asociación negativa entre la competencia y el riesgo de los bancos.

Delis (2012) analiza las fuentes de la competencia en una muestra de 84 países poniendo énfasis en reformas financieras y calidad institucional, cubriendo en la mayoría de los casos desde la década de los ochenta o noventa hasta el año 2005. El autor señala que las políticas de liberalización financiera reducen el poder de mercado de los bancos en países desarrollados con instituciones más avanzadas, mientras que la competencia no mejoraría de la misma manera en países con instituciones más débiles y con un nivel de desarrollo institucional menor.

Mirzaei y Moore (2014) analizan una muestra de 146 países para el período 1999-2011, y encuentran que la concentración pone en peligro la competencia en economías en desarrollo, relación que no se encontraría en economías emergentes ni avanzadas.

Por último, Delis et al. (2016), analizan una muestra de 131 países para el período 1997-2009, y señalan que a nivel de bancos individuales la propiedad no explica el poder de mercado, pero que a nivel de país la propiedad extranjera de bancos tiene un positivo y significativo impacto sobre él.

Para el caso chileno, aunque existe una serie de trabajos que han abordado el tema de la competencia en el mercado bancario, ninguno de ellos ha tenido como objetivo específico establecer sus determinantes mediante un set de variables explicativas. Entre estos trabajos, Karasulu (2007) compara a Chile con otras 28 economías emergentes utilizando datos a nivel de banco para el período 1995-2004, y encuentra que el sistema bancario chileno puede ser caracterizado como monopolísticamente competitivo, señalando además que, al comparar el índice obtenido para Chile, éste resulta ser estadísticamente más bajo que el de los otros países considerados.

Oda y Silva (2010) analizan la relación entre competencia y toma de riesgo en el mercado de créditos de consumo bancarios en Chile para el período 1997-



2009. Encuentran un nivel de competencia con variaciones y una relación entre el riesgo de los créditos estudiados y el nivel de competencia que no es estable en el tiempo.

Flores y Watts (2012) utilizan una reformulación dinámica para el parámetro de comportamiento, con datos del período 1990-2007. Los autores dan cuenta de importantes relaciones intertemporales entre oferta y demanda de crédito, las que tendrían como consecuencia que la utilización de modelos estáticos para medir competencia sería inadecuada.

Alarcón y Ormazábal (2013) estudian la relación entre concentración y competencia bancaria para Chile en el período 2008-2009, y encuentran una asociación alta y positiva entre ambas variables, además de distintos niveles de competencia entre las diferentes carteras de créditos.

Finalmente, Piedrabuena (2013) busca determinar la intensidad de la competencia en el mercado bancario del crédito en Chile para el período 2001-2008, y concluye que no se puede rechazar la hipótesis de que exista algún grado de colusión en los mercados bancarios de créditos comerciales y de consumo en el país.

Como puede apreciarse, si bien la competencia en el mercado bancario chileno ha sido abordada por diversos estudios, algunos de los cuales la han relacionado con variables específicas, hasta ahora la pregunta de cuáles son sus determinantes, desde una perspectiva más amplia que incorpore un conjunto de variables explicativas en el análisis, continúa sin respuesta.

A través de este trabajo buscamos contestar aquella interrogante, para lo cual, con datos correspondientes al período 2008-2016, estimamos en una primera etapa el nivel de competencia mediante el indicador de Boone, cuya utilización justificamos sobre la base de las características específicas de la banca chilena². Luego, en una segunda etapa, establecemos los determinantes del nivel de competencia mediante tres grupos de variables explicativas: variables específicas de los bancos, de estructura del sistema bancario y del entorno macroeconómico y financiero.

El resto de las secciones se estructura de la siguiente manera: en la sección II se muestra la evolución de algunas variables de la banca chilena; en la sección III se estima el nivel de competencia; en la sección IV se establecen sus determinantes y en la sección V se exponen las principales conclusiones.

² Los fundamentos para utilizar esta metodología se detallan en la sección III.1.

II. EVOLUCIÓN DE VARIABLES DE LA BANCA CHILENA

Según señalamos en la Introducción, la literatura menciona ciertas variables propias del sistema bancario como posibles determinantes del nivel de competencia. Dado que más adelante utilizaremos algunas de ellas como parte de nuestras estimaciones, en esta sección mostramos su evolución.

Respecto del número de instituciones presentes en la banca chilena durante el período analizado, éste fluctuó entre 23 y 26, con cambios que correspondieron a dos fusiones, a tres ceses de operaciones y a tres inicios de actividades, lo cual puede observarse en el gráfico 1. En éste también se aprecia que los bancos de propiedad nacional comenzaron siendo 13 al inicio, para terminar siendo 11 al final del período bajo estudio.

Respecto de la concentración, en el gráfico 2 se presentan los indicadores CR3, CR4, CR5 y HHI (los cuales corresponden a la participación de mercado conjunta, medida en activos totales, de los tres, cuatro y cinco bancos más grandes, respectivamente, junto con el Índice de Herfindahl e Hirschman) y la participación de mercado de los bancos de propiedad nacional (Pmnac). Como puede observarse, los cuatro primeros indicadores se comportaron de manera más bien estable durante el período analizado, observándose dos aumentos de cierta relevancia. El primero de ellos hacia fines del año 2009 y el segundo en abril de 2016 (particularmente mayor este último en el CR5), momentos que coinciden con las fusiones descritas en el gráfico 1. Por su parte, la participación de mercado de los bancos de propiedad nacional es bastante estable hasta abril de 2016, donde se observa una caída importante explicada por la fusión de los bancos Itaú y Corpbanca³.

En relación a la rentabilidad de la banca chilena, el índice ROA, que mide los retornos sobre los activos totales, mostró una media bastante estable y cercana al 1%. Sin embargo, se debe destacar que según se observa en el gráfico 3, este indicador mostró una importante dispersión.

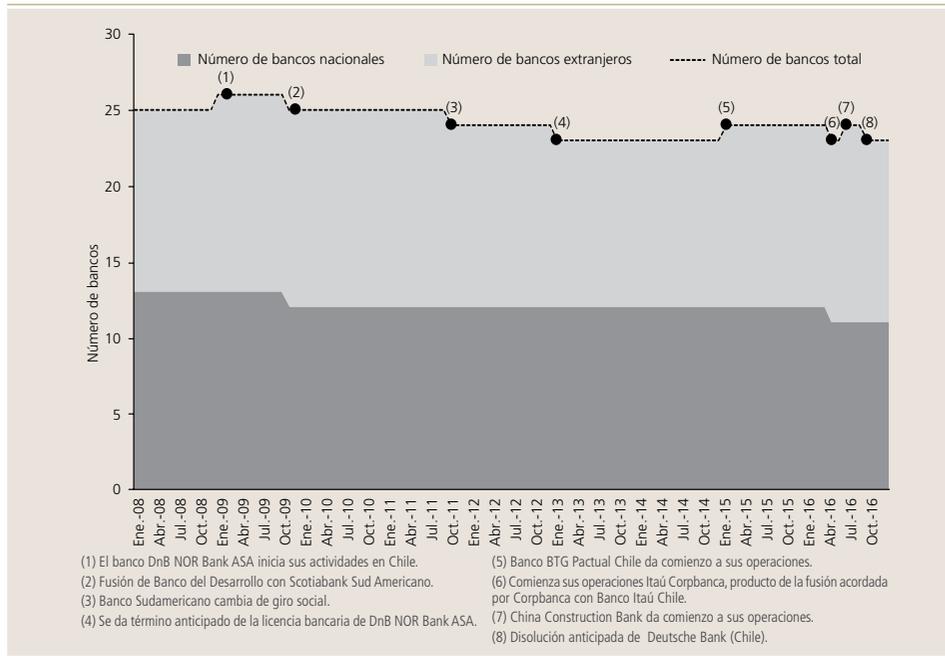
³ Antes de la fusión los bancos Itaú y Corpbanca tenían propiedad nacional y extranjera, respectivamente, mientras que después de la fusión, el nuevo banco Itaú-Corpbanca pasó a tener propiedad extranjera.



Gráfico 1

Número de bancos nacionales y extranjeros en operación en Chile

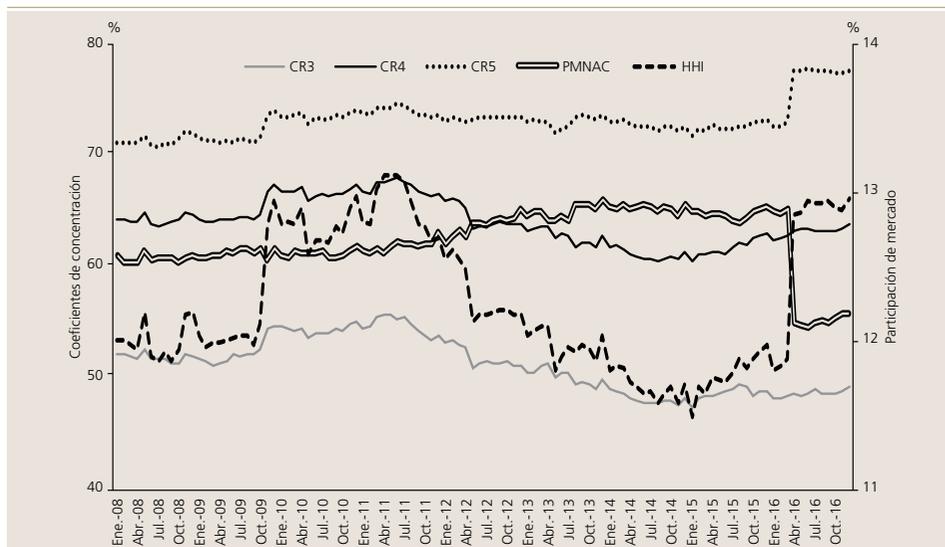
(principales hitos en período 2008–2016)



Fuente: Elaboración propia a base de datos de la SBIF.

Gráfico 2

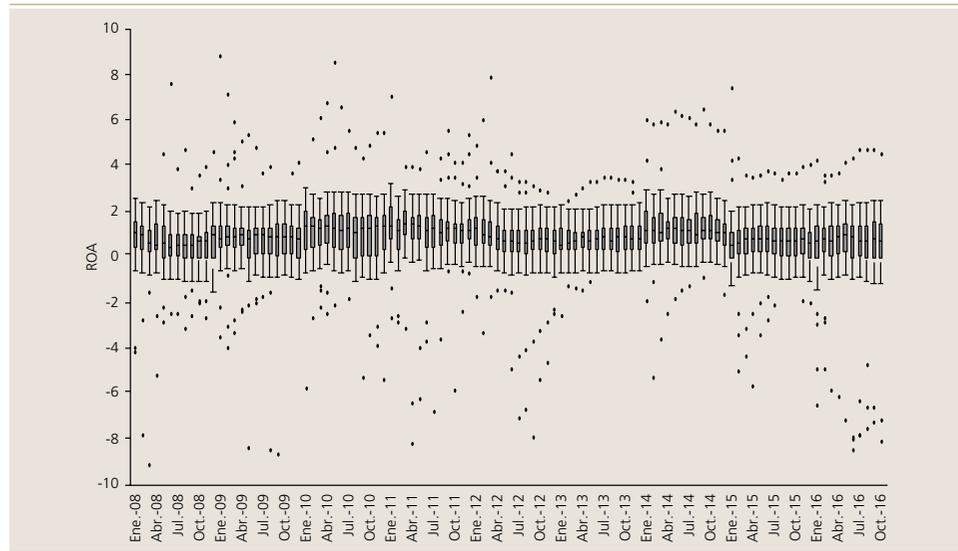
Evolución de distintos indicadores de concentración de la banca chilena, 2008–2016



Fuente: Elaboración propia a base de datos de la SBIF.

Gráfico 3

Evolución del indicador ROA de la banca chilena, 2008-2016



Fuente: Elaboración propia a base de datos de la SBIF.

Gráfico 4

Evolución de las colocaciones totales de la banca chilena, 2008-2016

(millones de pesos de diciembre 2016)



Fuente: Elaboración propia a base de datos de la SBIF.

Por su parte las colocaciones, expresadas en millones de pesos de diciembre de 2016, tuvieron una importante alza durante el período analizado, aumentando en cerca de un 80% entre enero de 2008 y diciembre de 2016, según puede observarse en el gráfico 4.

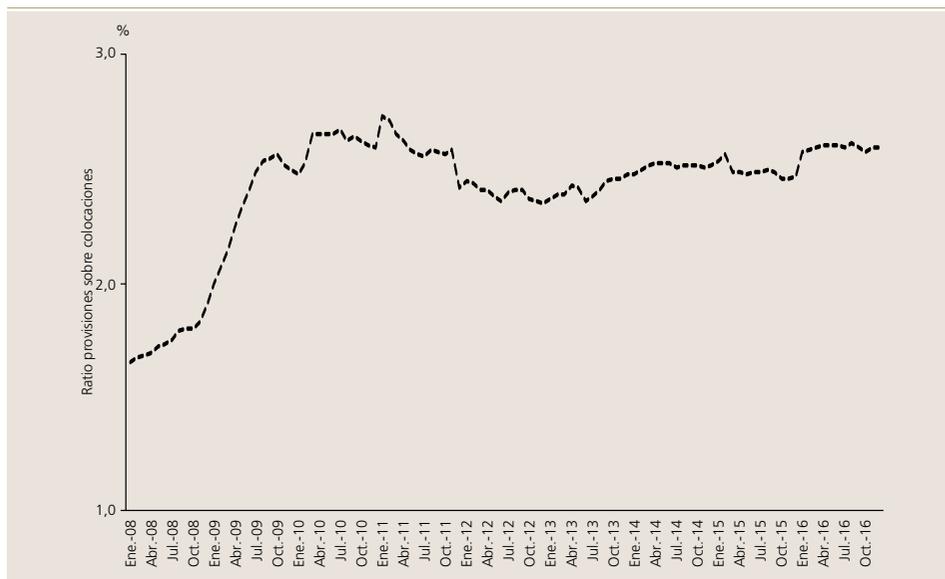
Asimismo, en el gráfico 5 se muestra la evolución del ratio de provisiones sobre colocaciones. A pesar que este indicador se comporta de manera bastante estable, es importante destacar tres hechos relevantes que ocurrieron durante el período analizado. Primero, que a partir del 2008, las instituciones comenzaron a reportar sus estados financieros según Estándares Internacionales de Información Financiera (IFRS), lo que modificó la forma en que los bancos reportaban las provisiones; segundo, que en enero de 2010 la SBIF requirió a los bancos comenzar a constituir provisiones por nuevas operaciones de créditos contingentes, las que antes no se debían provisionar; y tercero, que a fines de 2014 se modificó la normativa de la SBIF respecto de provisiones por riesgo de crédito, lo cual entró vigencia en enero de 2016⁴.

Por último, en el gráfico 6 se muestra la evolución de los ingresos netos (mensuales) por comisiones, expresados en millones de pesos de diciembre de 2016. Como puede observarse, éstos siguieron una tendencia al alza, aunque con un comportamiento bastante volátil durante el período analizado.

Gráfico 5

Evolución del Ratio de Provisiones sobre Colocaciones de la banca chilena, 2008-2016

(millones de pesos de diciembre 2016)



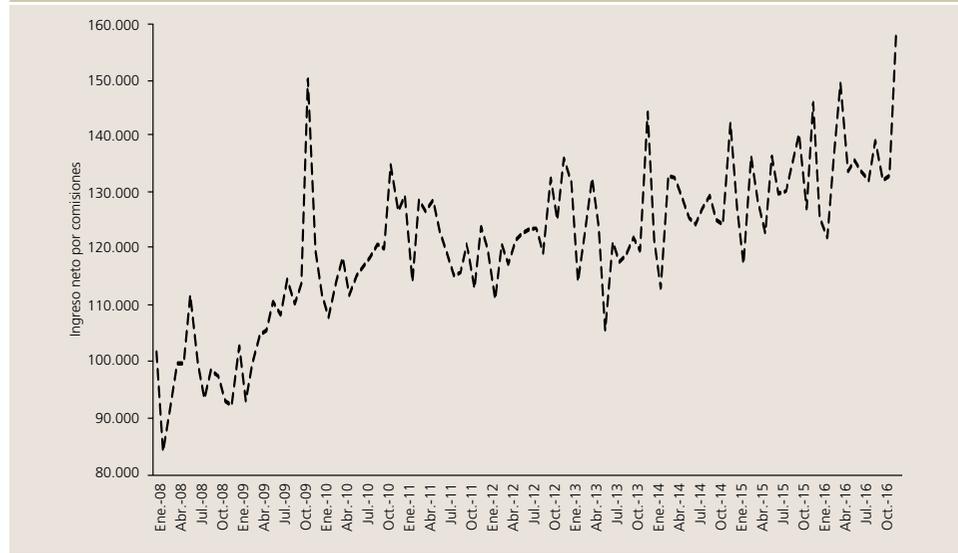
Fuente: Elaboración propia a base de datos de la SBIF.

⁴ Para mayor detalle de estos cambios normativos, revisar Matus (2015).

Gráfico 6

Evolución del ingreso neto por comisiones de la banca chilena, 2008-2016

(millones de pesos de diciembre 2016)



Fuente: Elaboración propia a base de datos de la SBIF.

III. ESTIMACIÓN DEL NIVEL DE COMPETENCIA EN LA BANCA CHILENA

1. Fundamentación de la metodología utilizada

Para la estimación del nivel de competencia, es necesario considerar primero el hecho de que en Chile existe hace más de ochenta años un límite al interés máximo, denominado Tasa Máxima Convencional (TMC)⁵.

De acuerdo con Xu et al. (2013), la presencia de regulaciones de tasas de interés puede sesgar los estimadores del nivel de competencia, por lo que tanto el índice de Lerner como el estadístico de Panzar y Rosse —dos de las más habituales metodologías presentes en la literatura— fallarían al medir competencia ante tales condiciones.

⁵ En Chile la tasa de interés en operaciones de crédito cuenta con una larga historia de regulaciones. El límite al interés convencional se estableció por primera vez en el país mediante la ley N° 4.694, publicada el 27 de noviembre de 1929, cuerpo legal que sufrió modificaciones en 1953 y 1966 en virtud de las leyes N°11.234 y N°16.464, respectivamente, manteniéndose vigente hasta mayo de 1974, cuando fue derogada por el Decreto Ley N° 455. Este decreto estableció intereses máximos para distintos tipos de operaciones y fue derogado en junio de 1981, reemplazándose con la ley N° 18.010, la que mantuvo las directrices generales de la legislación anterior aunque buscó simplificar y solucionar problemas prácticos y de interpretación. Por último, en diciembre de 2013 se promulgó la ley N° 20.715 sobre Protección a los Deudores de Créditos en Dinero, que vino a introducir la más significativa modificación a la ley N° 18.010, la cual, entre otros aspectos, cambió la forma de cálculo del interés máximo convencional y confirió a la SBIF la fiscalización de su cumplimiento. Para mayores antecedentes, revisar Flores et al. (2005) y Hurtado (2016).



Respecto del índice de Lerner, el cual se calcula como el cociente entre la diferencia del precio de mercado y el costo marginal sobre el precio de mercado, los mismos autores sostienen que la existencia de un límite al interés máximo en los créditos no permite, tomando como ejemplo a un banco monopolista, que éste elija la combinación óptima de precio y nivel de producción que iguale sus costos e ingresos marginales, dada su obligación de mantener el precio (la tasa de interés) sin cambios en el límite máximo. De esta manera, cambios exógenos en la demanda no podrían ser debidamente identificados con este índice, proveyendo una evaluación incompleta de cambios en el nivel de competencia.

Respecto del estimador de Panzar y Rosse (1987) (en adelante P-R), el cual se calcula como la suma de las elasticidades de los ingresos totales respecto de los precios de los factores productivos, en la literatura no existe un mayor desarrollo respecto de sus desventajas en presencia de límites de interés.

Sin embargo, dado que dicho estimador utiliza como variable dependiente los ingresos totales, los cuales corresponden al producto entre las cantidades vendidas y el precio de venta, cuando la tasa de interés tiene un límite establecido, la respuesta de los bancos no es necesariamente aquella que maximiza sus ingresos. Considerando que existen para el período bajo análisis operaciones que se cursaron a una tasa igual al máximo permitido, y que por tanto podría existir disposición de parte de los bancos a otorgar créditos por sobre el límite vigente, la restricción resulta ser activa en la práctica, lo cual implica que el indicador de P-R no sería adecuado para medir el nivel de competencia.

Además, se debe tener en cuenta que, de acuerdo a Hempell (2002), dado que la interpretación de P-R se deriva del equilibrio de mercado, el hecho de que se observe entrada y salida de firmas cuestionaría la existencia de tal equilibrio, lo cual impondría límites a la interpretación e implicaría que para testear modelos alternativos al monopolio sería necesario que las observaciones se hubieran generado en un equilibrio de largo plazo. Dada la estructura del sistema bancario chileno, que como vimos en la sección II posee un número de bancos que fluctúa en el período analizado entre 23 y 26 instituciones, este supuesto sería difícil de cumplir.

Las desventajas descritas para el indicador de P-R, son abordadas de mejor manera por el indicador de Boone (2008), el cual mide los cambios en los beneficios respecto de cambios en los costos marginales. Xu et al. (2013) afirman que este enfoque, dado que utiliza beneficios relativos, puede capturar cambios en la competencia debido a cambios de demanda en escenarios de precios máximos.

Por otra parte, de acuerdo a León (2014) la relación entre costos y beneficios, que es continua y monótonica, sería la principal ventaja del indicador de Boone, el cual serviría como un indicador continuo de competencia, capturando las dinámicas del mercado. Este indicador no dependería entonces del cumplimiento de supuestos como el de equilibrio de largo plazo en cada subperíodo analizado, el que, como señalamos, es necesario en las estimaciones realizadas con el método de P-R.

Ahora bien, el indicador de Boone tampoco está exento de limitaciones y una de ellas, relevante para nuestros fines, es que las ganancias en eficiencia podrían no ser trasladadas a precios más bajos o mayores beneficios en el corto plazo. De acuerdo con van Leuvensteijn et al. (2011), este tipo de distorsiones serían más probables cuando las estimaciones se realizan en períodos más cortos de tiempo.

En definitiva, aunque todos los estimadores más utilizados en la medición del nivel de competencia presentan desventajas, consideramos que dados los argumentos previamente descritos, el estimador de Boone resulta ser el más indicado para nuestro caso y es el que utilizamos en este trabajo. Aunque al emplearlo para realizar estimaciones en períodos cortos de tiempo podría no capturar las ganancias de eficiencia, su limitación en este sentido no implicaría la trasgresión de supuestos fundamentales del modelo, lo que sí podría ocurrir en el caso del indicador de P-R.

Por otra parte, y tanto o más relevante, de entre los indicadores antes mencionados el indicador de Boone es el que hasta ahora presenta las mejores características frente a escenarios de límites de precios, situación que como señalamos está presente en el caso chileno a través de la determinación de la TMC.

2. Implementación de la metodología

El método desarrollado por Boone (2008) se basa en la idea de que las firmas más eficientes, es decir con menores costos marginales, alcanzarían mayores utilidades o mayores participaciones de mercado, haciéndose más fuerte el efecto en mercados más competitivos, de acuerdo a lo señalado por Oda y Silva (2010). Dicho de otro modo, según León (2014), en una industria más competitiva las firmas son más fuertemente castigadas al ser más ineficientes.

Siguiendo a Leroy (2016), el indicador de competencia de Boone se puede estimar empíricamente de la siguiente manera:

$$\ln(\pi_{it}) = \alpha + \beta \ln(Cmg_{it}) + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

donde π_{it} y Cmg_{it} son los beneficios y los costos marginales, respectivamente, del banco i en el período t .

Como se desprende de la ecuación (1), el indicador de Boone debería ser negativo, dado que cuando los costos marginales son mayores, el beneficio de la firma sería menor. Además, según mencionan Schaeck y Čihák (2012), mientras mayor sea su valor en términos absolutos, mayor sería el nivel de competencia, debido a que en mercados más competitivos el aumento de los costos marginales haría que la disminución de los beneficios de las firmas fuera mayor (respecto de mercados con un nivel de competencia menor), ya que los bancos serían castigados más severamente por esta pérdida de eficiencia.

Para nuestras estimaciones seguimos específicamente a Tan (2016), y utilizando el argumento señalado por León (2014) de que los bancos más eficientes pueden

elegir traspasar sus costos más bajos tanto a mayores beneficios como a menores precios con el objetivo de ganar mayor participación de mercado, usamos en la ecuación (1) la participación de mercado (s_{it}) como variable dependiente en vez de los beneficios (π_{it})⁶. Nuestra ecuación toma entonces la siguiente forma⁷:

$$\ln(s_{it}) = \alpha + \beta' \ln(Cmg_{it}) + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

donde s_{it} corresponde a la participación de mercado del banco i en el período t , mientras Cmg_{it} sigue correspondiendo a los costos marginales, también para el banco i en el período t , tal como se señaló en la ecuación (1).

Considerando que los costos marginales no son directamente observables, y que son un insumo necesario para poder estimar la ecuación (2), seguimos a Mirzaei y Moore (2014) para estimarlos mediante la siguiente función translogarítmica de costos⁸:

$$\begin{aligned} \ln(C_{it}) = & \alpha_0 + \alpha_1 \ln(Q_{it}) + \frac{1}{2} \alpha_2 \ln(Q_{it})^2 + \sum_{j=1}^3 \beta_j \ln(w_{jit}) \\ & + \frac{1}{2} \sum_{j=1}^3 \sum_{k=1}^3 \beta_{jk} \ln(w_{jit}) \ln(w_{kit}) + \sum_{j=1}^3 \gamma_j \ln(Q_{it}) \ln(w_{jit}) + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (3)$$

donde C_{it} son los costos totales (gastos por intereses y reajustes y otros gastos), Q_{it} son los activos totales, w_{1it} es el precio del factor trabajo (ratio de remuneraciones y gastos en personal sobre activos totales), w_{2it} es el precio de los fondos prestables (ratio de gastos en intereses sobre fondos prestables), y w_{3it} es el precio de los gastos en capital (ratio de los gastos en capital sobre activo fijo).

Luego de estimar la ecuación (3), y también siguiendo a Mirzaei y Moore (2014), usamos los coeficientes resultantes para calcular los costos marginales (Cmg_{it}) de la siguiente manera:

$$Cmg_{it} = \frac{\partial C_{it}}{\partial Q_{it}} = \frac{C_{it}}{Q_{it}} \left[\alpha_1 + \alpha_2 \ln(Q_{it}) + \sum_{j=1}^3 \gamma_j \ln(w_{jit}) \right] \quad (4)$$

Utilizando estos resultados procedimos entonces a estimar una serie del indicador de Boone (β), utilizando la ecuación (2). Para esto realizamos estimaciones trimestrales móviles, cubriendo el período de enero de 2008 a diciembre de 2016, lo que generó un total de 106 observaciones.

6 La ventaja de esto es que la participación de mercado de cada banco es siempre positiva, mientras que los beneficios pueden tomar valores tanto positivos como negativos.

7 Los resultados de la regresión de la ecuación (2) se muestran en el apéndice N° 1.

8 Los resultados de la regresión de la ecuación (3) se muestran en el apéndice N° 2.

Nuestra fuente para todos estos datos fueron los reportes regulares que los propios bancos envían a la SBIF, donde los activos totales (Q_{it}) y los costos totales (C_{it}) fueron deflactados, ya que son las únicas variables utilizadas que no corresponden a un ratio⁹.

Por otra parte, es importante mencionar que, de las variables utilizadas en nuestras estimaciones, solo los activos totales y los activos fijos corresponden a variables de *stock*, mientras que las restantes son informadas a la SBIF como cuentas de acumulación y fueron transformadas en variables de flujo mensual.

Por último, hay dos elementos que se deben considerar respecto de nuestras estimaciones. El primero de ellos es que, debido a que lo que buscamos analizar es la competencia de la actividad bancaria chilena en general, dejando el análisis de segmentos particulares de crédito para eventuales trabajos posteriores, estimamos un indicador de competencia para la banca en su conjunto, no realizando ninguna apertura por segmentos ni negocios específicos de ésta; y segundo, también debido a la idea de realizar un análisis respecto de la actividad bancaria chilena global, utilizamos datos consolidados, los cuales están disponibles solo a partir del año 2008, momento en que la banca chilena debió adoptar normas internacionales de contabilidad (IFRS)¹⁰. Este segundo aspecto explica también el punto que escogimos para iniciar nuestro período de análisis.

3. Resultados

En el gráfico 7 se presenta la evolución del indicador de Boone, junto con un promedio calculado para cada año. Como puede observarse, nuestras estimaciones dan cuenta de un escenario de baja competencia en la banca chilena, en especial para el período comprendido entre los años 2009 y 2011¹¹. De hecho, encontramos algunos períodos con valores positivos, lo cual de acuerdo a Tabak et al. (2012), podría dar cuenta de un escenario de extrema colusión o de una situación en que los bancos estarían compitiendo por calidad. Por otra parte, el período de mayor competencia se observa entre los años 2012 y 2013¹².

⁹ Para las dos fusiones ocurridas durante el período estudiado se siguió el método de Clerides et al. (2013), de forma que ambos bancos aparecen separadamente en la muestra antes de la fusión, y luego de ella, solo se incluye la institución fusionada como una nueva entidad, distinta a las dos anteriores.

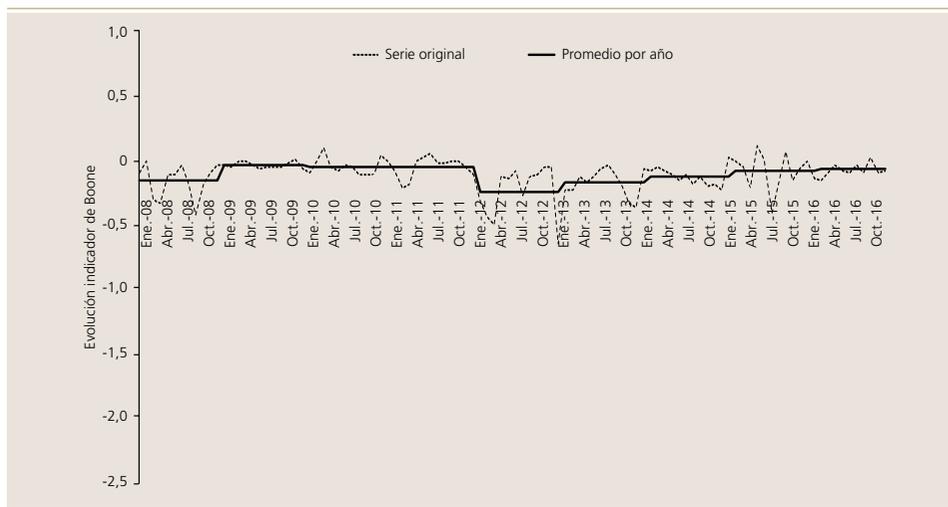
¹⁰ Debido a esto, los datos incluyen lo correspondiente a sucursales de bancos chilenos en el exterior. Realizamos alternativamente todas nuestras estimaciones excluyendo aquellas filiales, llegando cualitativamente a los mismos resultados que aquí se muestran.

¹¹ Cabe señalar que, tal como se observa en el gráfico 1, el año 2009 corresponde al período con mayor número de bancos en el sistema chileno.

¹² También según se aprecia en el gráfico 1, el menor número de bancos se observó entre los años 2013 y 2014.

Gráfico 7**Evolución del indicador de Boone, 2008-2016**

(promedio por año)



Fuente: Elaboración propia a base de datos de la SBIF.

Al comparar nuestros resultados con aquellos señalados por trabajos previos para Chile, nos encontramos con una serie de dificultades. En primer lugar, se encuentra el hecho de que la coincidencia con el nuestro en términos de los períodos analizados es muy acotada: Alarcón y Ormazábal (2013) cubren el período 2008-2009, el cual se encuentra contenido en nuestro trabajo; Oda y Silva (2010) estudian el período enero 1997 a mayo 2009, por lo que solo existen diecisiete meses de traslape; Piedrabuena (2013) analiza el período de agosto de 2001 a abril de 2008, resultando en escasos cuatro meses de coincidencia.

Además, solo los dos primeros trabajos recién mencionados utilizan la metodología de Boone, y así como nosotros analizamos a la banca chilena en su conjunto, Alarcón y Ormazábal (2013) separan su análisis en cartera de consumo, comercial, de vivienda y cartera total (pudiendo ser comparable esta última con nuestro análisis), mientras que Oda y Silva (2010) se enfocan en la cartera de consumo, por lo cual no es posible realizar una comparación directa¹³.

Considerando entonces las limitaciones que existen al intentar comparar nuestros hallazgos, éstos solo podrían ser comparables con los de Alarcón y Ormazábal (2013) para la cartera total y solo para una parte de nuestro período de análisis. Aunque dichos autores encuentran un valor del estimador de Boone más negativo que el nuestro, reportan una disminución de la competencia en 2009 respecto de 2008, misma situación que se presenta en nuestras estimaciones.

¹³ Es importante mencionar que tanto Oda y Silva (2010) como Alarcón y Ormazábal (2013) usan también la especificación del estimador de Boone que utiliza la participación de mercado en lugar de los beneficios marginales.

En definitiva, aunque nuestros resultados son escasamente comparables con los estudios previos para Chile, con el único trabajo que tenemos traslape de períodos —además de similitudes en cuanto a la metodología utilizada y el mercado considerado—, encontramos coincidencia en términos cualitativos.

IV. DETERMINANTES DE LA COMPETENCIA EN LA BANCA CHILENA

Con el objetivo de determinar qué variables explican el nivel de competencia en la banca chilena durante el período analizado, utilizamos la serie estimada para el indicador de Boone como variable dependiente para tres grupos de variables explicativas: variables específicas de los bancos, variables de estructura del sistema bancario y variables macroeconómicas y financieras. Dichas variables fueron escogidas en función de la revisión de la literatura expuesta en la sección I.

En las variables específicas de los bancos incluimos un ratio entre el ingreso neto por comisiones y los activos totales (Incat), que mide el efecto de los ingresos no provenientes de intereses; el logaritmo natural de las colocaciones (Lncol), que incorpora el efecto de cambios en el volumen de los créditos otorgados; el coeficiente de variación del ROA (Roacv)¹⁴, el cual captura el efecto de la volatilidad de los retornos de los bancos; y finalmente, incluimos un ratio de provisiones sobre colocaciones (Provcol), el cual captura el efecto del riesgo de crédito. Estos datos fueron obtenidos desde los reportes regulares que los propios bancos envían a la SBIF, junto con estimaciones propias.

Dentro del grupo de variables de estructura del sistema bancario incluimos el número de bancos (N), distintas variables de concentración de mercado —participación conjunta de los tres (CR3), cuatro (CR4) y cinco (CR5) bancos más grandes, además del índice de Herfindahl e Hirschman (HHI) — junto con una variable que mide la participación de la banca de propiedad nacional (Pmnc). Estos datos también fueron obtenidos a partir de los reportes regulares de los bancos a la SBIF, además de estimaciones propias.

Por último, en el grupo de las variables macroeconómicas y financieras incluimos la variación del PIB (Imacec), que mide el efecto de los cambios en el nivel de actividad económica; el índice de precios al consumidor (IPC), con el cual se mide el efecto de la inflación; un ratio entre los activos totales del sistema bancario y el PIB¹⁵ (Atpib), el cual busca medir el efecto de la evolución del tamaño de la banca; la variación del índice chileno de precios selectivo de acciones (Ipsa), con el cual se busca medir el efecto de la competencia proveniente del sector financiero no bancario; y por último, incluimos el coeficiente de variación de la tasa de interés interbancaria (Tibcv), con el que se busca capturar el efecto de

¹⁴ El coeficiente de variación fue calculado como el ratio entre la desviación estándar y el promedio, de todos los bancos, para cada mes.

¹⁵ Ya que no se cuenta con un dato mensual para el PIB, para el denominador de este ratio se utilizó una serie del PIB trimestral, a partir de la cual se calculó un dato mensual mediante interpolaciones del tipo "Cubic Spline Interpolation".



la incertidumbre de los bancos respecto de su costo de financiamiento. Estos datos fueron obtenidos a partir de los reportes regulares de los bancos a la SBIF, de los datos publicados en la base de datos estadísticos del Banco Central de Chile, además de estimaciones propias¹⁶.

Las estimaciones de esta sección se realizan mediante MCO, con regresiones de la siguiente forma:

$$\beta_t = \alpha_1 + \alpha_2 X_t + \varepsilon_t \quad (5)$$

donde β_t corresponde al indicador de Boone estimado en la sección III, α_1 es una constante y X_t es una matriz con las variables explicativas.

En nuestras estimaciones hay algunos aspectos que se deben considerar respecto de las variables utilizadas. Algunas de las series que se graficaron en la sección II, y que utilizamos acá como parte de nuestras variables explicativas, muestran un alto nivel de persistencia. Sumado a eso, según mencionan Calani et al. (2010), el *stock* de créditos es una variable que muy probablemente tenga una raíz unitaria, lo cual haría que nuestras variables relacionadas con aquella podrían presentar el mismo problema.

La potencial no estacionariedad de cualquier variable incluida en nuestras estimaciones tendría como consecuencia que la utilización de MCO podría arrojar resultados espurios, fenómeno descrito por Granger y Newbold (1974). Debido a esto realizamos dos tests para raíces unitarias: el de Dickey-Fuller y el de Phillips-Perron, cuyos resultados se muestran en el apéndice N° 4.

Con los resultados que obtuvimos de ellos, procedimos a diferenciar la variable para el número de bancos (N), las de concentración de mercado (CR3, CR4, CR5 Y HHI), la de participación de la banca de propiedad nacional (Pmnac), la del índice de precios (IPC), la del ratio de activos totales sobre el PIB (Atpib), la del índice accionario (Ipsa), la de la variación de la tasa interbancaria (Tibcv) y la del volumen de las colocaciones (Lncol)¹⁷.

Por otra parte, y respecto de la interpretación de nuestros resultados, se debe tener en cuenta que para hacerla más directa cambiamos el signo de la serie estimada para el estimador de Boone. De esta manera, cuando el indicador crece en magnitud implica un mayor nivel de competencia, y viceversa.

Además, y también con el objetivo de facilitar la interpretación, mediante una comparación con los principales trabajos previos que han establecido determinantes para la competencia en la banca, hicimos una revisión detallada de sus hallazgos, la cual se muestra en el apéndice N°5.

16 En el apéndice N°3 se muestra una tabla de correlaciones de las variables aquí descritas.

17 Luego de diferenciarlas, se ejecutaron los test con las variables en diferencia, descartándose en todas ellas la presencia de no estacionariedad.

De ese análisis, y refiriéndonos primero al grupo de variables específicas de los bancos, podemos señalar que solamente Maudos y Nagore (2005) utilizan una variable comparable al ratio de los ingresos por comisiones y los activos totales (Incat), y encuentran una relación negativa entre ella y el nivel de competencia. Esto podría deberse a que, cuando los bancos generan más ingresos mediante cobros distintos de los intereses (como las comisiones), tendrían menor incentivo para competir por la captura de nuevos clientes, por lo que esperamos encontrar una relación en el mismo sentido.

Respecto de nuestra variable $Lncol$, que incorpora el efecto de cambios en el volumen de los créditos otorgados, a través de nuestra revisión encontramos que existen cuatro trabajos que utilizan variables similares, los cuales encontraron resultados mixtos. La relación entre esta variable y el nivel de competencia debería ser positiva, dado que, cuando el mercado del crédito se encuentra en expansión, es esperable que los bancos compitan por quedarse con una mayor proporción de los nuevos créditos que se están otorgando.

En relación al $Roacy$, que captura el efecto de la volatilidad de los retornos de los bancos, Maudos y Nagore (2005) utilizan la desviación estándar del ROA, encontrando una relación negativa con la competencia, lo cual implica que los bancos, cuando perciben que sus ingresos se vuelven menos predecibles, disminuyen el nivel de competencia, posiblemente buscando estabilizar sus retornos. En consecuencia, esperamos entonces para esta variable encontrar también una relación negativa para el nivel de competencia.

Finalmente para este primer grupo, respecto de nuestro ratio de provisiones sobre colocaciones ($Provcoll$), es importante señalar que, a pesar de no ser incluido en ninguno de los trabajos de nuestra revisión, es mencionado por Maudos y Nagore (2005), aunque no la incluyen por estar disponible solo para algunos bancos en su fuente de datos. Esperamos un efecto negativo sobre el nivel de competencia para esta variable, dado que los bancos, al enfrentarse a escenarios de menor calidad crediticia de sus deudores —lo cual implica que necesitan una mayor proporción de provisiones—, tendrían menores incentivos para competir.

De las variables del segundo grupo, y respecto de nuestra variable para el número de bancos (N), Claessens y Laeven (2004) utilizan un ratio del número de bancos sobre la población, y no obtienen resultados significativos. La salida de bancos del sistema podría generar incentivos a las instituciones que permanecen por captar clientes de las instituciones salientes, por lo cual esperamos que la relación de esta variable con el nivel de competencia sea negativa.

Por su parte, las variables para la concentración de mercado utilizadas por los estudios que formaron parte de nuestra revisión, muestran resultados mixtos respecto de su influencia en el nivel de competencia. Consideramos que un aumento en la participación de los bancos más grandes aumentaría el poder de mercado de estos, generando consecuentemente un menor nivel de competencia, por lo cual esperamos un signo negativo para esta relación.



Finalmente para este segundo grupo, respecto de la participación de la banca de propiedad nacional (Pmnac), encontramos en nuestra revisión cinco estudios que incorporan una variable para la propiedad extranjera de los bancos, encontrando tres de ellos una relación positiva con la competencia. Cabría esperar que los bancos internacionales fueran más eficientes, y por tanto tuvieran menos dificultades para aumentar su participación de mercado; en consecuencia, prevemos que la relación entre nuestra variable Pmnac y el nivel de competencia sea negativa.

Para el tercer grupo, y en relación al Imacec, el crecimiento del producto fue incluido en tres trabajos de nuestra revisión, de los cuales en ninguno resultó ser significativo; por otra parte, en cinco trabajos se incluyó una variable para el PIB per cápita, para la cual se obtuvieron resultados mixtos. En el mismo sentido antes mencionado, de que escenarios expansivos deberían implicar un aumento de la competencia, esperamos un signo positivo para esta relación.

Con respecto al IPC, la variable inflación es incluida en cuatro de los trabajos de nuestra revisión, siendo significativa en dos de ellos, pero con signos contrarios. Un mayor nivel de inflación típicamente aumenta las utilidades de los bancos, por lo cual se les hace menos necesario competir para aumentar sus ganancias. En consecuencia, esperamos una relación negativa entre nuestra variable de precios y la competencia.

Para nuestra variable Atpib, que mide el efecto de la evolución del tamaño de la banca, solo Maudos y Nagore (2005) —aunque en una comparación entre países— la incorporan y encuentran un efecto significativo y positivo sobre la competencia. Nuevamente, dado que un aumento en esta variable implica un crecimiento del mercado del crédito, esperamos también un efecto positivo sobre la competencia.

Por su parte, para la variable Ipsa, dos trabajos de nuestra revisión utilizan distintas medidas para la actividad del mercado accionario, encontrando mayoritariamente relaciones negativas con la competencia. Consideramos que un mercado accionario más activo competiría con la banca en términos de captación de fondos y, en consecuencia, implicaría una disminución de los márgenes y una menor competencia.

Finalmente, en relación a la variación de la tasa de interés interbancaria (Tibcv), ninguno de los trabajos de nuestra revisión incluye una variable similar; sin embargo, ésta debería tener una relación negativa con la competencia, dado que una mayor incertidumbre de los bancos respecto de su costo de financiamiento debería desalentarlos a competir.

1. Resultados para las variables específicas de los bancos

Se analizan en este grupo los resultados de cinco regresiones: una que incluye todas las variables previamente descritas, junto con otras cuatro donde se excluye una de ellas.

Según se puede observar en el cuadro 1, la variable que captura los cambios en el volumen de colocaciones (Lncol) resulta ser significativa en todas las regresiones donde es incluida, exhibiendo siempre signo positivo, lo cual coincide con lo que esperábamos, en el sentido de que expansiones en el mercado del crédito deberían aumentar el nivel de competencia.

Por su parte, el ratio de provisiones sobre colocaciones (Provcol) es significativo, con signo negativo, en todas las regresiones en que se incluye. Esto también coincide con lo que esperábamos, en el sentido de que en situaciones de menor calidad crediticia de los deudores, en las cuales son necesarias mayores provisiones, los bancos tendrían menores incentivos para competir.

Por último, tanto la variable que captura el efecto de la volatilidad de los retornos de los bancos (Roacv) como el ratio de los ingresos por comisiones y los activos totales (Incat) no resultan ser significativos en ninguna de las regresiones donde son incluidos.

Cuadro 1

Variable dependiente: Indicador de Boone

Coefficiente valor-p	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Incat	-81,086 (0,352)		-111,499 (0,192)	-94,518 (0,270)	-101,471 (0,252)
D_Lncol	2,0120** (0,006)	2,1223** (0,002)		1,8186** (0,011)	2,0555** (0,005)
Roacv	-0,001 (0,200)	-0,001 (0,149)	-0,001 (0,230)		-0,001 (0,235)
Provcol	-10,0058** (0,028)	-10,3036** (0,021)	-9,9732** (0,030)	-9,9622** (0,028)	
Constante	0,3978** (0,001)	0,3420** (0,002)	0,4310*** (0,001)	0,4077*** (0,001)	0,1714** (0,015)
R ²	0,093	0,088	0,06	0,085	0,052
Número de observaciones	105	105	106	105	105

Fuente: Elaboración propia a base de datos de la SBIF.

Notas: Incat corresponde al ratio de los ingresos netos por comisiones sobre activos totales, D_Lncol corresponde al logaritmo natural de las colocaciones (en diferencia), Roacv corresponde al coeficiente de variación del ROA (después de impuestos) y Provcol corresponde al ratio de las provisiones sobre colocaciones. *, ** y *** corresponden a niveles de significancia de 10%, 5% y 1%, respectivamente.



2. Resultados para las variables de estructura del sistema bancario

Para este grupo mostramos los resultados de ocho regresiones: en cuatro de ellas incluimos la variable para el número de bancos y en las cuatro restantes no; alternamos el uso de cuatro distintas medidas de concentración e incluimos en todas ellas la participación de la banca de propiedad nacional.

Según muestran los resultados del cuadro 2, las variables que capturan el efecto de la concentración del mercado bancario chileno (CR3, CR4, CR5 y HHI) resultan ser siempre significativas, mostrando en todos los casos signos negativos. Esto coincide con lo que esperábamos para ellas, en el sentido de que una mayor concentración aumentaría el poder de mercado de los bancos, teniendo como consecuencia un menor nivel de competencia.

Por su parte, tanto la variable para el número de bancos (N) como la correspondiente a la participación de la banca de propiedad nacional (Pmnc) no son significativas en ninguna de las regresiones donde se incluyen.

Cuadro 2

Variable dependiente: Indicador de Boone

Coefficiente valor-p	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
D_N	-0,0242 (0,4767)	-0,0287 (0,3899)	-0,0365 (0,2731)	-0,0388 (0,2484)				
D_CR3	-3,1537* (0,0659)				-2,9518* (0,0740)			
D_CR4		-3,3031** (0,0316)				-2,9763** (0,0431)		
D_CR5			-3,6653** (0,0416)				-3,1147* (0,0761)	
D_HHI				-0,0016** (0,0092)				-0,0014** (0,0179)
D_Pmnc	0,2808 (0,6879)	0,3044 (0,6473)	-0,7144 (0,4805)	-0,7044 (0,4213)	0,0836 (0,8839)	0,0726 (0,8962)	-0,8457 (0,3994)	-0,8797 (0,3042)
Constante	0,1028*** (0,0000)	0,1034*** (0,0000)	0,1053*** (0,0000)	0,1044*** (0,0000)	0,1032*** (0,0000)	0,1039*** (0,0000)	0,1056*** (0,0000)	0,1048*** (0,0000)
R ²	0,0169	0,0183	0,0224	0,0312	0,0144	0,0149	0,0171	0,0251
Número de observaciones	105	105	105	105	105	105	105	105

Fuente: Elaboración propia a base de datos de la SBIF.

Notas: D_N corresponde al número de bancos del sistema (en diferencia), D_CR3, D_CR4 y D_CR5 corresponden a las participaciones de mercado de los tres, cuatro y cinco bancos más grandes (en diferencia), respectivamente, en términos de activos totales, D_HHI corresponde al índice de Herfindahl e Hirschman (en diferencia) y D_Pmnc corresponde a la participación de mercado de los bancos de propiedad nacional (en diferencia), en términos de activos totales. *, ** y *** corresponden a niveles de significancia de 10%, 5% y 1%, respectivamente).

3. Resultados para las variables macroeconómicas y financieras

Para este grupo estimamos seis regresiones: una en la que incluimos todas las variables descritas y cinco en las que excluimos una de ellas.

Como puede apreciarse en el cuadro 3, las variables Imacec y Atpib, que miden la variación del PIB y la evolución del tamaño de la banca, respectivamente, resultan ser significativas y muestran signos positivos en todas las regresiones en que son incluidas, lo cual coincide con lo que esperábamos, en el sentido de que los escenarios de expansión, ya sea del nivel agregado de la economía o bien del mercado bancario en particular, se relacionan con aumentos en el nivel de la competencia.

Por su parte, todas las demás variables incluidas en este grupo no resultan ser significativas en ninguna de las regresiones en que son incluidas.

Cuadro 3

Variable dependiente: Indicador de Boone

Coefficiente valor-p	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Imacec	0,0088* (0,0520)		0,0070** (0,0250)	0,0085* (0,0650)	0,0084* (0,0538)	0,0085* (0,0516)
D_IPC	-0,0203 (0,4263)	0,0003 (0,9866)		-0,0109 (0,6669)	-0,0211 (0,4029)	-0,022 (0,3990)
D_Atpib	0,3024** (0,0081)	0,2942** (0,0065)	0,2825** (0,0089)		0,2785** (0,0121)	0,2999** (0,0078)
D_lpsa	0,0017 (0,2628)	0,0014 (0,3544)	0,0018 (0,2530)	0,001 (0,5186)		0,0017 (0,2633)
D_Tibcv	0,1343 (0,3959)	0,0782 (0,6593)	0,1612 (0,3459)	0,1154 (0,5033)	0,125 (0,4105)	
Constante	0,0656*** (0,0001)	0,0955*** (0,0000)	0,0730*** (0,0000)	0,0759*** (0,0000)	0,0679*** (0,0000)	0,0666*** (0,0001)
R ²	0,073	0,0431	0,0669	0,0303	0,0652	0,0704
Número de observaciones	105	105	105	105	105	105

Fuente: Elaboración propia a base de datos de la SBIF y del Banco Central de Chile.

Notas: El Imacec corresponde a la variación del PIB, D_IPC corresponde a la variación del índice de precios al consumidor (en diferencia), D_Atpib corresponde al ratio de los activos totales de los bancos sobre el PIB (en diferencia), D_lpsa corresponde a la variación del índice accionario chileno (en diferencia), D_Tibcv corresponde al coeficiente de variación de la tasa de interés interbancaria (en diferencia).

*, ** y *** corresponden a niveles de significancia de 10%, 5% y 1%, respectivamente.



4. Análisis de los resultados

Podemos distinguir tres elementos que afectarían el nivel de competencia en la banca chilena.

Primero, los resultados que obtuvimos para tres de las variables que utilizamos sugieren que la competencia podría tener un comportamiento procíclico, viéndose positivamente afectada por aumentos en el nivel de actividad económica, en el nivel de colocaciones o en el volumen de activos totales del sistema. Los efectos para estas tres variables podrían además ocurrir en cierta secuencia, lo cual escapa al alcance de este trabajo y podría ser objeto de futuros análisis.

Un segundo elemento que nuestros resultados muestran se relaciona con el riesgo de crédito. En situaciones de deterioro de la calidad crediticia de los deudores —lo cual podría darse como lo opuesto a lo anterior, esta vez en situaciones de empeoramiento del entorno económico— los bancos deben provisionar más por los créditos que mantienen en sus carteras. La probable dificultad para captar nuevos clientes con mejor perfil crediticio podría desalentar la competencia; sin embargo, para evaluar en detalle este aspecto, se debe considerar que sería necesaria una ventana de tiempo más amplia que la utilizada en este trabajo.

Por último, nuestros resultados indican que un mayor nivel de concentración se asocia a menos competencia. Esto podría sugerir que en un mercado más concentrado los bancos más grandes ejercen cierto grado de poder de mercado, lo cual afectaría negativamente a la competencia.

V. PRINCIPALES CONCLUSIONES

En este trabajo utilizamos datos del período 2008-2016, para en una primera etapa medir la competencia mediante el estimador de Boone, el cual tiene dos fuertes ventajas sobre otras metodologías para analizar el caso chileno.

Primero, este estimador permite evaluar competencia en escenarios de fijación de límites de precios, lo cual ocurre para nuestros fines en Chile hace más de 80 años, mediante la determinación de la Tasa Máxima Convencional. Según comentamos, este límite máximo a la tasa de interés impuesta a los oferentes de crédito, bancos incluidos, trae consigo limitaciones tanto a la utilización del índice de Lerner como a la del estimador de Panzar y Rosse, dos metodologías ampliamente utilizadas en la literatura. Segundo, el estimador que utilizamos no requiere del cumplimiento de supuestos en cada subperíodo analizado, lo que sí ocurre en el caso del indicador de Panzar y Rosse. Esta exigencia resulta difícil de cumplir en el caso chileno si lo que se quiere hacer es un análisis con datos en mayor frecuencia, debido al bajo número de observaciones que se tendrían por período.

Luego, en una segunda etapa, establecimos los determinantes de la competencia en la banca chilena mediante tres grupos de variables explicativas: variables

específicas de los bancos, variables de estructura del sistema bancario y variables macroeconómicas y financieras.

Nuestros resultados más relevantes dan cuenta de un comportamiento procíclico de la competencia en la banca chilena, ya que aumentos en el nivel de actividad económica del país, mayores colocaciones de la banca o volúmenes más grandes de activos en el sistema se relacionan con mayores niveles de competencia. Asimismo, encontramos que tanto la concentración en el mercado como el riesgo de crédito la afectan negativamente.



REFERENCIAS

Alarcón, C. y F. Ormazábal (2013). “Competencia en el Mercado Bancario Chileno: ¿Qué nos Dice el Indicador Boone?” Serie Técnica de Estudios N° 014, Superintendencia de Bancos e Instituciones Financieras (SBIF), Chile.

Anginer, D., A. Demirgüç-Kunt y M. Zhu (2012). “How Does Bank Competition Affect Systemic Stability?” Policy Research Working Paper Series No.5981, The World Bank.

Boone, J. (2008). “A New Way to Measure Competition”. *Economic Journal, Royal Economic Society* 118(531): 1245–61.

Calani, M., P. García y D. Oda (2010). “Supply and Demand Identification in the Credit Market”. Documento de Trabajo N°571, Banco Central de Chile.

Claessens, S. y Laeven, L. (2004). “What Drives Bank Competition? Some International Evidence”, *Journal of Money, Credit and Banking*, 36, issue 3, p. 563-83.

Claessens, S. y L. Laeven (2005). “Financial Dependence, Banking Sector Competition and Economic Growth”. World Bank Policy Research Working Paper No. 3481.

Clerides, S., M.D. Delis y S. Kokas (2013) “A New Data Set on Bank Competition”. Working Papers in Economics 08-2013, University of Cyprus Department of Economics.

Delis, M.D. (2012). “Bank Competition, Financial Reform, and Institutions: The Importance of Being Developed”. *Journal of Development Economics* 97(2): 450–65, ISSN 0304-3878.

Delis, M., Kokas, S. y Ongena, S. (2016) “Foreign Ownership and Market Power in Banking: Evidence from a World Sample.” *Journal of Money, Credit and Banking*, 48 (2-3). 449 - 483.

Fischer, R., N. Inostroza y F.J. Ramírez (2013). “Banking Competition and Economic Stability”. Documentos de Trabajo N° 296, Centro de Economía Aplicada, Universidad de Chile.

Flores, C., L. Morales y A. Yáñez (2005). “Interés Máximo Convencional”. Serie Técnica de Estudios N°002. Superintendencia de Bancos e Instituciones Financieras, Chile.

Flores, Y. y D. Watts (2012). “Competencia en el Sector Bancario Chileno. Una Aproximación Dinámica”. El trimestre económico [online], vol.79, n.316, pp.865-903.

Grangner, C.W.J. y P. Newbold (1974). “Spurious Regressions in Econometrics”. *Journal of Econometrics* 2(2): 111–20.

Hempell, H. (2002). "Testing for Competition Among German Banks". Discussion Paper 04/02, Deutsche Bundesbank.

Hurtado, A. (2016). "Efecto de la Regulación a Tasas de Interés en el Mercado de Crédito Bancario". Disponible en <http://repositorio.uchile.cl/handle/2250/138666>

Karasulu, M. (2007). "Competition in the Chilean Banking Sector: A Cross-Country Comparison". *Economía* 7(2): 1-39.

León, F. (2014). "Measuring Competition in Banking: A Critical Review of Methods". Working Papers 201412, Cerdi.

Leroy, A. (2016) "Banking Competition, Financial Dependence and Productivity Growth in Europe" *International Economics*. Disponible en: <https://ssrn.com/abstract=2568110>.

Levy-Yeyati, E. y A. Micco (2007). "Concentration and Foreign Penetration in Latin American Banking Sectors: Impact on Competition and Risk". *Journal of Banking and Finance* 31: 1633-47.

Matus, J.M. (2015). "Provisiones por Riesgo de Crédito de la Banca Nacional: Análisis de los Cambios Normativos, Período 1975-2014." *Estudios Económicos Estadísticos* N°110, Banco Central de Chile.

Maudos, J. y A. Nagore (2005). "Explaining Market Power Differences in Banking: A Cross-Country Study". Working Papers. Serie EC, Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas, S.A. (Ivie).

Mirzael, A. y T. Moore (2014). "What Are the Driving Forces of Bank Competition across Different Income Groups of Countries?" *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money* (septiembre): 38-71.

Oda, D. y N. Silva (2010). "Competencia y Toma de Riesgo en el Mercado de Créditos de Consumo Bancario Chileno (1997-2009)". Documento de Trabajo N°562, Banco Central de Chile.

Panzar, J. y J. Rosse (1987). "Testing for "Monopoly Equilibrium". *Journal of Industrial Economics*. Vol. 35, issue 4, 443-56.

Piedrabuena, B. (2013). "Competencia en el Mercado Bancario del Crédito en Chile". <http://www.bcentral.cl/conferencias-seminarios/seminarios/pdf/BernarditaPiedrabuena.pdf>.

Schaeck, K., M. Čihák y S. Wolfe (2006). "Are More Competitive Banking Systems More Stable?" IMF Working Paper WP/06/143.

Schaeck, K. y M. Čihák (2012) "Competition, Efficiency and Stability in Banking". *Financial Management* 43: 215-41.



Tabak, B., D. Fazio y D. Cajueiro (2012). “The Relationship between Banking Market Competition and Risk-taking: Do Size and Capitalization Matter?” *Journal of Banking and Finance* 36(12): 3366–81.

Tan, Y. (2016). *Efficiency and Competition in Chinese Banking*. Chandos Publishing.

Van Leuvensteijn, M., J.A. Bikker, AA. van Rixtel y C.K. Sorensen (2011). “A New Approach to Measuring Competition in the Loan Markets of the Euro Area”. *Applied economics* 43 (23): 3155–67.

Vives, X. (2010). “Competition and Stability in Banking”. Documento de Trabajo N°576, Banco Central de Chile.

Xu, B., A. van Rixtel y M. van Leuvensteijn (2013) “Measuring Bank Competition in China: A Comparison of New versus Conventional Approaches Applied to Loan Markets”. BIS Working Papers No. 422, Bank for International Settlements.

APÉNDICE

Apéndice 1

Resultados de la regresión de la ecuación (2)

Coefficiente valor-p	(1)
$\ln(CMg)$	-0,1013 (0,000)
Constante	-2,2667 (0,000)
R^2	0,9212
Número de observaciones	2.552

Fuente: Elaboración propia a base de datos de la SBF.



Apéndice 2

Resultados de la regresión de la ecuación (3)

Coefficiente valor-p	(1)
$\ln(Q)$	0,4497 (0,0790)
$\ln(Q)^2$	0,0430 (0,0360)
$\ln(w_2)$	0,0171 (0,8420)
$\ln(w_1)$	0,8995 (0,0000)
$\ln(w_3)$	0,1561 (0,1580)
$1/2 \ln(w_1) \ln(w_1)$	0,1515 (0,0000)
$1/2 \ln(w_2) \ln(w_2)$	0,0964 (0,0000)
$1/2 \ln(w_3) \ln(w_3)$	0,0233 (0,0060)
$1/2 \ln(w_1) \ln(w_2)$	-0,1716 (0,0000)
$1/2 \ln(w_1) \ln(w_3)$	0,0015 (0,9350)
$1/2 \ln(w_2) \ln(w_3)$	-0,0537 (0,0000)
$\ln(Q) \ln(w_1)$	0,0005 (0,9530)
$\ln(Q) \ln(w_2)$	0,0189 (0,0000)
$\ln(Q) \ln(w_3)$	-0,0119 (0,1140)
Constante	4,4617 (0,0070)
R^2	0,9145
Número de observaciones	2.552

Fuente: Elaboración propia a base de datos de la SBIF.

Apéndice 3

Tabla de correlaciones de variables que explican el nivel de competencia

	BOONE	N	CR3	CR4	CR5	HHI	PMNAC	IMACEC
BOONE	1,000							
N	-0,026	1,000						
CR3	-0,120	-0,155	1,000					
CR4	-0,122	-0,215*	0,851*	1,000				
CR5	-0,115	-0,415*	0,432*	0,597*	1,000			
HHI	-0,143	-0,389*	0,704*	0,806*	0,918*	1,000		
PMNAC	0,009	0,325	-0,013	-0,020	-0,538*	-0,478*	1,000	
IMACEC	0,151	-0,100	-0,019	-0,031	-0,008	-0,033	0,062	1,000
IPC	0,030	-0,032	-0,012	0,011	-0,052	-0,032	0,015	0,493*
ATPIB	0,192*	0,190*	-0,385*	-0,320*	-0,174	-0,290*	-0,050	0,090
IPSA	0,031	0,071	0,115	0,171	0,059	0,118	0,056	-0,141
TIBCV	0,016	-0,006	-0,006	0,069	0,074	0,066	0,039	-0,211*
INCAT	-0,122	-0,186	0,213*	0,171*	0,108	0,157	0,037	0,358*
LNCOL	0,185	0,119	-0,442*	-0,349*	-0,146	-0,327*	0,158	0,301*
ROACV	-0,058	-0,209*	-0,014	0,139	0,148	0,126	-0,011	0,226*
PROVCOL	-0,204*	-0,091	0,043	0,025	0,039	0,054	-0,061	0,125

Apéndice 3

Tabla de correlaciones de variables que explican el nivel de competencia
(continuación)

	IPC	ATPIB	IPSA	TIBCV	INCAT	LNCOL	ROACV	PROVCOL
BOONE								
N								
CR3								
CR4								
CR5								
HHI								
PMNAC								
IMACEC								
IPC	1,000							
ATPIB	0,213*	1,000						
IPSA	-0,126	-0,199*	1,000					
TIBCV	-0,222*	-0,072	0,006	1,000				
INCAT	-0,030	-0,167	0,017	-0,027	1,000			
LNCOL	0,278*	0,594*	-0,260*	-0,040	-0,129	1,000		
ROACV	0,049	0,066	-0,093	-0,131	0,136	0,175	1,000	
PROVCOL	0,085	-0,119	0,018	-0,103	0,054	-0,030	-0,178	1,000

Fuente: Elaboración propia a base de datos de la SBIF y del Banco Central de Chile.

**Apéndice 4****Resultados de los test de raíz unitaria de Dickey-Fuller y Phillips-Perron**

Variable	Dickey-Fuller		Phillips-Perron	
	Z(t)	valor-p	Z(t)	valor-p
BOONE	-6,912***	(0,000)	-6,832***	(0,000)
N	-1,301	(0,629)	-1,136	(0,700)
CR3	-0,969	(0,765)	-0,892	(0,791)
CR4	-1,276	(0,640)	-1,202	(0,673)
CR5	-1,229	(0,661)	-1,130	(0,703)
HHI	-1,443	(0,561)	-1,454	(0,556)
PMNAC	-1,367	(0,598)	-1,416	(0,575)
IMACEC	-2,967**	(0,038)	-2,796*	(0,059)
IPC	-1,690	(0,437)	-2,072	(0,256)
ATPIB	0,234	(0,974)	0,242	(0,975)
IPSA	-1,786	(0,387)	-2,050	(0,265)
TIBCV	-2,365	(0,152)	-2,109	(0,241)
INCAT	-3,478***	(0,009)	-3,096**	(0,027)
LNCOL	-0,140	(0,945)	-0,132	(0,946)
ROACV	-12,773***	(0,000)	-13,490***	(0,000)
PROVCOL	-3,476***	(0,009)	-3,117**	(0,025)

Fuente: Elaboración propia a base de datos de la SBIF y del Banco Central de Chile.

Apéndice 5

Resultados de trabajos previos que han establecido determinantes para la competencia en la banca

Variable (1) (6)	Claessens y Laeven (2004)	Maudos y Nagore (2) (2005)	Levy Yeyati y Micco (2007)	Delis (3) (2012)	Mirzaei y Moore (4) (2014)	Delis, Kokas y Ongena (5) (2014)	Alarcón y Ormazabal (2013)
Calidad de la burocracia				(+)			
Calidad de las leyes				(+)			
Capitalización de la banca (acciones de la banca / activos totales)		(-)					
Capitalización total (mercado accionario total/ PIB)	.	(-)					
Concentración (CR3)			.	.			
Concentración (CR5)	(+)		.		(-)		
Concentración (HHI)		(-)					(+)
Conglomerados financieros					(-)		
Crecimiento del crédito bancario					.		
Crecimiento del PIB			.	.	.		
Crédito al sector privado / PIB		(+)					
Créditos / activos totales						(+)	
Depósitos/ activos totales						.	
Derechos de propiedad	.	.			(+)		
Eficiencia		(+)					
Índice de estructura financiera		(+)					
Inflación	.	.		(-)	(+)		
Ingreso distinto de intereses / activos totales		(-)					
Libertad bancaria		.			.		
Libertad económica		.					
Nivel de desarrollo institucional		.			(+)		
Número de bancos / población	.						
Participación de cada banco		(-)					
Patrimonio / activos totales				(-)		.	
PIB per cápita	.	(+) (-)		(+)	(-)	.	
Porción de solicitudes de entrada denegadas		.					
Propiedad estatal de la banca		(+)			(-)		
Propiedad extranjera de los bancos	(+)	(+)	(-)		(+)	(-)	
Reformas financieras				(+)			
Restricciones de actividad	(-)	.			(-)		
Restricciones de entrada a los bancos	(-)				.	.	
Riesgo (desv. est. del ROA)		(-)					
Tamaño de la banca (Lg Activos Totales)		(-)		(-)		(+)	
Tamaño de la banca (Activos Totales/ PIB)		(+)					
Tamaño de la industria de seguros	.				(-)		
Transparencia				(+)			
Valor total tranzado en moneda doméstica (valor tranzado/ PIB)		(-)					

(1) Los signos (+) y (-) indican variables significativas y efectos positivos y negativos, respectivamente, sobre la competencia. Las casillas con un punto indican que la variable fue incluida en el estudio en cuestión, pero que ésta no resultó ser significativa.

(2) Los autores utilizan el índice de Lerner como variable explicativa. Se cambian aquí los signos para analizar el efecto de las variables sobre el nivel de competencia.

(3) Se muestra la especificación en que el autor utiliza el indicador de Boone como variable explicativa. Se cambian aquí los signos para analizar el efecto de las variables sobre el nivel de competencia.

(4) Se muestra la especificación donde los autores utilizan el indicador de Boone como variable explicativa, con datos del Banco Mundial. Se cambian aquí los signos para analizar el efecto de las variables sobre el nivel de competencia.

(5) Se muestra la especificación donde los autores utilizan el indicador de Boone como variable dependiente. Se cambian aquí los signos para analizar el efecto de las variables sobre el nivel de competencia.

(6) El resto de los trabajos enfocados en Chile mencionados en la introducción no se mencionan por lo siguiente: Karasulu (2007) discute potenciales fuentes del poder de mercado en Chile, pero no realiza un análisis econométrico al respecto; Oda y Silva (2010) luego de estimar el indicador de Boone estiman el ICV (Índice de Cartera Vencida) explicado por el indicador de Boone junto a otras variables, pero no utilizan el indicador de Boone como variable explicativa en ninguna regresión; finalmente, ni Flores y Watts (2012) ni Piedrabuena (2013) tienen entre sus objetivos establecer determinantes para la competencia.



MULTIPLICADORES FISCALES EN CHILE*

Jorge Fornero**
Juan Guerra-Salas
Camilo Pérez N.

I. INTRODUCCIÓN

En este trabajo se estima el efecto multiplicador en el PIB del gasto total del gobierno central, y de tres componentes relevantes. Los componentes que se consideran son: consumo de gobierno, transferencias, e inversión pública. Encontramos que el multiplicador del gasto total está en torno a 1, mientras que el consumo de gobierno y la inversión pública tienen multiplicadores en torno a 2. Las transferencias tienen un multiplicador menor que 1. Al igual que en la literatura internacional, estas estimaciones están sujetas a un grado no menor de incertidumbre¹. Sin embargo, los resultados cualitativos se mantienen en varios ejercicios de robustez.

Este conjunto de multiplicadores puede usarse para analizar escenarios fiscales caracterizados por recomposiciones del gasto público. Puesto que los componentes del gasto tienen un impacto distinto en la economía, un cambio en la estructura de gasto caracterizado, por ejemplo, por mayores transferencias y menor inversión pública, para un mismo nivel de gasto total, podría tener un impacto no trivial en el ciclo económico. En otras palabras, no basta con analizar la evolución del gasto total (o medidas de balance que usan el gasto total); también es útil analizar la evolución de la composición del gasto.

El gráfico 1 identifica desde 1991 a lo menos tres episodios de importante recomposición del gasto. Uno de estos episodios data de 2001, año en que el gasto total real creció 3,6%, no mucho menos que el año previo (4,2%). Sin embargo, la composición del gasto cambió sustancialmente, con una incidencia de transferencias mucho menor (1,1% versus 3,8%), y una incidencia de inversión pública mucho mayor (1,3% versus -1,2%). Otro ejemplo es el del año 2011, en el que la desaceleración del gasto total (de 7% a 3,2%) estuvo acompañada de una importante recomposición, con menor incidencia de transferencias y mayor incidencia de inversión pública. Otro episodio es el de 2012, año en que el gasto total creció 4,8%, más que el 3,2% del año previo, pero con un cambio aún mayor en su composición: la incidencia de transferencias pasó de -0,4% a 3,3%, mientras la de inversión pública pasó de 1,7% a 0,2%.

* Agradecemos a dos árbitros anónimos por sugerencias que contribuyeron a mejorar el artículo, y a Macarena García por su ayuda en la comprensión de estadísticas de finanzas públicas. El contenido de este documento refleja el punto de vista de sus autores; no representa la posición oficial del Banco Central de Chile o de sus consejeros.

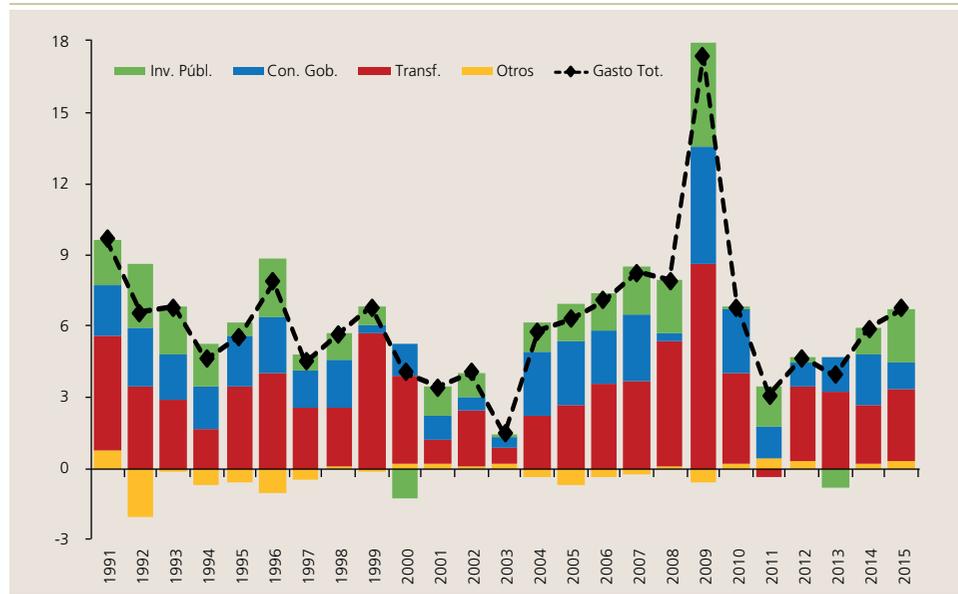
** División de Política Monetaria, Banco Central de Chile. Correos electrónicos: jfornero@bcentral.cl; jguerra@bcentral.cl; ciperez@bcentral.cl

¹ Por ejemplo, en una revisión de la literatura, Ramey (2011a) encuentra que el multiplicador del gasto en Estados Unidos probablemente está entre 0,8 y 1,5.

Gráfico 1

Gasto total e incidencia de componentes

(variación anual, %)



Fuente: Cálculos propios con base en datos del Banco Central de Chile y la Dirección de Presupuestos (Diprés).

Nota: Valores reales, obtenidos a partir de valores nominales deflactados por el IPC, año base 2008. Los datos fiscales corresponden al gobierno central y se expresan en base devengada.

Nuestras estimaciones de multiplicadores se basan en modelos de vectores autorregresivos estructurales (SVAR), una herramienta estándar en la literatura internacional. Blanchard y Perotti (2002) dieron origen al uso de modelos SVAR para analizar el impacto de la política fiscal². Además de variables de gasto público y PIB, incluimos otras variables relevantes en nuestros modelos SVAR. Así, encontramos que *shocks* positivos al gasto generan, además de un aumento del PIB, una apreciación del tipo de cambio real (TCR) y un aumento rezagado, aunque no estadísticamente significativo, de la tasa de política monetaria (TPM). Esto último sugiere que la reacción de la política monetaria a la expansión fiscal no es lo suficientemente restrictiva como para neutralizar el impulso del gasto público.

Por último, analizamos el rol que juegan los *shocks* de gasto público, identificados en los modelos SVAR, en la fluctuación del PIB de Chile. Encontramos que son contracíclicos a partir del año 2009, cuando la crisis financiera global golpeó al país.

² Otras herramientas de uso común en el análisis del impacto de la política fiscal en el ciclo económico son: (i) modelos DSGE, y (ii) estudios narrativos. Véase Christiano et al. (2011) para un análisis DSGE. Ramey y Shapiro (1998) son pioneros en el desarrollo del método narrativo para el análisis del gasto público en Estados Unidos.



La siguiente sección revisa brevemente la literatura relacionada. La sección III presenta la especificación econométrica y los datos que utilizamos. La sección IV contiene los resultados, en la que presentamos el impacto de *shocks* al gasto total y a los tres componentes (subsección IV.1), reportamos los multiplicadores asociados (IV.2), y evaluamos la robustez de los resultados con varios ejercicios alternativos (IV.3). La sección V estudia la contribución de los *shocks* de gasto público identificados por los modelos SVAR en la fluctuación del PIB de Chile. La sección VI concluye.

II. LITERATURA RELACIONADA

Las estimaciones de multiplicadores de gasto público en la literatura están lejos de llegar a un consenso, con numerosos artículos que encuentran multiplicadores de gasto menores que 1 y otros que reportan valores sustancialmente mayores, para economías comparables y circunstancias similares. Por ejemplo, para el caso de Estados Unidos, Ramey (2011a) concluye, al revisar más de 18 estudios, que un aumento temporal del gasto financiado con deuda probablemente tendría un multiplicador entre 0,8 y 1,5.

A pesar de esta dispersión, los resultados para Chile parecerían algo más altos que las estimaciones para otras economías. En este artículo reportamos un multiplicador en torno a 1 para el gasto total, en torno a 2 para el consumo de gobierno e inversión pública, y menor que 1 para transferencias. Céspedes et al. (2010), también para Chile, reportan un multiplicador de 1,35 para un agregado de consumo de gobierno e inversión pública, valor cercano a nuestros resultados³. Considerando 41 estudios para países avanzados que emplean distintos métodos, Mineshima et al. (2014) encuentran que el multiplicador del gasto para el primer año está en torno a 0,75 en promedio. Considerando un panel de 17 economías emergentes y el método SVAR, Ilzetzki (2011) reporta un multiplicador de 0,4 para el consumo de gobierno, 4 trimestres después del *shock* de gasto. Para un panel de 29 economías dependientes de ayuda internacional, Kraay (2012) encuentra un multiplicador de 0,5 para la inversión pública en el primer año. Por otro lado, Carrière-Swallow et al. (2018) encuentran un multiplicador de alrededor de 0,9 (a dos años) asociado a consolidaciones fiscales en 14 economías de América Latina y el Caribe; este valor también es algo más elevado que el de otros estudios⁴.

Algunos artículos, principalmente enfocados en países avanzados, comparan el multiplicador de distintos componentes de gasto público. En general, la evidencia no es concluyente respecto a un cierto orden en los componentes del

³ En la revisión de la literatura, nos referimos a multiplicadores acumulados a cuatro trimestres, a menos que se indique lo contrario.

⁴ El estudio de Carrière-Swallow et al. (2018) se refiere a consolidaciones basadas en ajustes tanto de impuestos como de gasto público. Sin embargo, al diferenciar su panel entre consolidaciones basadas en ajustes de gastos de aquellas que ajustan impuestos, no encuentran que las primeras tengan un multiplicador más bajo. Si algo, la estimación puntual sugeriría un multiplicador más elevado para consolidaciones basadas en ajustes de gasto, de 1,6, aunque este valor no se estima de manera precisa.

gasto según su multiplicador, a pesar de que a menudo se escuchan argumentos a favor de ciertos componentes en discusiones sobre estímulos fiscales⁵. Coenen et al. (2012) utilizan varios modelos de equilibrio general y encuentran que el multiplicador de la inversión pública es ligeramente mayor que el de consumo de gobierno, y que el multiplicador de transferencias es similar a este último. Perotti (2004), a partir de modelos SVAR, reporta multiplicadores de consumo de gobierno e inversión pública similares, y no encuentra evidencia de que las transferencias sean más expansivas que aquellos. Giambattista y Pennings (2017) usan un modelo de equilibrio general y encuentran que las transferencias tienen un multiplicador mayor que el de compras públicas cuando la tasa de interés de política monetaria está restringida por el límite inferior de cero (*zero lower bound*), pero un multiplicador menor en tiempos normales. Ilzetzki et al. (2013) se basan en modelos VAR y concluyen que el multiplicador de la inversión pública es mayor que el del consumo de gobierno en países emergentes, pero similar en países avanzados. Por último, Leeper et al. (2010) usan un modelo de equilibrio general y encuentran que los estímulos fiscales mediante mayor inversión pública pueden ser pequeños o incluso negativos.

Ilzetzki et al. (2013) encuentran que ciertas características estructurales de una economía, como el régimen de tipo de cambio, el grado de apertura comercial, y su grado de desarrollo, son determinantes importantes del multiplicador del consumo de gobierno. Así, con un panel de 44 países (20 avanzados y 24 emergentes) y mediante el método SVAR, concluyen que los países con tipo de cambio flexible tienen un multiplicador en torno a 0, mientras que los que fijan el tipo de cambio tienen un multiplicador mayor que 1. Además, las economías abiertas tienen un multiplicador en torno a 0, mientras las economías cerradas tienen un multiplicador en torno a 1. También encuentran que las economías avanzadas tienen un multiplicador positivo, mientras las emergentes tienen un multiplicador cercano a 0. Nuestros hallazgos implican que el multiplicador del gasto es positivo en Chile, a pesar de ser una economía abierta con tipo de cambio flexible. Es preciso notar que los resultados de Ilzetzki et al. (2013), al derivarse de un análisis de panel, pueden interpretarse como promedios de los países que forman parte de cada corte del panel. Por lo tanto, es perfectamente posible que los multiplicadores en Chile se desvíen del promedio del subgrupo de países con tipo de cambio flexible o del subgrupo con economías abiertas. Además, los resultados de Ilzetzki et al. (2013) no son necesariamente coherentes entre sí: por ejemplo, muchos países avanzados, que por esa sola característica tendrían multiplicadores positivos, tienen también regímenes de tipo de cambio flexible y son abiertos, características que sugerirían multiplicadores de cero.

Para concluir la revisión de literatura, es preciso notar que el multiplicador del gasto público depende de la fase del ciclo económico por el que la economía

⁵ Por ejemplo, podría pensarse que las transferencias son más expansivas que las compras públicas (consumo de gobierno e inversión pública) porque permiten que los hogares con mayor propensión al consumo eleven su demanda, o que la inversión pública es más expansiva que el consumo de gobierno porque, además de estimular la demanda, un mayor stock de infraestructura pública contribuye a la productividad de la economía.

transita⁶. Riera-Crichton et al. (2014) analizan un panel de 29 países de la OCDE y encuentran que el consumo de gobierno tiene un multiplicador a dos años de 1,3 cuando la economía atraviesa una recesión, mientras el multiplicador se estima en torno a 0 cuando la economía atraviesa una expansión. Nuestro análisis no distingue la fase del ciclo económico, por lo que nuestros resultados pueden interpretarse como promedios a lo largo del ciclo. La razón por la que este artículo no incorpora esta arista del análisis fiscal es que en nuestra muestra (1996.I-2015.IV) existen muy pocos episodios de recesión/expansión como para identificar de manera precisa el efecto multiplicador del gasto público en fases recesivas/expansivas.

III. ESPECIFICACIÓN ECONÓMETRICA Y DATOS

Nuestras estimaciones de multiplicadores se basan en modelos SVAR estándar. Siguiendo a la literatura, la identificación de *shocks* exógenos de gasto se consigue al suponer que la política fiscal requiere al menos un trimestre para reaccionar a cambios en el entorno macroeconómico⁷. Además del PIB, nuestra especificación base considera la reacción de la tasa de política monetaria (TPM) y el tipo de cambio real (TCR), variables importantes para entender los efectos de la política fiscal en economías abiertas con esquemas de metas de inflación (Ilzetzki et al., 2013). Así, nuestra especificación base sigue el siguiente esquema recursivo con dos rezagos:

$$\begin{bmatrix} G_t \\ TPM_t \\ PIB_t \\ TCR_t \end{bmatrix} = \mathbf{B} \begin{bmatrix} G_t \\ TPM_t \\ PIB_t \\ TCR_t \end{bmatrix} + \Phi_1 \begin{bmatrix} G_{t-1} \\ TPM_{t-1} \\ PIB_{t-1} \\ TCR_{t-1} \end{bmatrix} + \Phi_2 \begin{bmatrix} G_{t-2} \\ TPM_{t-2} \\ PIB_{t-2} \\ TCR_{t-2} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} v_t^g \\ v_t^i \\ v_t^y \\ v_t^s \end{bmatrix}, \quad \mathbf{B} = \begin{bmatrix} 0 & 0 & 0 & 0 \\ b_{21} & 0 & 0 & 0 \\ b_{31} & b_{32} & 0 & 0 \\ b_{41} & b_{42} & b_{43} & 0 \end{bmatrix},$$

donde $[G \ TPM \ PIB \ TCR]$ es un vector que contiene datos de gasto público (total o uno de sus componentes), TPM, PIB, y TCR, respectivamente, $[v^g \ v^i \ v^y \ v^s]'$ es un vector de *shocks* estructurales con media cero y matriz de varianza-covarianza diagonal, y \mathbf{B} , Φ_1 y Φ_2 son matrices de parámetros con dimensión 4x4. Las restricciones de la matriz \mathbf{B} determinan la estructura recursiva del modelo y, específicamente, el supuesto de que el gasto público no responde de manera contemporánea al entorno macroeconómico⁸. Finalmente, no se estiman constantes en los SVAR pues, como se explica a continuación, los datos que usamos tienen media cero.

Nuestras estimaciones base utilizan datos trimestrales del período 1996.I-2015.IV. Los datos fiscales se refieren al gobierno central y se contabilizan en base

⁶ Por ejemplo, el estudio de Auerbach y Gorodnichenko (2012) presenta estimaciones de multiplicadores sensibles a la instancia expansiva o contractiva del ciclo de negocios.

⁷ Véase, por ejemplo, Blanchard y Perotti (2002) y Galí et al. (2007).

⁸ Este VAR estructural es equivalente a uno en forma reducida (con el mismo orden de variables) cuya matriz de varianza-covarianza de residuos se somete a una descomposición de Cholesky.

devengada. La definición de los tres componentes del gasto que estudiamos es estándar. Así, el consumo de gobierno incluye gastos en personal, y gastos en bienes y servicios; las transferencias incluyen subsidios y donaciones, y prestaciones previsionales; y la inversión pública incluye gastos de inversión y transferencias de capital. Los datos fiscales y el PIB se expresan como desviaciones logarítmicas con respecto a tendencias lineales. La TPM se expresa como el desvío de una tendencia lineal con quiebre en 2001.II. Siguiendo a Ilzetzki et al. (2013), el TCR se expresa en primeras diferencias logarítmicas (desviación respecto al promedio del período). Los datos fiscales son deflactados por el índice de precios al consumidor (IPC) y desestacionalizados por el método ARIMA X12. La TPM de cada trimestre se refiere a su nivel promedio. El TCR corresponde a su medición 1986=100. Utilizamos dos rezagos porque los criterios de información Akaike, Schwarz y Hannan-Quinn favorecen ese número en la mayoría de casos, y para mantener la coherencia⁹. Sin embargo, los resultados son cualitativamente similares si se utilizan cuatro rezagos.

IV. RESULTADOS

La primera parte de esta sección presenta resultados detallados de los modelos SVAR que empleamos para identificar *shocks* al gasto público y construir multiplicadores. La segunda parte presenta multiplicadores acumulados del gasto total y sus componentes, medidas que sintetizan su impacto en el PIB. La tercera parte discute la robustez de nuestros resultados.

1. Efectos de *shocks* al gasto público

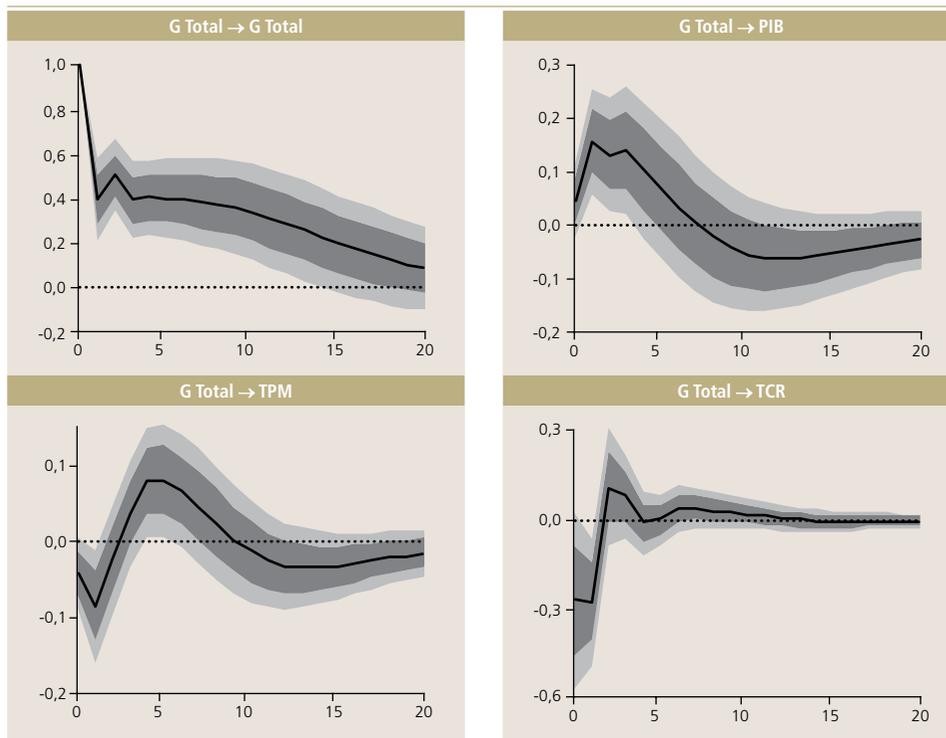
Los gráficos 2 a 5 muestran los efectos de *shocks* al gasto total y a cada componente sobre el resto de variables de los SVAR. Las áreas grises describen intervalos de confianza del 68% y el 90% calculadas por el método *bootstrap*¹⁰. El gráfico 2 se refiere al SVAR en el que la variable fiscal es el gasto total, el gráfico 3 al SVAR con el consumo de gobierno como variable fiscal, el gráfico 4 al correspondiente a transferencias, y el gráfico 5 al de la inversión pública.

Como puede verse en los gráficos 2 a 5, un *shock* expansivo al gasto genera un aumento del PIB (aunque no siempre es estadísticamente significativo), un aumento de la TPM después de una caída en impacto (aunque los movimientos de la TPM son raramente significativos), y una apreciación del TCR.

⁹ Para los SVAR de gasto total y consumo de gobierno, dos de los tres criterios favorecen dos rezagos. Para los SVAR de transferencias e inversión pública, el criterio Hannan-Quinn favorece dos rezagos. Además de la especificación base, las diversas especificaciones que verifican la robustez de los resultados, y se explican más abajo, también favorecen dos rezagos en su mayoría.

¹⁰ El uso de intervalos del 68% de confianza es común al reportar funciones impulso-respuesta. Blanchard y Perotti (2002) son un ejemplo.

Gráfico 2

Efectos de un *shock* al gasto total

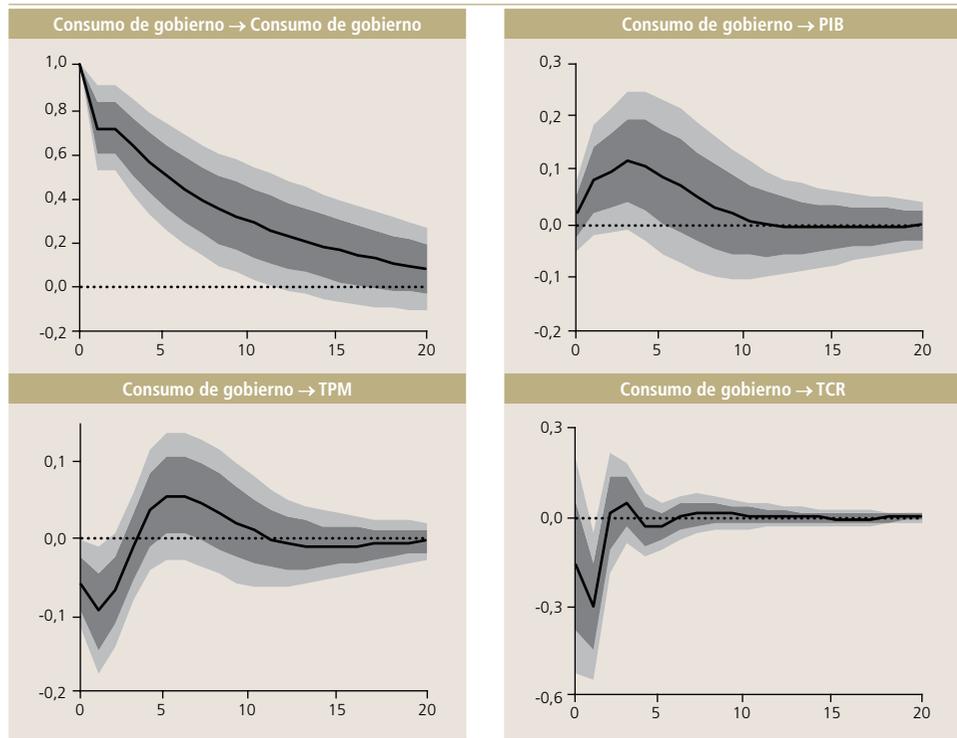
Fuente: Cálculos propios con base en datos del Banco Central de Chile y la Dirección de Presupuestos.

Nota: Funciones impulso-respuesta a un shock de 1% al gasto total. Proviene de un vector autorregresivo que además incluye la TPM, el PIB, y el TCR. El gasto total y el PIB se expresan como desvíos porcentuales respecto de tendencias lineales, la TPM como desvíos en puntos porcentuales de una tendencia lineal con quiebre en 2001.II, y el TCR como el desvío de su variación trimestral promedio. Los *shocks* estructurales se identifican mediante una descomposición de Cholesky de la matriz de varianza-covarianza de los residuos. Las áreas grises describen intervalos de confianza del 68% y el 90%, calculados por el método *bootstrap*. Los ejes horizontales se refieren a trimestres.

Más específicamente, el aumento del PIB es significativo al 90% de confianza luego de un *shock* al gasto total y a la inversión pública, mientras que su aumento es significativo al 68% de confianza luego de un *shock* al consumo de gobierno; en cambio, un *shock* a transferencias genera un aumento del PIB que no es significativamente distinto de cero a niveles convencionales. El TCR se aprecia luego de *shocks* al gasto total o cualquiera de sus componentes, un resultado coherente con un aumento de la demanda interna asociado al mayor gasto público. La TPM oscila en respuesta a los *shocks* al gasto total o cualquier componente: cae en impacto y después aumenta, aunque su movimiento es pocas veces estadísticamente significativo (sobre todo en la fase de aumento). De todas formas, no hay evidencia de que la política monetaria reaccione contractivamente ante la presión de demanda ocasionada por una política fiscal más expansiva; esto es, neutralizando los efectos en el PIB.

Gráfico 3

Efectos de un *shock* al consumo de gobierno



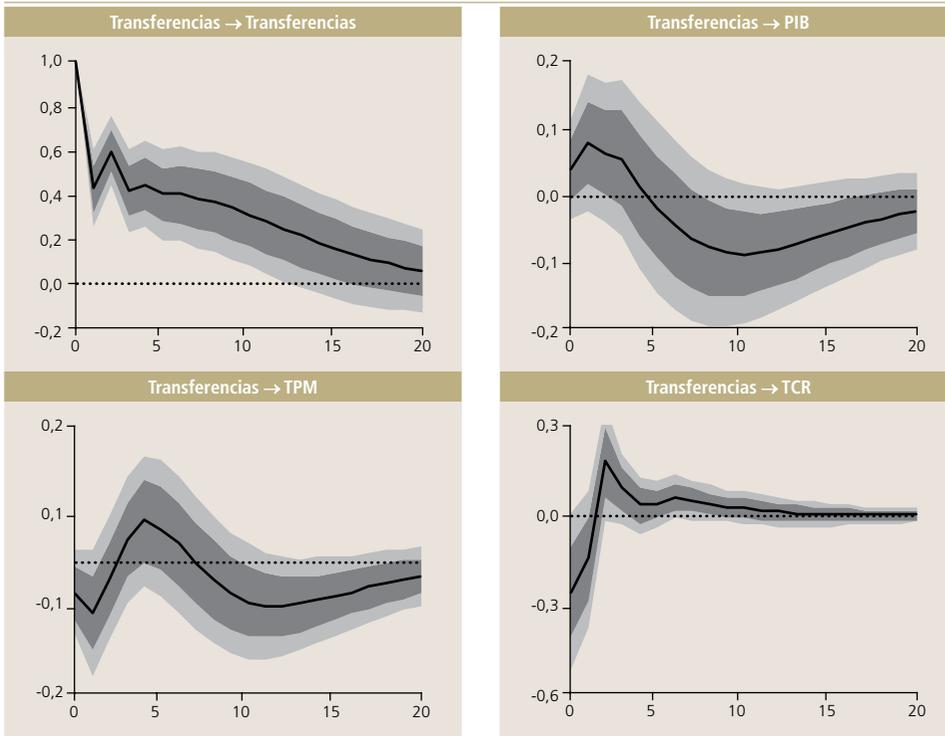
Fuente: Cálculos propios con base en datos del Banco Central de Chile y la Dirección de Presupuestos.

Nota: Para más detalles, véase la nota al gráfico 2.



Gráfico 4

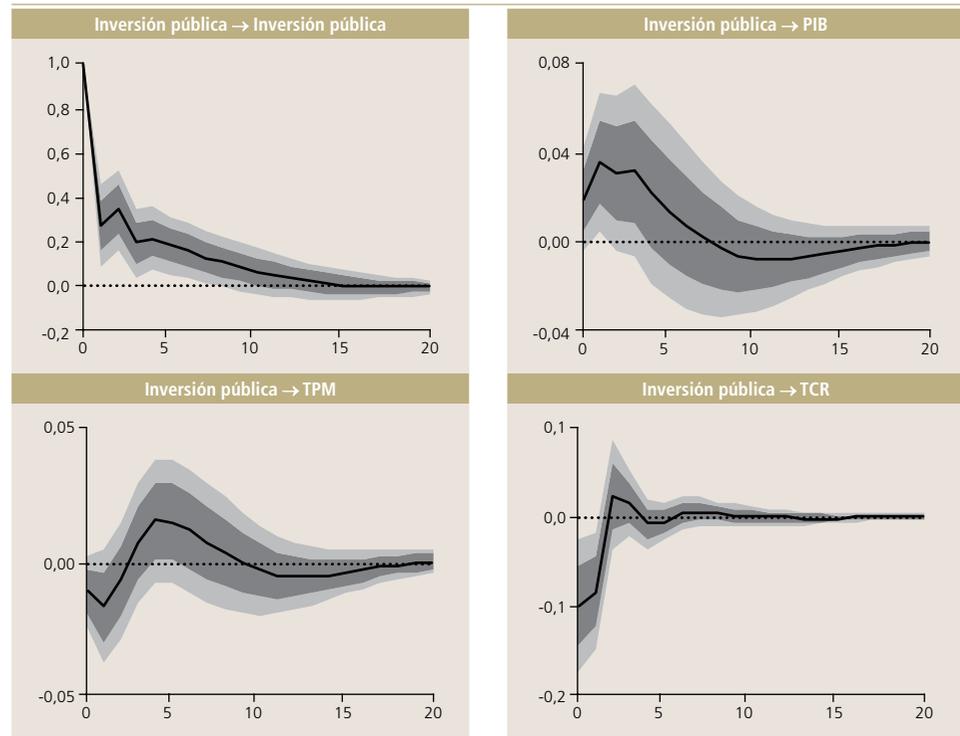
Efectos de un *shock* a transferencias



Fuente: Cálculos propios con base en datos del Banco Central de Chile y la Dirección de Presupuestos.

Nota: Para más detalles, véase la nota al gráfico 2.

Gráfico 5

Efectos de un *shock* a la inversión pública

Fuente: Cálculos propios con base en datos del Banco Central de Chile y la Dirección de Presupuestos.

Nota: Para más detalles, véase la nota al gráfico 2.

En todos los SVAR, la identificación de *shocks* al gasto público se consigue suponiendo que éste reacciona al entorno macroeconómico con al menos un trimestre de rezago. Si bien esta estrategia es ampliamente aplicada a los componentes de compras públicas (consumo e inversión del gobierno), su uso es menos frecuente para el caso de las transferencias. De hecho, Blanchard y Perotti (2002), como parte de su estrategia de identificación, calibran la elasticidad con que las transferencias reaccionan contemporáneamente en los Estados Unidos. Para el caso de economías emergentes como la chilena, suponer que las transferencias no reaccionan de manera contemporánea al ciclo económico es razonable, debido a que, a diferencia de países desarrollados, la operación de estabilizadores automáticos como seguros de desempleo es mucho más limitada. La OCDE reporta que Chile es el miembro con menor gasto público en desempleo a excepción de Dinamarca en los últimos años, con un gasto equivalente a menos de 0,1% del PIB, alrededor de un décimo del promedio de la OCDE en 2013¹¹.

11 Véase <https://data.oecd.org/socialexp/public-unemployment-spending.htm>.



Cuadro 1

Coeficiente de correlación entre componentes del gasto público

	Cons. gob.	Transf.	Inv. Públ.
Consumo de gobierno	1,00		
Transferencias	0,60	1,00	
Inversión pública	0,55	0,58	1,00

Fuente: Cálculos propios con base en datos del Banco Central de Chile y la Dirección de Presupuestos.

Nota: Coeficiente de correlación calculado a partir de series expresadas como desvíos de tendencias lineales.

Nuestros resultados provienen de modelos SVAR independientes para cada variable de gasto público. Si los componentes del gasto estuvieran altamente correlacionados, el uso de modelos independientes podría llevar a resultados espurios. Por ejemplo, si uno solo de los componentes del gasto tuviera genuinos efectos expansivos en la economía, los SVAR del resto de los componentes podrían sugerir efectos expansivos debido a la alta correlación entre componentes. Afortunadamente, este no es el caso. Como muestra el cuadro 1, la correlación contemporánea entre los tres componentes del gasto no es particularmente elevada: en ningún caso supera 0,6.

Además de lo anterior, es preciso mencionar que nuestros resultados no controlan por la manera en que los *shocks* de gasto se financian. Mountford y Uhlig (2009) encuentran para Estados Unidos, con una metodología de restricciones de signo, que estímulos de gasto financiados con déficits fiscales (recaudación futura) tienen poco impacto expansivo en la economía. Al no controlar por el financiamiento del gasto, nuestros resultados pueden interpretarse como una forma reducida que posiblemente incluye *shocks* de gasto financiados por mayores impuestos presentes y también futuros (endeudamiento público).

Por último, debemos mencionar que la estrategia empírica que empleamos siguiendo a Blanchard y Perotti (2002) ha sido criticada, por ejemplo por Ramey (2011b), por la posibilidad de que los *shocks* de gasto público que identifica hayan sido anticipados por el sector privado. Esta posibilidad es relevante dado el sustancial rezago con que la política fiscal se implementa en muchos casos. Para cuantificar esta potencial limitación, siguiendo a Blanchard y Perotti (2002, sección VIII), y Tenhofen y Wolff (2007), también construimos estimaciones que suponen que el sector privado conoce los *shocks* de gasto del trimestre actual y del siguiente. Como se explica a continuación, estas estimaciones requieren un supuesto de identificación más fuerte que el usado en la estimación base: que el gasto público no solo no reacciona al entorno macro contemporáneo, sino tampoco al del trimestre anterior. Es decir, reacciona con dos trimestres de rezago. ¿Cómo se estiman los efectos de *shocks* de gasto anticipados? Para facilitar la exposición, que sigue a Blanchard y Perotti (2002, sección VIII), considérese un VAR bivariado de segundo orden que incluye el gasto público G y el PIB , descrito por las siguientes dos ecuaciones:

$$G_t = \phi_{g1}^{(1)}G_{t-1} + \phi_{g2}^{(1)}G_{t-2} + \phi_{y1}^{(1)}PIB_{t-1} + \phi_{y2}^{(1)}PIB_{t-2} + v_t^g, \quad (1)$$

$$PIB_t = b_g^{(2)}G_t + \phi_{g1}^{(2)}G_{t-1} + \phi_{g2}^{(2)}G_{t-2} + \phi_{y1}^{(2)}PIB_{t-1} + \phi_{y2}^{(2)}PIB_{t-2} + v_t^y. \quad (2)$$

Este sistema recursivo es análogo al usado en la estimación base: la identificación se logra suponiendo que el gasto público no responde al PIB de manera contemporánea, sino solo con un trimestre de rezago, mientras el PIB responde al gasto público dentro del mismo trimestre. Si el sector privado conociera los *shocks* de gasto público del siguiente período v_{t+1}^g , el *PIB* en t respondería a la expectativa de gasto del próximo período, por lo que la ecuación (2) se modificaría de la siguiente manera:

$$PIB_t = c_g^{(2)}E_tG_{t+1} + b_g^{(2)}G_t + \phi_{g1}^{(2)}G_{t-1} + \phi_{g2}^{(2)}G_{t-2} + \phi_{y1}^{(2)}PIB_{t-1} + \phi_{y2}^{(2)}PIB_{t-2} + v_t^y,$$

donde el *PIB* en t depende de la expectativa de gasto del próximo período condicional a información disponible en t , E_tG_{t+1} ; nótese que el set de información incluye el *shock* futuro v_{t+1}^g . La anterior expresión puede reformularse de la siguiente manera:

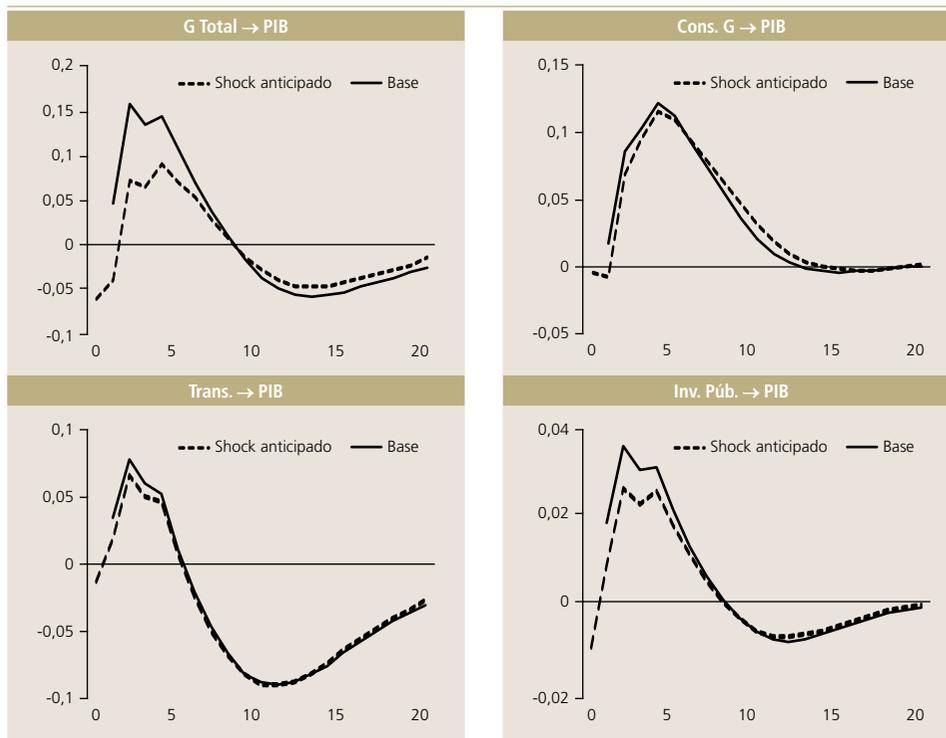
$$PIB_t = c_g^{(2)}G_{t+1} + b_g^{(2)}G_t + \phi_{g1}^{(2)}G_{t-1} + \phi_{g2}^{(2)}G_{t-2} + \phi_{y1}^{(2)}PIB_{t-1} + \phi_{y2}^{(2)}G_{t-2} + \varepsilon_t^y, \quad (3)$$

$$\varepsilon_t^y = v_t^y - c_g^{(2)}[G_{t+1} - E_tG_{t+1}].$$

Debido al supuesto de que el *shock* futuro v_{t+1}^g es conocido en t , éste no está correlacionado con el residuo compuesto ε_t^y , aunque ε_t^y típicamente estará correlacionado con G_{t-1} y G_t . Es posible estimar la ecuación (3) usando v_{t+1}^g y v_t^g como variables instrumentales, pues están correlacionadas con G_{t+1} y G_t , pero no con el residuo compuesto ε_t^y . Sin embargo, la serie de *shocks* v_t^g no puede obtenerse de la ecuación (1), pues el *shock* v_t^g está correlacionado con PIB_{t-1} debido a la anticipación. Se requiere, entonces, modificar (1) con el supuesto más fuerte de que el gasto público responde al PIB con dos trimestres de rezago, y no solamente uno como en la estimación base.

Al estimar el sistema de cuatro variables suponiendo anticipación de esta manera, encontramos los impactos de *shocks* al gasto público sobre el PIB que se muestran en el gráfico 6, que además los compara con los resultados de la estimación base. Puede verse que el impacto de un *shock* a los tres componentes del gasto público es solo ligeramente menor que en la estimación base. Sin embargo, el impacto de un *shock* al gasto total se modera en alrededor de la mitad en los trimestres que siguen al *shock*. Este análisis sugiere que la posibilidad de anticipación de *shocks* de gasto público parecería afectar poco a los componentes del gasto público, pero en mayor medida al gasto total.

Gráfico 6

Efectos de *shock* de gasto anticipado sobre el PIB

Fuente: Cálculos propios con base en datos del Banco Central de Chile y la Dirección de Presupuestos.

Nota: Funciones impulso-respuesta del PIB a un shock de 1% al gasto público en el trimestre I. Las líneas continuas provienen de la estimación base, que supone que los shocks de gasto no se anticipan, por lo que su impacto en el PIB es nulo en el período 0. Las líneas punteadas provienen de una estimación que supone que el sector privado conoce los shocks de gasto del trimestre actual y el siguiente. Véase Blanchard y Perotti (2002, sección VIII) y Tenhofen y Wolff (2007) para más detalles.

2. Multiplicadores del gasto público y sus componentes

Siguiendo a Ilzetzki et al. (2013), reportamos multiplicadores en impacto y multiplicadores acumulados en valor presente. El multiplicador en impacto se define como

$$\text{Multiplicador en impacto} \equiv \frac{\Delta PIB_0}{\Delta G_0},$$

es decir, como el cambio en el nivel del PIB ante un cambio de un peso en el gasto público, en el trimestre en que se produce el impulso de gasto¹². El multiplicador acumulado, desde que el impulso de gasto se produce (período 0) hasta el período T , se define como

¹² Como es estándar en la literatura de multiplicadores, el ratio del cambio en niveles se obtiene al multiplicar el ratio de desviaciones porcentuales, el que proviene de las funciones impulso-respuesta de los SVAR, por el inverso del ratio medio de gasto público a PIB en la muestra.

$$\text{Multiplicador acumulado en } T \equiv \frac{\sum_{t=0}^T (1+i)^{-t} \Delta \text{PIB}_t}{\sum_{t=0}^T (1+i)^{-t} \Delta G_t},$$

donde i es la tasa de interés real promedio en la muestra. Es decir, el multiplicador es el valor presente del cambio acumulado en el PIB por unidad adicional de gasto público, también en valor presente, desde que el impulso de gasto se produce hasta el período T ¹³.

El gráfico 7 muestra multiplicadores para el gasto total y los tres componentes que analizamos. En el período 0 se ve el valor del multiplicador en impacto. En los trimestres siguientes se ve el multiplicador acumulado, con énfasis en el valor máximo (punto negro). Además se muestra el valor del multiplicador en el horizonte $T = 10$ (dos años y medio después del impulso de gasto). Las áreas grises describen intervalos de 68% y 90% de confianza¹⁴.

El multiplicador del gasto total (panel superior izquierdo) alcanza un máximo cuatro trimestres después del impulso de gasto, con un valor de 1,1, y se mantiene en torno a ese valor por varios trimestres. El multiplicador del gasto total es significativo al 90% de confianza hasta el quinto trimestre y significativo al 68% hasta el noveno trimestre.

Los multiplicadores del consumo de gobierno e inversión pública (paneles de la derecha) son significativos al 68% de confianza. Muestran valores en torno a 2 durante varios trimestres. Además, el efecto multiplicador del consumo de gobierno parece más persistente que el de la inversión pública, dado que alcanza su máximo tres períodos más tarde (séptimo versus cuarto trimestre), y que su valor en el décimo trimestre sigue por sobre 2 mientras el de la inversión pública ha caído a 1,7.

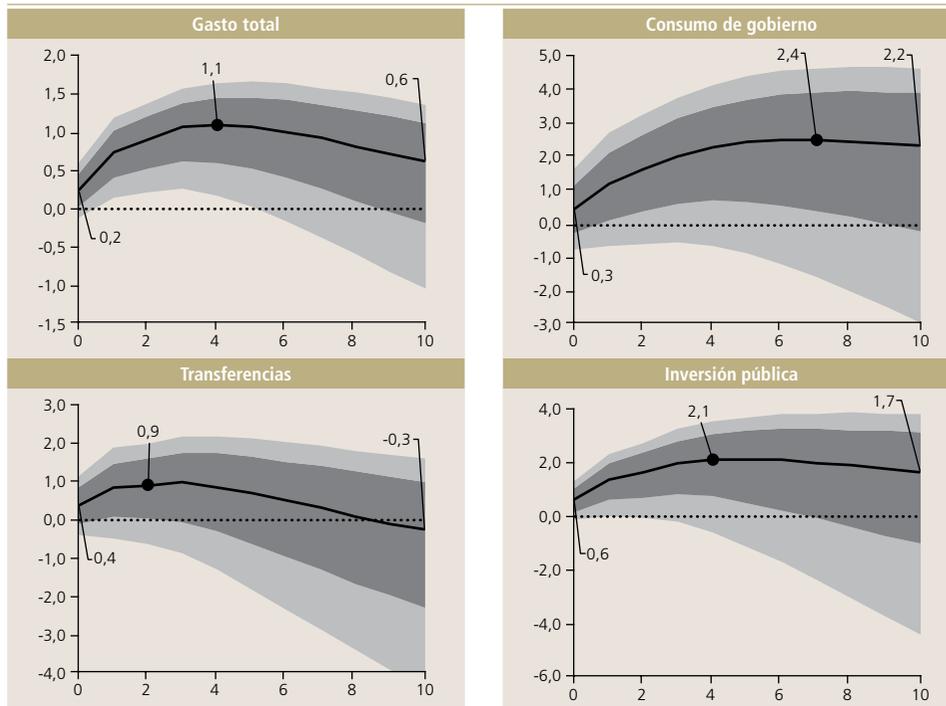
El multiplicador de transferencias nunca es estadísticamente significativo. Alcanza un máximo de 0,9 en el tercer trimestre y cae rápidamente a valores cercanos a 0. Podría pensarse que las transferencias tendrían un efecto multiplicador mayor, dado que en principio facilitan el consumo inmediato de los hogares con restricciones presupuestarias más severas. Posibles explicaciones para un multiplicador bajo y poco significativo son: (i) que el consumo privado tenga un mayor componente importado que el consumo e inversión públicos, y (ii) que las transferencias tengan un efecto muy diferente en distintas etapas del ciclo, por ejemplo que sean más expansivas en períodos de recesión que en períodos de expansión, lo que el método SVAR lineal que empleamos no es capaz de identificar.

¹³ Como se muestra más abajo, nuestros multiplicadores acumulados son robustos cuando se ignora el factor de descuento $(1+i)^{-t}$.

¹⁴ Los intervalos de confianza de los multiplicadores se calculan como los multiplicadores asociados a los intervalos de confianza correspondientes a las funciones impulso-respuesta de los modelos SVAR.

Gráfico 7

Multiplicadores del gasto total y sus principales componentes



Fuente: Cálculos propios con base en datos del Banco Central de Chile y la Dirección de Presupuestos.

Nota: Las áreas grises describen intervalos de confianza del 68% y 90%. Los ejes horizontales se refieren a trimestres.

3. Robustez de resultados

Los resultados base son robustos a varias modificaciones. A continuación, se describen ocho ejercicios de robustez que realizamos:

1. Se estiman modelos SVAR a partir de la muestra 2001.III-2015.IV, que comprende parte del período de vigencia del régimen de metas de inflación en Chile¹⁵.
2. Se agrega la inflación a los modelos SVAR. La inflación anual se expresa como desviación con respecto a una tendencia lineal. También se modifica el orden de variables en el esquema recursivo siguiendo la literatura sobre identificación de *shocks* de política monetaria, de la siguiente manera: gasto total o componente, inflación anual, PIB, TPM¹⁶. El TCR se excluye para conservar grados de libertad.

15 Adelantamos que nuestros resultados son robustos a usar esta muestra particular del período con metas de inflación. Lo anterior, porque es un resultado bien establecido en la literatura que el tamaño del multiplicador fiscal depende del régimen cambiario.

16 Véase, por ejemplo, Stock y Watson (2001), quienes ordenan un SVAR recursivo para identificar *shocks* de política monetaria de la siguiente manera: inflación, tasa de desempleo, tasa Fed Funds.

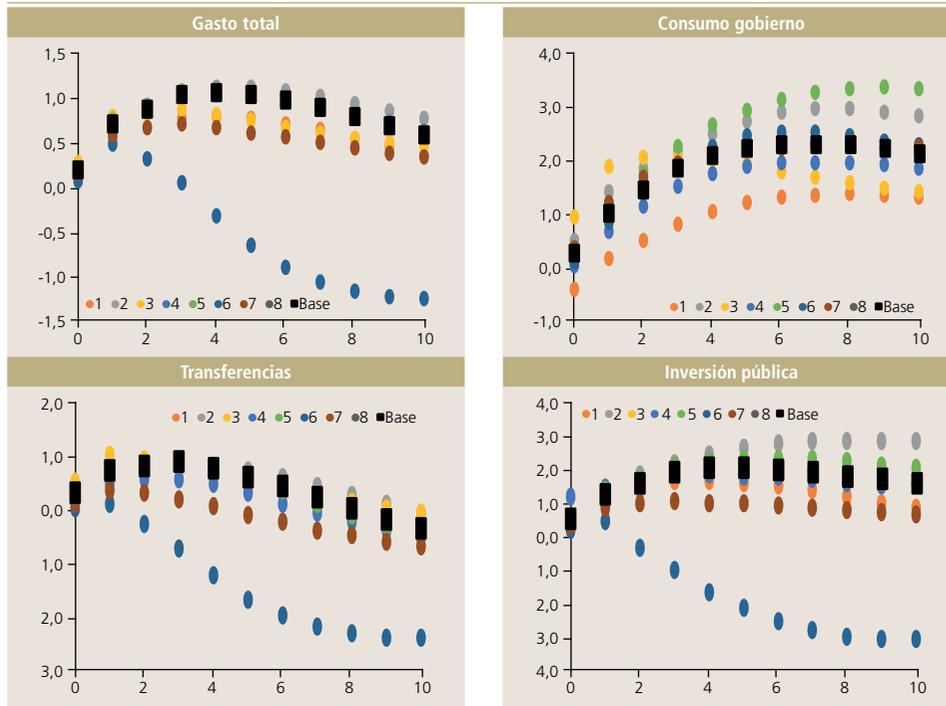
3. Se agrega el precio real del cobre al modelo SVAR, expresado como desviaciones logarítmicas con respecto a una tendencia estimada con el filtro Hodrick-Prescott (HP). Esta variable se añade como un bloque exógeno, suponiendo que las variables locales no afectan la dinámica del precio del cobre¹⁷. El cobre es una fuente importante de ingresos fiscales, por lo que es útil descartar la posibilidad de que los shocks identificados en los SVAR base sean en realidad respuestas endógenas a variaciones cíclicas en el precio del cobre. La TPM se excluye para conservar grados de libertad.
4. Se reemplaza la TPM por una serie que en el subperíodo 1996.I-2001.II se modifica para expresarla en términos nominales. La TPM se formulaba en términos reales antes de 2001.III. Los resultados son casi idénticos a los de la especificación base.
5. Los modelos SVAR se estiman con series de gasto público y PIB expresadas como desviaciones logarítmicas con respecto a tendencias cuadráticas. La especificación base utiliza tendencias lineales.
6. Se estiman SVAR con series de gasto público, PIB, y TPM expresadas como desviaciones logarítmicas con respecto a tendencias obtenidas con el filtro HP.
7. Se estiman modelos SVAR bi-variados, que incluyen el gasto total o uno de sus componentes, y el PIB.
8. Por último, el cálculo de multiplicadores acumulados de la estimación base ignora el factor de descuento $(1+i)^{-t}$. Es decir, los multiplicadores no se expresan en valor presente.

El gráfico 8 reporta los resultados de los ejercicios de robustez. Para cada horizonte (0-10), muestra los multiplicadores acumulados obtenidos de la estimación base (cuadrados negros) y los correspondientes a cada chequeo de robustez (puntos). Los resultados nos permiten concluir que los resultados de la estimación base son robustos. En efecto, para el caso del consumo y la inversión pública, en el panel derecho, los multiplicadores del caso base presentan tamaño intermedio en relación a los proporcionados por los ejercicios de robustez, con una única excepción (específicamente, el ejercicio 6, más detalles abajo). Los multiplicadores base estimados para el gasto total y transferencias, en cambio, se encuentran en el rango intermedio-alto de la nube de puntos de los ejercicios de robustez. En general, tomando en cuenta el rango de valores de los multiplicadores que reporta, por ejemplo, Ramey (2011a), la dispersión es razonablemente comparable en estos ejercicios. Nótese, en particular, que las estimaciones con gasto total, transferencias e inversión pública, en los distintos ejercicios arrojan multiplicadores menos dispersos que en el caso del consumo de gobierno (panel superior derecho). Los multiplicadores más pequeños resultan del ejercicio 7, que estima modelos SVAR bivariados. En particular, los multiplicadores del escenario base presentan (aproximadamente) el doble del tamaño de los multiplicadores del ejercicio 7. En el otro extremo, los multiplicadores son mayores en el ejercicio 2, que agrega la inflación a los SVAR, pero excluye el TCR. Esto ocurre principalmente para el consumo de gobierno y la inversión pública, que muestran multiplicadores con máximos cercanos a 3.

17 Véase Fornero et al. (2016) para una aplicación de modelos SVAR con bloque exógeno.

Gráfico 8

Multiplicadores en ejercicios de robustez



Fuente: Cálculos propios con base en datos del Banco Central de Chile y Dirección de Presupuestos.

Nota: Estimaciones puntuales de multiplicadores a partir de 8 modificaciones a la estimación base. Los ejes horizontales se refieren a trimestres.

Como se mencionó anteriormente, el ejercicio 6, que se refiere a modelos SVAR estimados a partir de series expresadas como desvíos de tendencias Hodrick-Prescott, ofrece resultados muy distintos a los de la estimación base (que usa desvíos de tendencias lineales). Este hallazgo no es sorprendente dado que, como muestran Chumacero y Gallego (2002) para el caso chileno, el filtro HP reescribe la tendencia y el ciclo, a medida que se agregan datos, en una magnitud mucho mayor que si se usaran tendencias lineales o cuadráticas¹⁸. Además, un examen de la literatura empírica relacionada revela que modelos SVAR como los nuestros son estimados mayoritariamente con variables cíclicas calculadas a partir de tendencias determinísticas lineales —tal vez suponiendo que la pendiente de la tendencia aproxima una tasa de crecimiento constante, como en el modelo de crecimiento Neoclásico— o cuadráticas (véase, por ejemplo, Ilzetzky et al., 2013; Ramey, 2011a)¹⁹. Finalmente, dada la mayor amplitud del intervalo de confianza de este particular ejercicio en relación al de los otros chequeos de robustez (que no se muestran en el gráfico), no se puede

18 Véase Chumacero y Gallego (2002), tabla 4, y análisis de la página 228.

19 También se estiman SVAR en niveles, apelando a la insesgadez de los estimadores debido a su propiedad de superconsistencia.

rechazar que los multiplicadores sean distintos de cero. Si bien es deseable que resultados empíricos como los presentados en este artículo no sean sensibles a la elección de tendencia aplicada a los datos, interpretamos esta sensibilidad como una muestra adicional de la incertidumbre asociada a la estimación de multiplicadores fiscales que merece ser señalada. Lo anterior sugiere que, a excepción del ejercicio con tendencias HP, todos los ejercicios de robustez arrojan multiplicadores cualitativamente similares a los de la estimación base. Para más detalles cuantitativos, el cuadro 2 muestra los multiplicadores correspondientes a los distintos ejercicios de robustez.

Cuadro 2

Valores de multiplicadores en ejercicios de robustez

Ejercicio	Gasto total						Consumo de gobierno					
	h= 0	2	4	6	8	10	h= 0	2	4	6	8	10
Base	0,22	0,89	1,08	0,99	0,80	0,60	0,28	1,49	2,14	2,34	2,32	2,18
1 Muestra 2001.III-2015.IV	0,14	0,67	0,80	0,72	0,56	0,37	-0,40	0,51	1,06	1,31	1,38	1,33
2 Inflación/orden variables	0,22	0,93	1,12	1,09	0,94	0,77	0,50	1,86	2,54	2,93	3,00	2,86
3 Precio cobre	0,28	0,84	0,83	0,68	0,56	0,46	0,95	2,09	2,05	1,82	1,60	1,42
4 TPM nominal subperiodo	0,22	0,91	1,10	1,00	0,82	0,64	0,02	1,15	1,78	1,97	1,96	1,88
5 Tend. cuadráticas	0,23	0,92	1,11	1,01	0,80	0,58	0,36	1,77	2,69	3,16	3,37	3,39
6 Tend. HP	0,08	0,32	-0,30	-0,87	-1,14	-1,23	0,10	1,40	2,29	2,55	2,48	2,30
7 SVAR bivariado	0,15	0,68	0,67	0,56	0,45	0,34	0,38	1,71	2,13	2,25	2,28	2,27
8 Sin descontar	0,22	0,89	1,09	0,99	0,79	0,59	0,28	1,49	2,16	2,36	2,33	2,18

Ejercicio	Transferencias						Inversión pública					
	h= 0	2	4	6	8	10	h= 0	2	4	6	8	10
Base	0,36	0,88	0,85	0,48	0,08	-0,28	0,59	1,65	2,12	2,09	1,90	1,65
1 Muestra 2001.III-2015.IV	0,20	0,72	0,70	0,38	-0,02	-0,39	0,36	1,41	1,72	1,55	1,23	0,86
2 Inflación/orden variables	0,36	0,87	0,87	0,64	0,30	-0,03	0,60	1,87	2,52	2,84	2,93	2,90
3 Precio cobre	0,55	0,97	0,74	0,43	0,17	-0,02	0,62	1,64	1,97	1,95	1,89	1,84
4 TPM nominal subperiodo	0,21	0,59	0,51	0,16	-0,19	-0,50	0,57	1,48	1,87	1,85	1,74	1,59
5 Tend. cuadráticas	0,36	0,86	0,81	0,40	-0,07	-0,48	0,62	1,75	2,33	2,40	2,28	2,09
6 Tend. HP	0,06	-0,24	-1,20	-1,96	-2,29	-2,39	0,24	-0,30	-1,63	-2,51	-2,97	-3,03
7 SVAR bivariado	0,16	0,34	0,09	-0,21	-0,46	-0,67	0,38	1,03	1,06	0,94	0,81	0,69
8 Sin descontar	0,36	0,88	0,85	0,47	0,05	-0,32	0,59	1,66	2,14	2,10	1,90	1,64

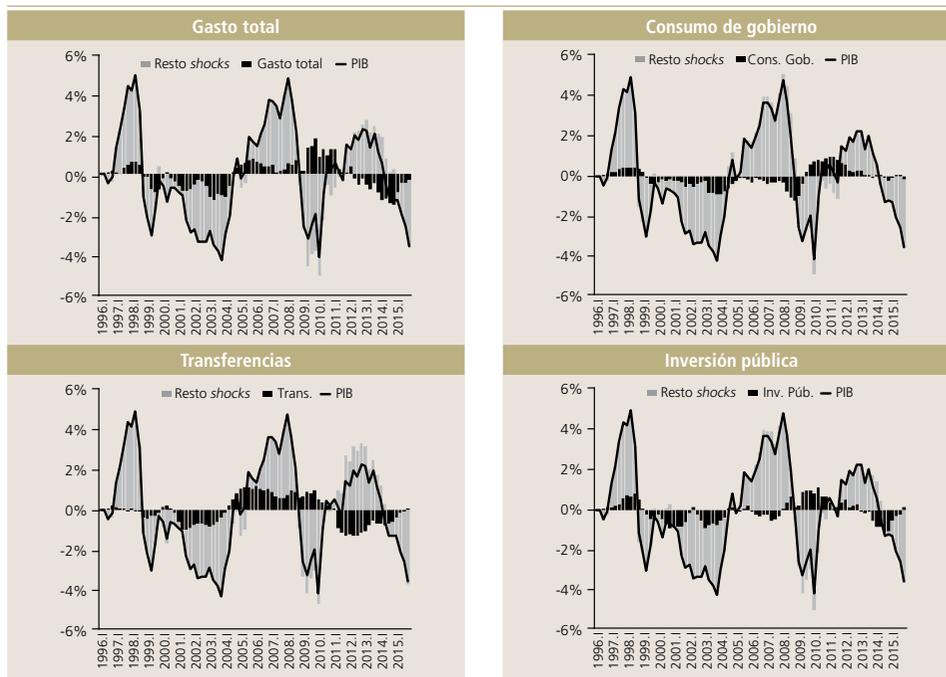
Fuente: Cálculos propios con base en datos del Banco Central de Chile y la Dirección de Presupuestos.

V. GASTO PÚBLICO Y CICLO ECONÓMICO

Además de funciones impulso-respuesta, modelos SVAR como los que empleamos entregan la contribución de *shocks* de gasto público en cada momento del tiempo mediante una descomposición histórica²⁰. El gráfico 9 muestra, para cada uno de los SVAR, la descomposición histórica de *shocks*, donde la contribución de los *shocks* de gasto al ciclo del PIB se destaca con barras negras²¹. En general, los *shocks* al gasto público tienen un comportamiento procíclico antes de la crisis global de 2008, y contracíclico a partir de ella. Esta conclusión es más evidente al observar los gráficos de la izquierda, que se refieren a los SVAR en que la variable fiscal es el gasto total y las transferencias, respectivamente. Por supuesto, el rol de *shocks* a transferencias en la descomposición histórica del panel inferior izquierdo debe tomarse con mucha cautela pues, como se indicó previamente, sus efectos no son estadísticamente significativos.

Gráfico 9

Ciclo del PIB: Rol de *shocks* de gasto público



Fuente: Cálculos propios con base en datos del Banco Central de Chile y la Dirección de Presupuestos.

Nota: Contribución de *shocks* de gasto público al PIB según cada modelo SVAR (barras negras). Las barras grises incluyen la contribución del resto de *shocks* en el SVAR y del estado inicial.

20 Véase Burbidge y Harrison (1985) para una aplicación inicial del análisis de descomposición histórica.

21 Las barras grises agrupan *shocks* a las otras variables del SVAR. Entre estos, los *shocks* autónomos del PIB son los más importantes. Además, las barras grises incluyen el rol del estado inicial en la descomposición histórica, que se estima cercano a cero en toda la muestra.

A partir de la descomposición histórica de *shocks* que ofrece cada uno de los SVAR, se puede construir un escenario contrafactual que muestra la evolución cíclica del PIB en ausencia de contribuciones de *shocks* de gasto público. La descomposición histórica desagrega el PIB, para cada período, como la suma de las contribuciones de los *shocks* estructurales identificados por el SVAR en cada período. Al ignorar la contribución de los *shocks* de gasto público se obtiene el escenario contrafactual. En relación al gráfico 9, el PIB en el escenario contrafactual está dado por las barras grises, que agrupan las contribuciones de los *shocks* que no provienen del gasto público.

Encontramos que, en el escenario contrafactual, y para toda la muestra, la volatilidad del PIB habría sido prácticamente la misma que la observada. Sin embargo, este resultado esconde el rol del gasto público durante episodios puntuales. Por ejemplo, en el período en que la crisis financiera global golpeó a Chile, la acción contracíclica del gasto público contribuye a estabilizar el PIB. De hecho, al evaluar la volatilidad del PIB en la sub-muestra 2009.I-2015.IV, encontramos que en ausencia de *shocks* de gasto público habría sido mayor que la observada en los datos. Es decir, los *shocks* de gasto público en general contribuyen a estabilizar el PIB desde 2009. El cuadro 3 muestra la volatilidad del PIB que se observa en los datos y la del escenario contrafactual en que se apagan los *shocks* al gasto público, tanto para la muestra completa como para el período a partir de 2009. Puesto que nuestros resultados provienen de modelos SVAR independientes para cada definición de gasto público, tenemos un contrafactual asociado a cada uno de los SVAR. Al extraer una tendencia lineal del PIB de Chile, como hacemos para la estimación base discutida en la sección II, se obtiene un desvío estándar de 2,4% para la muestra completa. Al apagar los *shocks* de gasto en los cuatro SVAR base se obtiene una volatilidad de 2,2% o 2,3%, casi idéntica a la observada en los datos. Sin embargo, los *shocks* de gasto público tienen un comportamiento heterogéneo a lo largo del ciclo chileno. Para la sub-muestra 2009.I-2015.IV, la volatilidad del PIB habría sido mayor en los escenarios contrafactuales contruados a partir de SVAR para el gasto total (en 0,5 puntos porcentuales: 2,4% vs 1,9%), transferencias (en 0,6 pp), e inversión pública (en 0,2 pp). Solamente el escenario contrafactual contruado a partir del SVAR para el consumo de gobierno muestra un PIB con volatilidad similar a la observada en los datos (1,8% vs 1,9%). En suma, al considerar la submuestra 2009.I-2015.IV, el gasto público parece tener, en general, un efecto contracíclico en el PIB de Chile. Nuevamente, la contracíclicidad de *shocks* a las transferencias debe tomarse con cautela, pues como se concluyó previamente, sus efectos no son estadísticamente significativos.

Cuadro 3

Volatilidad del PIB observada y contrafactual

(sin *shocks* de gasto público)

	Observado	Contrafactual en cada SVAR			
		Gasto total	Cons. de gobierno	Transferencias	Invers. pública
Muestra completa	2,4%	2,2%	2,3%	2,3%	2,3%
2009.I - 2015.IV	1,9%	2,4%	1,8%	2,5%	2,1%

Fuente: Cálculos propios con base en datos del Banco Central de Chile y la Dirección de Presupuestos.

Nota: La volatilidad se define como el desvío estándar expresado en porcentaje. El desvío estándar contrafactual, para cada SVAR, se obtiene suponiendo que las contribuciones de los *shocks* al gasto público son nulos.



Por supuesto, este análisis tiene la limitación de que parte de modelos SVAR independientes para cada definición de gasto público, y no de un modelo en el que todos los componentes del gasto se determinan de manera simultánea. La identificación simultánea de *shocks* a componentes del gasto no es evidente, y como explicamos en la subsección IV.1 (cuadro 1), nuestra estrategia es válida para el propósito de estimar multiplicadores en vista de que la correlación entre los componentes del gasto público no parece excesivamente alta.

VI. CONCLUSIONES

Este trabajo usa un enfoque SVAR para estimar multiplicadores del gasto total del gobierno central y los siguientes componentes: consumo de gobierno, transferencias, e inversión pública. Encontramos que el multiplicador del gasto total está en torno a 1, los multiplicadores del consumo de gobierno e inversión pública están en torno a 2, y el multiplicador de transferencias es menor que 1. Una ventaja de contar con estimaciones del impacto de distintos componentes del gasto público es que facilita el estudio de eventuales recomposiciones del gasto. Al analizar la contribución de *shocks* de gasto público a fluctuaciones del PIB en Chile, encontramos que son contracíclicas a partir de 2009.

Una limitación de este estudio es que, al enfocarse en el gasto público, ignora el efecto de cambios en tasas impositivas sobre la economía. Por supuesto, ciertas tasas de impuestos han aumentado recientemente en Chile como consecuencia de la Reforma Tributaria de 2014. Al momento de escribir este documento, se discutía una serie de ajustes a la Reforma de 2014.

REFERENCIAS

- Auerbach, A. y Y. Gorodnichenko (2012). “Measuring the Output Responses to Fiscal Policy”. *American Economic Journal: Economic Policy* 4: 1–27.
- Blanchard, O. y R. Perotti (2002). “An Empirical Characterization of the Dynamic Effects of Changes in Government Spending and Taxes on Output”. *Quarterly Journal of Economics* 117: 1329–68.
- Burbidge, J. y A. Harrison (1985). “A Historical Decomposition of the Great Depression to Determine the Role of Money”. *Journal of Monetary Economics* 16: 45–54.
- Carrière-Swallow, Y., A.C. David y D. Leigh (2018). “The Macroeconomic Effects of Fiscal Consolidation in Emerging Economies: Evidence from Latin America”. IMF Working Paper WP/18/142.
- Céspedes, L.F., J. Fornero y J. Galí (2012). “Non-Ricardian Aspects of Fiscal Policy in Chile”. En *Fiscal Policy and Macroeconomic Performance*, editado por L.F. Céspedes y J. Galí, serie Banca Central, Análisis y Políticas Económicas, vol. 17, Banco Central de Chile.
- Christiano, L., M. Eichenbaum y S. Rebelo (2011). “When is the Government Spending Multiplier Large?” *Journal of Political Economy* 119: 78–121.
- Chumacero R. y F. Gallego (2002). “Trends and Cycles in Real Time”. *Estudios de Economía* 29(2): 211–29.
- Coenen, G., C. Erceg, C. Freedman, D. Furceri, M. Kumhof, R. Lalonde, D. Laxton, J. Lindé, A. Mourougane, D. Muir, S. Mursula, C. de Resende, J. Roberts, W. Roeger, S. Snudden, M. Trabandt y J. in’t Veld (2012). “Effects of Fiscal Stimulus in Structural Models”. *American Economic Journal: Macroeconomics* 4: 22–68.
- Fornero, J., M. Kirchner y A. Yany (2016). “Terms of Trade Shocks and Investment Dynamics in Commodity-Exporting Economies”. Documentos de Trabajo N° 773, Banco Central de Chile.
- Galí, J., D. López-Salido y J. Vallés (2007). “Understanding the Effects of Government Spending on Consumption”. *Journal of the European Economic Association* 5: 227–70.
- Giambattista, E. y S. Pennings (2017). “When is the Government Transfer Multiplier Large?” *European Economic Review*, doi:10.1016/j.euroeconrev.2017.09.003.



Ilzetzki, E. (2011). “Fiscal Policy and Debt Dynamics in Developing Countries”. World Bank Policy Research Working Paper 5666.

Ilzetzki, E., E.G. Mendoza y C.A. Végh (2013). “How Big (Small?) Are Fiscal Multipliers?” *Journal of Monetary Economics* 60: 239–54.

Kraay, A. (2012). “How large is the Government Spending Multiplier? Evidence from World Bank Lending”. *The Quarterly Journal of Economics*, Volume 127: 829–887.

Leeper, E.M., T.B. Walker y S.S. Yang (2010). “Government Investment and Fiscal Stimulus”. *Journal of Monetary Economics* 57: 1000–12.

Mountford, A. y H. Uhlig (2009). “What are the Effects of Fiscal Policy Shocks?” *Journal of Applied Econometrics* 24: 960–92.

Perotti, R. (2004). “Public Investment: Another (Different) Look”. IGER working paper No. 277 (December).

Ramey, V.A. (2011a). “Can Government Purchases Stimulate the Economy?” *Journal of Economic Literature* 49: 673–85.

Ramey, V.A. (2011b). “Identifying Government Spending Shocks: It’s All in the Timing”. *Quarterly Journal of Economics* 126: 1–50.

Ramey, V.A. y M.D. Shapiro (1998). “Costly Capital Reallocation and the Effects of Government Spending”. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 48: 145–94.

Riera-Crichton, D., C.A. Végh y G. Vuletin (2015). “Procyclical and Countercyclical Fiscal Multipliers: Evidence from OECD Countries”. *Journal of International Money and Finance* 52: 15–31.

Stock, J.H. y M.W. Watson (2001). “Vector Autoregressions”. *Journal of Economic Perspectives* 15: 101–15.

Tenhofen, J. y G. Wolff (2007). “Does Anticipation of Government Spending Matter? Evidence from an Expectation Augmented VAR”. Deutsche Bundesbank Discussion Paper No 14/2007.



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.

ROL DE INVERSIONISTAS INSTITUCIONALES DOMÉSTICOS SOBRE LA VOLATILIDAD DE TASAS SOBERANAS DE ECONOMÍAS EMERGENTES*

Nicolás Álvarez H.**
Antonio Fernandois S.**
Andrés Sagner T.**

I. INTRODUCCIÓN

En los últimos dos años, diversos episodios de tensión en los mercados financieros internacionales, generados en parte por la mayor incertidumbre política y global asociada a la guerra comercial entre Estados Unidos y China, se han materializado en un aumento sustancial de la volatilidad de varios activos financieros. En el caso de economías emergentes (EME), este fenómeno se concretó en un aumento de la volatilidad de los premios por riesgo, tipos de cambio y tasas de interés soberanas de largo plazo.

Chile no estuvo exento de este fenómeno. En efecto, la volatilidad del tipo de cambio escaló a la par e incluso por sobre otras EME y países exportadores de materias primas; evolución que es coherente con el marco de flexibilidad cambiaria imperante en el país, en el cual las variaciones del tipo de cambio se transforman en una primera línea de defensa para absorber *shocks* externos (Albagli et al., 2019). Sin embargo, en el caso de la volatilidad de las tasas de interés soberanas de largo plazo, el nivel registrado es persistentemente más bajo en relación con una muestra amplia de países. De este modo, Chile se ubicó en la zona inferior de la distribución de volatilidad de tasas de interés

* Agradecemos los valiosos comentarios y sugerencias de Rodrigo Alfaro, los editores y un árbitro anónimo en la elaboración de este documento. Las opiniones expresadas son exclusivas de los autores y no reflejan necesariamente la opinión del Banco Central de Chile o de su Consejo. Todos los errores que persisten son nuestros.

** Gerencia de Estabilidad Financiera, Banco Central de Chile. Correos electrónicos: nalvarez@bcentral.cl; afernandois@bcentral.cl; asagner@bcentral.cl

soberanas, incluso durante el episodio de mayor volatilidad global ocurrido en la segunda mitad de 2018 (gráfico 1).

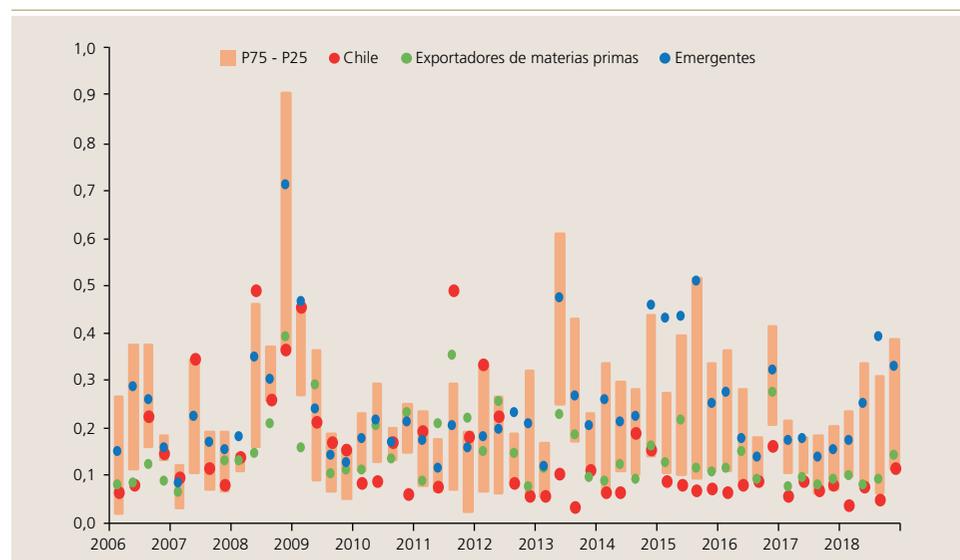
En este documento testeamos la hipótesis de que la incidencia de inversionistas domésticos no bancarios (IDNB) en el mercado de deuda soberana nacional podría jugar un rol como amortiguador de *shocks* externos sobre la variabilidad de las tasas de interés soberanas de largo plazo. En general, este tipo de inversionistas suelen ser de carácter institucional, con horizontes de inversión de largo plazo (por ejemplo, fondos de pensiones), y con un comportamiento del tipo *buy & hold* en el manejo de sus portafolios. Así, la mayor participación de estos agentes en el mercado de deuda soberana local podría reducir la volatilidad de las tasas de interés, sobre todo en el caso de Chile, donde la participación de los fondos de pensiones en el mercado de bonos soberanos de más de diez años plazo oscila entre 80 y 90%.

Utilizando datos mensuales del período comprendido entre marzo de 2004 y diciembre de 2017 para una muestra de 14 economías emergentes, estimamos una regresión de datos de panel en la cual la volatilidad de las tasas de interés soberanas a diez años es función de la volatilidad de la tasa de interés de largo plazo internacional, la volatilidad del tipo de cambio y la volatilidad de una medida de riesgo país, así como de las correlaciones entre dichas variables y la participación de IDNB en el mercado de deuda local. La ecuación estimada se basa en una aproximación lineal de la relación entre dichas volatilidades y correlaciones, ambas variantes en el tiempo, la que a su vez se obtiene de una versión extendida del modelo de paridad descubierta de tasas de interés.

Gráfico 1

Volatilidad de tasas de interés soberanas

(puntos base)



Fuente: Elaboración propia.



Nuestros resultados proveen evidencia a favor de la hipótesis mencionada anteriormente. En efecto, las estimaciones de panel sugieren que, para el promedio de las economías emergentes consideradas, un incremento de 10 puntos porcentuales en la participación de IDNB en el mercado local de bonos soberanos implicaría una disminución en la volatilidad de las tasas de interés soberanas cercana a 6,6% de la volatilidad promedio histórica. Para el caso de Chile, la volatilidad de la tasa del BCP a diez años, que se ha mantenido en niveles reducidos durante los últimos diez años, es coherente con una participación de los inversionistas institucionales en el mercado de deuda soberana que es de las más altas registradas en el grupo de países analizados. Así, el comportamiento e incidencia de los fondos de pensiones en Chile habrían actuado como un amortiguador de *shocks* externos, como por ejemplo las fluctuaciones de la tasa soberana a diez años de Estados Unidos, el tipo de cambio y el EMBI, sobre el mercado de deuda de largo plazo nacional. Finalmente, nuestros resultados también muestran que el rol estabilizador de los fondos de pensiones en Chile habría tomado un mayor protagonismo desde 2010, fecha desde la cual la participación promedio de inversionistas institucionales aumentó desde 60% hasta niveles entre 80 y 90%, y cuyas fluctuaciones coincidieron con la dinámica de los flujos de portafolio de renta fija hacia economías emergentes y la volatilidad implícita en la tasa del T-Note a diez años.

Este trabajo se enmarca dentro de la literatura empírica que ha estudiado los determinantes de las tasas de interés soberanas en economías emergentes. En este sentido, Baldacci y Kumar (2010) utilizan un panel compuesto por 31 economías avanzadas y emergentes, y encuentran que factores locales como la tasa de política monetaria, la tasa de inflación, el balance fiscal, la deuda general de gobierno y el crecimiento del PIB son, en general, determinantes estadísticamente significativos de las tasas de interés soberanas de largo plazo. Piljak (2013) extiende este análisis para economías emergentes únicamente al considerar factores globales que afectan sus tasas de interés soberanas y, si bien encuentra que los factores macroeconómicos domésticos determinan en gran parte el nivel de las tasas soberanas, una medida de incertidumbre global como el VIX tiene un poder explicativo relevante sobre el rendimiento de los bonos soberanos a largo plazo; resultado que es coincidente con los hallazgos de Jaramillo y Weber (2013). Como extensión a este último punto, Miyajima et al. (2015) encuentran que el rendimiento de los bonos soberanos en economías emergentes, si bien se han vuelto relativamente más resistentes a *shocks* externos de aversión al riesgo, ellos se han visto también afectados por los bajos rendimientos del T-Note a diez años observados durante los últimos años.

Sin embargo, el estudio de los determinantes de la volatilidad de las tasas soberanas de largo plazo es, por el contrario, más bien escaso. Ming (1998) encuentra que la liquidez del mercado de bonos soberanos local y variables macroeconómicas fundamentales afectan de forma significativa la volatilidad de las tasas de interés soberanas. No obstante, el rol de los inversionistas institucionales en la determinación de esta variable ha sido inicialmente analizado de forma más bien cualitativa (BM y FMI, 2001), debido principalmente a la falta de datos para llevar a cabo un estudio más acabado (Burger y Warnock,

2007; Daniel, 2008). En un intento por llenar este vacío de la literatura, Peiris (2010) estima el impacto de la participación de inversionistas extranjeros en el mercado de deuda soberana local sobre la volatilidad de las tasas soberanas de largo plazo para diez economías emergentes en la última década¹. Sus resultados indican que, en general, esta variable tiende a ser un determinante no significativo en la mayoría de los casos, aunque una mayor participación de inversionistas extranjeros incrementa de forma significativa la volatilidad de las tasas soberanas en Corea, al mismo tiempo que la reduce en otras economías como Malasia, México y Turquía. Así, nuestro estudio contribuye a esta literatura al analizar el rol de los inversionistas institucionales locales en la determinación de la volatilidad de las tasas de interés soberanas de largo plazo domésticas al incorporar una *proxy* para la participación de inversionistas domésticos no bancarios construida a partir de los datos de Arslanalp y Tsuda (2014), junto a otros determinantes dados por el modelo de paridad descubierta de tasas de interés. Según nuestro conocimiento, este es uno de los primeros estudios que abordan esta pregunta para una muestra de economías emergentes.

El resto del documento se encuentra organizado de la siguiente forma. En la sección II describimos la derivación del modelo econométrico empleado y los datos utilizados en su estimación. La sección III presenta los principales resultados obtenidos, y la sección IV concluye. Los detalles técnicos de la derivación del modelo econométrico se encuentran en el Apéndice del documento.

II. METODOLOGÍA

1. Modelo econométrico

Nuestras estimaciones se motivan sobre la base del modelo de paridad descubierta de tasas de interés. En su versión lineal, este modelo indica que el diferencial entre la tasa de interés de un determinado país $r_{i,t}$ y la tasa de interés internacional r_t^* es igual a las expectativas de depreciación del tipo de cambio $e_{i,t}$ más un premio por riesgo $\xi_{i,t}$. De este modo

$$r_{i,t} - r_t^* = e_{i,t} + \xi_{i,t}, \quad i \in I. \quad (1)$$

En la ecuación anterior, la literatura relacionada indica que el premio por riesgo considera típicamente el riesgo cambiario bajo el supuesto que los mercados son eficientes y los agentes son racionales². Sin embargo, Chinn (2006) y Alper et al. (2009) indican que para el caso de economías emergentes, el premio por riesgo $\xi_{i,t}$ es más bien general, en cuanto él debiera considerar también el riesgo de *default* y otros riesgos políticos. En este contexto, seguimos la estrategia

¹ Las economías consideradas son Brasil, Corea, Hungría, Indonesia, Malasia, México, Polonia, República Checa, Tailandia y Turquía.

² Bajo estos supuestos, el tipo de cambio forward a un determinado plazo es igual al tipo de cambio esperado más una prima por riesgo cambiario.

Cuadro 1

Comparación de momentos

País	Fecha Inicial	σ^e		σ^r		$\rho^{r,e}$		$\rho^{r,y}$		$\rho^{e,y}$	
		Prom.	t - stat	Prom.	t - stat	Prom.	t - stat	Prom.	t - stat	Prom.	t - stat
Brasil	Feb-04	1,50	5,32	0,13	2,27	-0,12	1,98	-0,38	0,43	0,52	5,79
Chile	Sep-05	1,15	0,51	0,06	16,90	-0,04	0,03	-0,30	1,57	0,26	1,84
Colombia	Jan-10	1,32	2,89	0,13	2,33	-0,06	0,61	-0,37	0,28	0,50	5,01
Hungría	Mar-07	1,55	5,79	0,13	1,90	0,00	0,78	-0,34	0,72	0,18	4,15
India	Mar-04	0,76	7,66	0,07	9,50	-0,03	0,11	-0,24	1,91	0,29	0,70
Indonesia	Mar-04	0,82	5,06	0,16	0,55	-0,03	0,15	-0,49	3,36	0,36	0,67
Malasia	Jan-10	0,66	11,7	0,07	10,8	0,00	0,76	-0,27	2,56	0,24	2,65
México	Mar-11	1,11	0,33	0,10	6,29	-0,06	0,66	-0,40	1,07	0,48	4,53
Perú	Mar-06	0,48	20,3	0,12	4,03	0,00	0,84	-0,42	1,52	0,31	0,60
Polonia	Mar-04	1,53	5,61	0,08	10,3	0,00	0,69	-0,33	0,89	0,15	5,03
Rusia	Apr-10	1,23	1,27	0,15	0,07	-0,06	0,56	-0,44	2,07	0,37	1,02
Turquía	Jan-10	1,38	3,62	0,15	0,02	-0,02	0,37	-0,37	0,21	0,56	7,55
Ucrania	Jan-12	1,15	0,15	0,55	5,80	-0,03	0,12	-0,28	2,05	0,10	5,96

Fuente: Elaboración propia.

Comparación entre el momento promedio de cada país y el respectivo momento promedio muestral de todos los países. Valores en negrita indican que las diferencias entre los momentos individuales y el promedio muestral no son estadísticamente distintas al 5% de significancia. Los datos empleados en estos cálculos corresponden a los descritos en el cuadro 2 y abarcan el período Marzo 2004 a Diciembre 2017.

Por último, y como una forma de evaluar nuestra hipótesis de trabajo acerca de los efectos potenciales que poseen los inversionistas domésticos no bancarios sobre la volatilidad de las tasas de interés, incorporamos la participación de estos agentes en el mercado de deuda soberana local ($s_{i,t}$) como un determinante adicional del nivel de $\sigma_{i,t}^r$. Además, asumimos que el error de aproximación $u_{i,t}$ posee un efecto fijo η_i que captura tanto la heterogeneidad a nivel de país no explicada por los otros regresores, como los desvíos de las volatilidades y correlaciones individuales de sus respectivos valores de largo plazo que se asumieron igual entre países, y un error aleatorio $\varepsilon_{i,t}$ homocedástico. Así, el modelo a estimar corresponde a uno de datos de panel que posee la siguiente estructura

$$\sigma_{i,t}^r = \alpha + \sum_j \beta_j \sigma_{i,t}^j + \sum_j \sum_{k \neq j} \delta_{jk} \rho_{i,t}^{j,k} + \lambda s_{i,t} + \eta_i + \varepsilon_{i,t}, \quad j \in \{r^*, e, \gamma\}, \quad i \in I \quad (5)$$

donde λ es un parámetro que captura el efecto promedio de la participación de IDNB en el mercado de deuda local sobre la volatilidad de las tasas de interés soberanas de largo plazo en economías emergentes.

2. Datos

En la estimación del modelo (5), utilizamos datos en frecuencia mensual del período comprendido entre marzo de 2004 y diciembre de 2017 para 14 economías emergentes: Brasil, Chile, China, Colombia, Hungría, India, Indonesia, Malasia, México, Perú, Polonia, Rusia, Turquía y Ucrania. El detalle de las variables consideradas y sus respectivas fuentes se encuentra en el cuadro 2.



Cuadro 2

Variables y fuentes de información

Variable	Descripción	Frecuencia	Fuente	Ajuste
$r_{i,t}$	Tasa de interés soberana a 10 años	Diaria	BCCh, BB	Desviación estándar mensual.
r_t^*	Tasa de interés T-Note a 10 años	Diaria	BB	Desviación estándar mensual.
$E_{i,t}$	Tipo de cambio spot	Diaria	BB	Desviación estándar mensual de $\ln E_{i,t}$ y $e_{i,t}$. Las expectativas de depreciación del tipo de cambio se calcularon como $e_{i,t} = \ln(E_{i,t} - \bar{E}_{i,t})$, donde $\bar{E}_{i,t}$ es el promedio móvil de 10 años de $E_{i,t}$.
$\gamma_{i,t}$	EMBI	Diaria	BB	Desviación estándar mensual de $\ln(\gamma_{i,t})$.
$fe_{i,t}$	Financiamiento externo	Diaria	BCCh, BB	Desviación estándar mensual de la suma entre $r_{i,t}$ y r_t^* .
$s_{i,t}$	Participación de inversionistas domésticos no bancarios en bonos soberanos locales	Trimestral	Arslanalp y Tsuda (2014), BCCh, DCV	Interpolación mensual, excepto para el caso de Chile que se encuentra en frecuencia mensual.

Fuente: Elaboración propia.

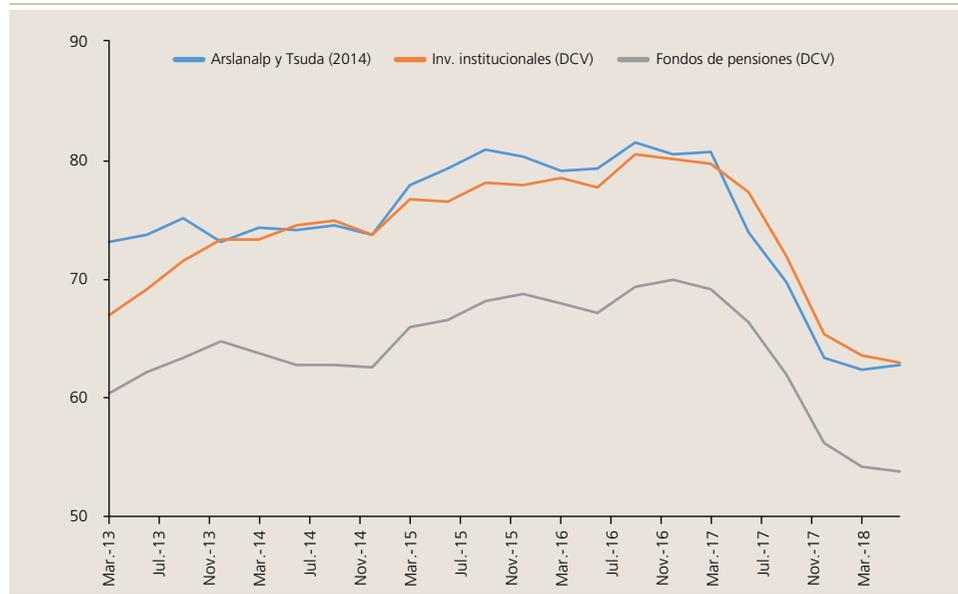
BCCh: Banco Central de Chile; BB: Bloomberg; DCV: Depósito Central de Valores.

La participación de inversionistas domésticos no bancarios (IDNB) en el mercado de deuda soberana local $s_{i,t}$ para todas las economías mencionadas, excepto Chile, se obtiene de Arslanalp y Tsuda (2014). En su documento, los autores realizan un seguimiento a la base de inversionistas en bonos soberanos de 24 países emergentes mediante la compilación de diversas fuentes de datos como el FMI, el BIS y el Banco Mundial, entre otras. Los datos, disponibles en la página web del FMI⁵, se encuentran en frecuencia trimestral a partir del año 2014 y contienen información acerca de la deuda total emitida, detallada además por moneda de denominación, si el inversionista es extranjero o doméstico, y el tipo de inversionista (bancario, no bancario, o bancos centrales). A partir de estos datos, estimamos la participación de IDNB en bonos soberanos locales asumiendo que su participación en el total de la deuda emitida en moneda local y extranjera se mantiene también en el mercado de deuda soberana local. Para el caso de Chile, notamos que esta aproximación es muy cercana a la obtenida por medio de fuentes de información locales, como los registros que mantienen la Comisión para el Mercado Financiero, el Depósito Central de Valores, y la Superintendencia de Pensiones (gráfico 2). En efecto, la serie de participación de los Fondos de Pensiones (FP), Fondos Mutuos (FM) y Compañías de Seguros de Vida (CSV) o, alternativamente, inversionistas institucionales, en el mercado de deuda soberana local es similar a la serie estimada a partir de los datos de Arslanalp y Tsuda (2014), tanto en tendencia como en nivel, y donde los FP explican gran parte de esta última dimensión. Por otra parte, dado que la participación de IDNB se encuentra disponible en frecuencia trimestral, interpolamos linealmente para aproximar los valores no observados de esta variable en los meses de cada trimestre.

5 <https://www.imf.org/en/Publications/WP/Issues/2016/12/31/Tracking-Global-Demand-for-Emerging-Market-Sovereign-Debt-41399>.

Gráfico 2

Comparación medidas de participación IDNB en Chile



Fuente: Elaboración propia.

Cuadro 3

Comparación de medias

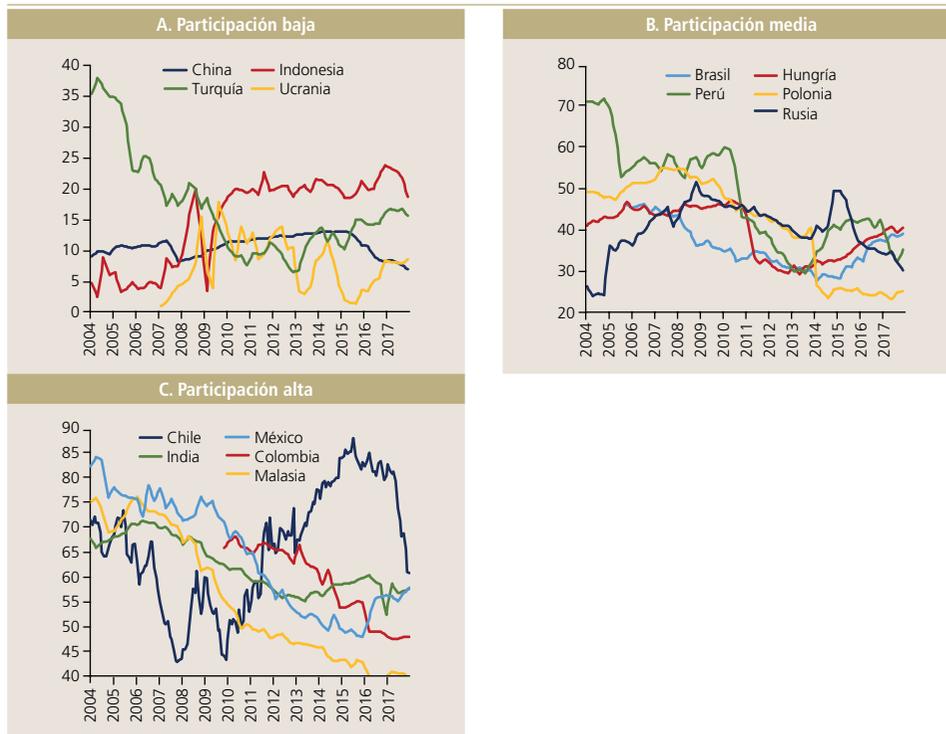
(series mensuales y trimestrales)

País	Base Mensual			Base Trimestral	t - stat
	N	μM	σM	μT	
Brasil	145	0,361	0,004	0,362	0,20
Chile	166	0,660			
China	166	0,107	0,001	0,106	0,27
Colombia	97	0,588	0,007	0,588	0,06
Hungría	166	0,397	0,005	0,397	0,03
India	166	0,621	0,004	0,621	0,01
Indonesia	166	0,150	0,005	0,149	0,08
Malasia	166	0,553	0,010	0,553	0,02
México	166	0,643	0,009	0,643	0,08
Perú	166	0,482	0,009	0,482	0,07
Polonia	166	0,415	0,009	0,414	0,06
Rusia	166	0,406	0,005	0,404	0,30
Turquía	166	0,167	0,006	0,168	0,16
Ucrania	130	0,076	0,004	0,076	0,13

Fuente: Elaboración propia.

μM y σM denotan el promedio y desviación estándar, respectivamente, de las series mensuales, que fueron calculados utilizando N observaciones. μT corresponde al promedio de las series trimestrales (excepto para Chile).

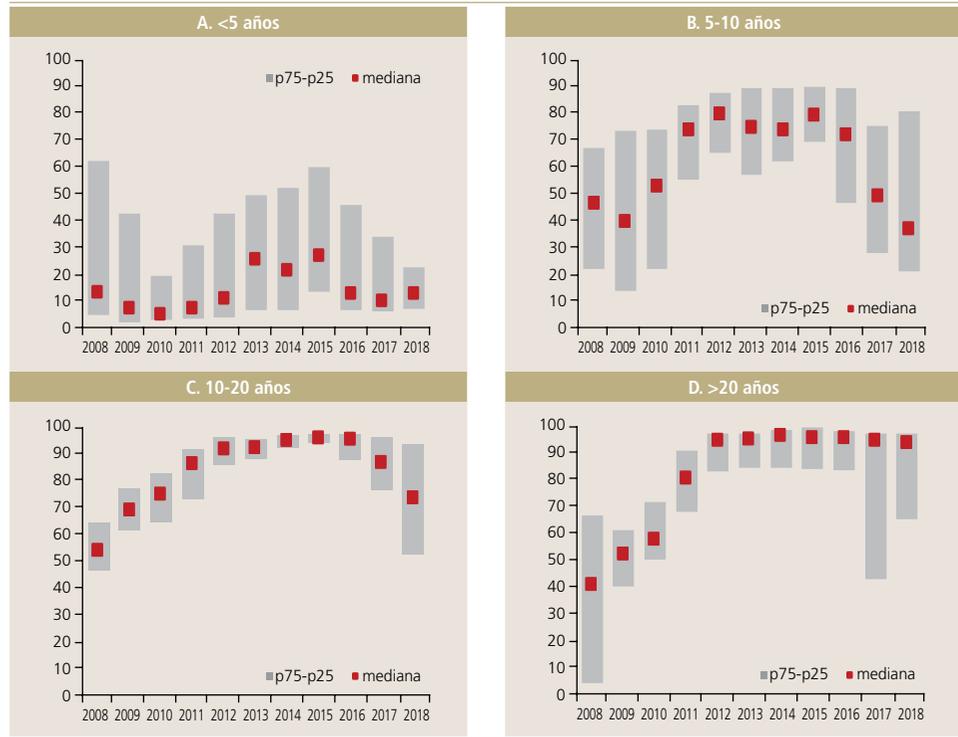
El cuadro 3 muestra la comparación entre el promedio de las series originales e interpoladas. De ella observamos que las diferencias entre los primeros momentos de ambas series no son estadísticamente significativas, es decir, la interpolación realizada no provoca alteraciones relevantes en el nivel de $s_{i,t}$. Para Chile, utilizamos la información de fuentes locales que ya se encuentran en frecuencia mensual. Con todo, de acuerdo al gráfico 3, la participación de IDNB en bonos soberanos domésticos es relativamente baja en China, Indonesia, Turquía y Ucrania (12% promedio); media en Brasil, Hungría, Perú, Polonia y Rusia (41% promedio); y relativamente alta en Chile, Colombia, India, Malasia y México (61% promedio). En el caso de Chile, la participación de IDNB se incrementó sostenidamente desde el año 2010, llegando incluso a niveles por sobre 80% entre 2015 y 2016. Como se mencionó anteriormente, los FP son el principal inversionista dentro de este grupo, del tipo *buy & hold*, y por tanto mantienen posiciones que son relativamente estables a través del tiempo. Así, en el caso de los bonos soberanos domésticos, los FP mantienen participaciones crecientes a lo largo de la curva de rendimiento, llegando a estar por sobre el 50% en los vencimientos de cinco a diez años, y en torno a 95% en los plazos de más de diez años (gráfico 4).

Gráfico 3**Participación IDNB en bonos soberanos**

Fuente: Elaboración propia.

Gráfico 4

Participación FP chilenos en bonos soberanos por madurez (proporción)



Fuente: Elaboración propia.

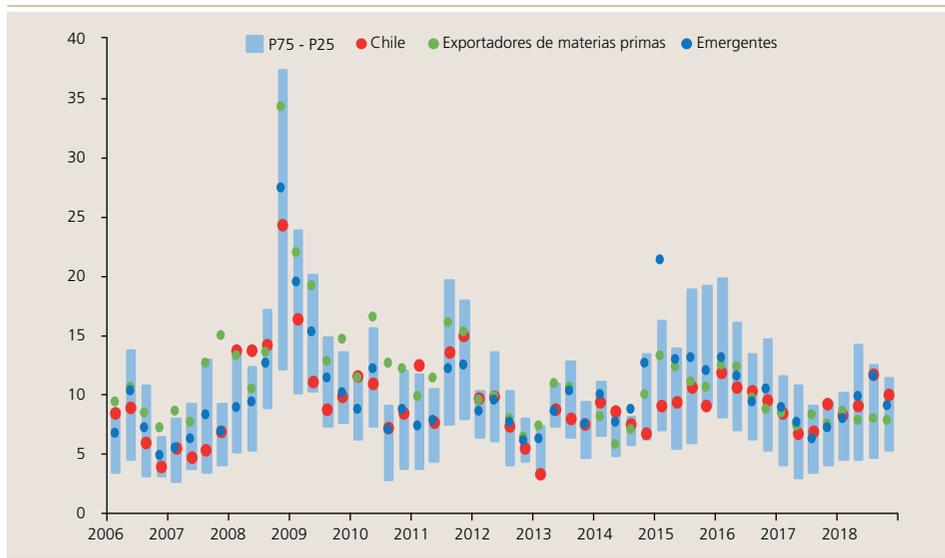
Por otra parte, la volatilidad de tasas de interés, $\sigma_{i,t}^r$, fue estimada mediante la desviación estándar mensual sobre el nivel diario de la tasas de interés soberanas domésticas a diez años. Asimismo, la volatilidad de la tasa de interés internacional, $\sigma_i^{r^*}$, fue aproximada mediante la desviación estándar mensual sobre el nivel diario del T-Note a diez años. Para el caso de Chile, la volatilidad de la tasa de interés soberana se observa persistentemente baja comparada con una amplia muestra de EME, ubicándose por lo general en torno o por debajo del percentil 25 de la muestra (gráfico 1).

En cuanto a la volatilidad de las expectativas de depreciación del tipo de cambio, $\sigma_{i,t}^e$, ella fue construida como la desviación estándar mensual sobre la diferencia logarítmica entre el tipo de cambio spot y su promedio móvil de diez años. Alternativamente, consideramos también la volatilidad del tipo de cambio spot en nuestras estimaciones. Respecto de esta última, en general se observa que la volatilidad del tipo de cambio en Chile es similar a las de otras EME, mostrando niveles algo mayores en el último año y por sobre la volatilidad del tipo de cambio observada en otros países exportadores de materias primas (gráfico 5).

Gráfico 5

Volatilidad del tipo de cambio

(porcentaje)



Fuente: Elaboración propia.

Por último, aproximamos el riesgo de cada país, $\gamma_{i,t}$, mediante el EMBI. La volatilidad de esta variable se estimó mediante la desviación estándar mensual del logaritmo natural del nivel diario del EMBI. En tanto, las correlaciones entre los determinantes de las tasas de interés se calcularon a partir de las correlaciones mensuales entre el nivel diario de dichas variables.

III. RESULTADOS

El cuadro 4 detalla los resultados de nuestras regresiones de panel para cinco distintas especificaciones del modelo econométrico descrito en la expresión (5). En la primera especificación, regresionamos la volatilidad de las tasas de interés soberanas a diez años, $\sigma_{i,t}^r$, contra la volatilidad del tipo de cambio, $\sigma_{i,t}^e$, y la participación de IDNB en el mercado de deuda soberana local, $s_{i,t}$. Luego, en las especificaciones de las columnas (2) a (4) incorporamos secuencialmente la volatilidad del T-Note a diez años, $\sigma_{i,t}^{r*}$, la volatilidad del EMBI, $\sigma_{i,t}^\gamma$, y las correlaciones entre estos determinantes ($\rho_{i,t}^{r*,\gamma}$, $\rho_{i,t}^{r*,e}$, $\rho_{i,t}^{e,\gamma}$). Finalmente, en la última especificación consideramos la volatilidad del financiamiento externo, $\sigma_{i,t}^{fe}$, la cual corresponde a la volatilidad del T-Note a diez años, más la volatilidad del EMBI, y la correlación entre ambas variables; junto con un efecto fijo temporal, δ_t , como una forma de capturar los efectos de variables macroeconómicas globales que pudieran afectar a todas las EME de forma transversal.

Cuadro 4

Resultados de regresiones de datos de panel

(muestra total)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
$s_{i,t}$	-0,093 (0,0401)	-0,119 (0,0398)	-0,120 (0,0313)	-0,010 (0,0307)	-0,088 (0,0301)
$\sigma_{i,t}^e$	0,092 (0,00338)	0,087 (0,00344)	0,025 (0,00329)	0,022 (0,00323)	0,020 (0,00345)
$\sigma_i^{r^*}$		0,480 (0,0729)	0,272 (0,0586)	0,234 (0,0574)	
$\sigma_{i,t}^\gamma$			0,459 (0,0137)	0,468 (0,0134)	
$\sigma_{i,t}^{fe}$					0,471 (0,0139)
$\rho_{i,t}^{r^*,\gamma}$				0,044 (0,00487)	
$\rho_{i,t}^{r^*,e}$				0,007 (0,0109)	
$\rho_{i,t}^{e,\gamma}$				-0,001 (0,0110)	
$\rho_{i,t}^{fe,e}$					0,020 -0,011
Constante	0,071 (0,0163)	0,046 (0,0165)	0,071 (0,0126)	0,085 (0,0124)	0,061 (0,0854)
Obs.	1.599	1.599	1.493	1.492	1.492
δ_t	No	No	No	No	Sí
R^2	0,336	0,357	0,67	0,684	0,723

Fuente: Elaboración propia.

Valores en negrita indican significancia estadística al 5%. Errores estándar en paréntesis.

Los resultados mostrados en este cuadro apoyan nuestra hipótesis de trabajo, en el sentido de que una mayor (menor) participación de inversionistas nacionales no bancarios en el mercado de deuda soberana local reduciría (aumentaría) de forma estadísticamente significativa la volatilidad de las tasas de interés soberanas a largo plazo en las EME incluidas en nuestra muestra. En efecto, si consideramos los resultados de la especificación (5), que es aquella con el mejor ajuste en términos de R^2 , un aumento de 10 puntos porcentuales en $s_{i,t}$ reduciría marginalmente el nivel de $\sigma_{i,t}^r$ en alrededor de 0,9%, en promedio, lo cual equivale a una reducción promedio de la volatilidad de las tasas soberanas de largo plazo cercana a 6,6% en términos históricos.

En cuanto a los demás determinantes considerados en nuestras estimaciones, todos ellos poseen efectos estadísticamente significativos sobre la volatilidad de las tasas de interés soberanas a diez años. Más precisamente, un aumento de 10% en la volatilidad del tipo de cambio y del financiamiento externo aumentaría marginalmente la volatilidad de las tasas soberanas en torno a 0,2% y 4,7%,



respectivamente. En este último caso, y de acuerdo a las especificaciones de las columnas (3) y (4), la mayor contribución a la volatilidad de tasas de interés soberanas provendría de variaciones en el EMBI, más que de la volatilidad de la tasa soberana de Estados Unidos a diez años. Estos resultados se mantienen al considerar un período temporal más reducido (enero de 2010 a diciembre de 2017) para así mitigar los potenciales efectos derivados de un panel más desbalanceado hacia el inicio de la muestra (cuadro 5).

Como una forma de cuantificar económicamente los efectos descritos en los párrafos anteriores, el gráfico 6 muestra la contribución promedio de cada determinante a la volatilidad de las tasas de interés soberanas de largo plazo locales para cada una de las 14 economías emergentes consideradas en la muestra.

Cuadro 5

Resultados de regresiones de datos de panel

(muestra 2010.1 - 2017.12)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
$s_{i,t}$	-0,156 (0,0528)	-0,181 (0,0525)	-0,157 (0,0377)	-0,124 (0,0367)	-0,071 (0,0361)
$\sigma_{i,t}^e$	0,088 (0,00353)	0,085 (0,00354)	0,023 (0,00319)	0,021 (0,00309)	0,022 (0,00326)
$\sigma_t^{r^*}$		0,430 (0,0852)	0,314 (0,0622)	0,273 (0,0607)	
$\sigma_{i,t}^{\gamma}$			0,430 (0,0127)	0,439 (0,0123)	
$\sigma_{i,t}^{fe}$					0,437 (0,0124)
$\rho_{i,t}^{r^*,\gamma}$				0,042 (0,00463)	
$\rho_{i,t}^{r^*,e}$				0,001 (0,0105)	
$\rho_{i,t}^{e,\gamma}$				-0,01 (0,0107)	
$\rho_{i,t}^{fe,e}$					0,009 (0,0105)
Constante	0,095 (0,0206)	0,073 (0,0208)	0,086 (0,0147)	0,094 (0,0144)	0,047 (0,0278)
Obs.	1.219	1.219	1.185	1.185	1.185
δ_t	No	No	No	No	Sí
R^2	0,401	0,412	0,713	0,735	0,765

Fuente: Elaboración propia.

Valores en negra indican significancia estadística al 5%. Errores estándar en paréntesis.

Gráfico 6

Contribuciones a la volatilidad de tasas de interés soberanas (porcentaje)



Fuente: Elaboración propia.

"Otros" corresponde a la constante, el efecto fijo y la correlación entre el tipo de cambio y el financiamiento externo.

Las variables determinantes fueron agrupadas en cuatro categorías: (i) participación de IDNB en el mercado de deuda soberana local; (ii) volatilidad del tipo de cambio; (iii) volatilidad del financiamiento externo, y (iv) otros determinantes, los cuales corresponden a la constante, más el efecto fijo y la correlación entre el tipo de cambio y el financiamiento externo. De esta figura se puede observar que Chile presenta la mayor incidencia de IDNB sobre la volatilidad de su tasa de interés soberana, en comparación con las 14 economías emergentes consideradas en la muestra de análisis. En efecto, nuestros resultados sugieren que la alta incidencia de inversionistas institucionales en Chile más que compensa las presiones al alza sobre la volatilidad de las tasas soberanas debido a las fluctuaciones de variables externas como el tipo de cambio y el financiamiento externo, lo cual resaltaría el rol estabilizador de estos agentes ante *shocks* externos. Otros países con una alta incidencia de IDNB son India y Malasia, aunque su rol estabilizador es menor. Por el contrario, Ucrania, Turquía e Indonesia son aquellas economías cuya incidencia de IDNB es baja, o virtualmente nula, por lo que la volatilidad de sus tasas soberanas depende casi exclusivamente de las variaciones observadas en su tipo de cambio y su costo de financiamiento externo.

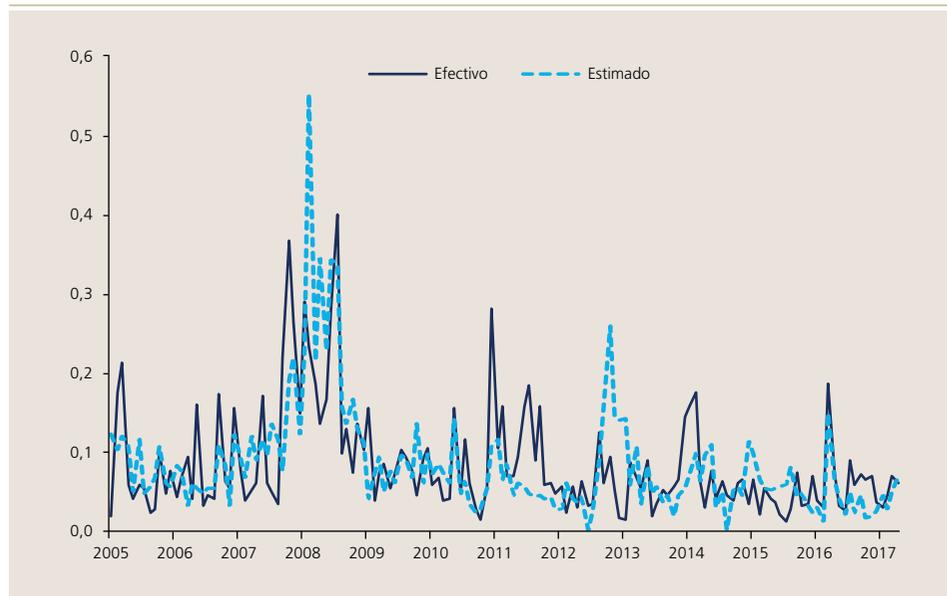
Para evaluar cómo ha variado en el tiempo el rol estabilizador de los inversionistas institucionales en Chile, calculamos el ratio estandarizado entre

la volatilidad de tasas soberanas predicha por la especificación (5) considerando que la participación de los IDNB es igual a cero en todos los períodos, y la volatilidad predicha por el modelo. Esta última posee un buen ajuste respecto de la volatilidad de tasas soberanas efectivamente observada en Chile, mientras las principales discrepancias entre ambas series se dan, generalmente, en períodos excepcionales como el inicio del programa de compra de activos por parte de la Fed (*Quantitative Easing*) en noviembre de 2008, o el *Taper Tantrum* de mayo de 2013 (gráfico 7). De este modo, un ratio positivo (negativo) es indicador de un mayor (menor) rol estabilizador de los inversionistas institucionales en términos de la volatilidad promedio de la tasa soberana doméstica durante los últimos 14 años. El gráfico 8 muestra la evolución de este ratio durante el período comprendido entre marzo de 2004 a diciembre de 2017. De esta figura se puede apreciar que el rol estabilizador de los inversionistas institucionales en Chile se mantuvo relativamente estable hasta fines de 2010, período en el cual la participación promedio de estos agentes en el mercado de deuda soberana local se mantuvo entre 55 y 60%. Luego de este lapso de tiempo, la participación de institucionales aumentó de forma significativa, alcanzando niveles entre 80 y 90%, mientras su rol estabilizador comenzó a experimentar fluctuaciones significativas, las cuales coincidieron, interesantemente, con la dinámica de los flujos de portafolio de renta fija hacia economías emergentes y, en menor medida, con la evolución de la volatilidad implícita asociada al T-Note a diez años (TYVIX).

Gráfico 7

Estimación de la volatilidad de tasas de interés soberanas

(porcentaje)

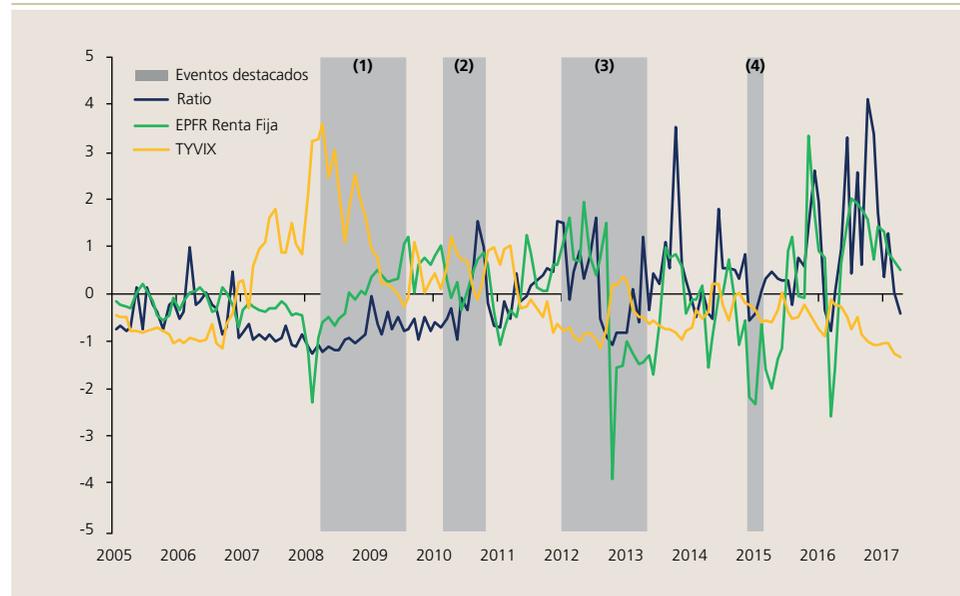


Fuente: Elaboración propia.

Gráfico 8

Ratio volatilidad sin IDNBs a volatilidad total

(variables estandarizadas)



Fuente: Elaboración propia.

Eventos destacados: (1) *Quantitative Easing 1*; (2) *Quantitative Easing 2*; (3) *Quantitative Easing 3 y Taper Tantrum*; (4) *Crash bolsa China*. EPFR renta fija corresponde a los flujos de portafolio de renta fija mensuales hacia economías emergentes. TYVIX corresponde a una medida de volatilidad implícita para el retorno del T-Note a 10 años.

IV. CONCLUSIONES

En este documento testeamos el rol estabilizador de los inversionistas domésticos no bancarios (IDNB) sobre la volatilidad de las tasas de interés soberanas de largo plazo en economías emergentes. Intuitivamente, la naturaleza de dichos agentes, caracterizada por horizontes de inversión de largo plazo y manejo de sus portafolios del tipo *buy & hold*, implicaría que en aquellas economías en donde los inversionistas institucionales poseen una participación relevante en el mercado de deuda local, la volatilidad de las tasas de interés soberanas podría ser menor respecto de países donde la participación de estos inversionistas es menor.

Nuestros resultados, obtenidos a partir de regresiones de panel para 14 economías emergentes durante el período comprendido entre marzo de 2004 y diciembre de 2017, respaldan esta hipótesis. En efecto, nuestras estimaciones sugieren que, en promedio, un aumento de 10 puntos porcentuales en la participación de los IDNB en el mercado de deuda soberana local de largo plazo reduciría la volatilidad de las tasas soberanas en una proporción cercana a 6,6% respecto de la volatilidad promedio histórica.



El resultado anterior es, sin duda, relevante para el caso de Chile, donde los inversionistas institucionales como los fondos de pensiones, han mantenido una participación en el mercado de deuda soberana a más de diez años plazo de entre 80 y 90% desde el año 2011 en adelante. Así, en promedio, esta alta incidencia de inversionistas institucionales habría compensado los efectos de *shocks* externos sobre la volatilidad de las tasas soberanas chilenas, lo cual habría funcionado como un estabilizador que ha experimentado variaciones significativas en el último tiempo y que coinciden con la dinámica mostrada por los flujos de portafolio de renta fija a economías emergentes y la volatilidad implícita en la tasa soberana de Estados Unidos a diez años.

REFERENCIAS

- Albagli, E., L. Ceballos, S. Claro, y D. Romero (2019). “Channels of US Monetary Policy Spillovers to International Bond Markets”. *Journal of Financial Economics*, por aparecer.
- Alper, C.E., O.P. Ardic y S. Fendoglu (2009). “The Economics of the Uncovered Interest Parity Condition for Emerging Markets”. *Journal of Economic Surveys* 23(1): 115–38.
- Arslanalp, S. y T. Tsuda (2014). “Tracking Global Demand for Emerging Market Sovereign Debt” IMF Working Paper 14/39.
- Baldacci, E. y M.S. Kumar (2010). “Fiscal Deficits, Public Debt and Sovereign Bond Yields”. IMF Working Paper 10/184.
- Banco Mundial y Fondo Monetario Internacional (2001). *Developing Government Bond Markets: A Handbook*.
- Burger, J.D. y F.E. Warnock (2007). “Foreign Participation in Local Currency Bond Markets”. *Review of Financial Economics* 16: 291–304.
- Chinn, M.D. (2006). “The (Partial) Rehabilitation of Interest Rate Parity in the Floating Rate Era: Longer Horizons, Alternative Expectations, and Emerging Markets”. *Journal of International Money and Finance* 25(1): 7–21.
- Daniel, L. (2008). “Foreign Investors’ Participation in Emerging Market Economies’ Domestic Bond Markets”. *Quarterly Selection of Articles*: 61–77, Banque de France.
- Ferreira, A.L. (2009). “Is it Risk? An Automated Approach to Explain the Ex- ante UIP Deviations of Brazil”. *Cuadernos de Economía* 46(133): 51–66.
- Jaramillo, L. y A. Weber (2013). “Bond Yields In Emerging Economies: It Matters What State You Are In”. *Emerging Markets Review* 17: 169–85.
- Ming, H.G. (1998). “Determinants of Emerging Market Bond Spread”. Policy Research Working Paper 1899, Banco Mundial.
- Miyajima, K., M. Mohanty y T. Chan (2015). “Emerging Market Local Currency Bonds: Diversification and Stability”. *Emerging Markets Review* 22: 126–39.
- Peiris, S.J. (2010). “Foreign Participation in Emerging Markets’ Local Currency Bond Markets”. IMF Working Paper 10/88.
- Piljak, V. (2013). “Bond Markets Co-Movement Dynamics and Macroeconomic Factors: Evidence from Emerging and Frontier Markets”. *Emerging Markets Review* 17: 29–43.

APÉNDICE

VOLATILIDAD DE TASAS DE INTERÉS

Utilizando el modelo extendido de paridad descubierta de tasas de interés (2) junto con la matriz de covarianzas de los determinantes $x_{i,t}$ dada por la expresión (3), la volatilidad de la tasa de interés, $\sigma_{i,t}^r$, se encuentra establecida por

$$\sigma_{i,t}^r = \sqrt{\iota' \bar{\Sigma}^x \iota}, \quad i \in I \quad (\text{A1})$$

donde ι es un vector de unos de dimensión 3×1 . Nótese que $\sigma_{i,t}^r$ es una función no lineal de las volatilidades de los determinantes $\sigma_{i,t}^j, j \in \{r^*, e, \gamma\}$, y sus respectivas correlaciones $\rho_{i,t}^{j,k}, j \neq k$.

Por lo anterior, aproximamos linealmente la expresión (A1) utilizando una expansión de Taylor de primer orden en torno al valor de largo plazo de dichas variables, el cual asumimos por simplicidad que es igual entre países. De este modo, si definimos el vector $\tilde{x}_{i,t} \equiv [\sigma_{i,t}^{r^*}, \sigma_{i,t}^e, \sigma_{i,t}^\gamma, \rho_{i,t}^{r^*,e}, \rho_{i,t}^{e,\gamma}]'$ como el vector que contiene las volatilidades y correlaciones entre los determinantes de la tasa de interés del país i , entonces su valor de largo plazo corresponde a $\bar{x} \equiv [\bar{\sigma}^{r^*}, \bar{\sigma}^e, \bar{\sigma}^\gamma, \bar{\rho}^{r^*,e}, \bar{\rho}^{e,\gamma}]$, el cual es igual para todo $i \in I$. Respecto del valor de largo plazo de $\sigma_{i,t}^r$, este se obtiene de (A1) como $\bar{\sigma}^r = \sqrt{\iota' \bar{\Sigma}^x \iota}$, donde $\bar{\Sigma}^x$ corresponde a la matriz de covarianzas de los determinantes evaluada en \bar{x} (matriz de covarianzas de largo plazo).

Finalmente, definimos $\nabla(\tilde{x}_{i,t}) \equiv \partial \sigma_{i,t}^r / \partial \tilde{x}_{i,t}$ como el vector gradiente de la volatilidad de la tasa de interés.

Utilizando los elementos anteriores, la expansión de Taylor de primer orden de $\sigma_{i,t}^r$ en torno a \bar{x} se encuentra dada por

$$\begin{aligned} \sigma_{i,t}^r &= \bar{\sigma}^r + (\tilde{x}_{i,t} - \bar{x})' \nabla(\bar{x}) + o_p(\|\tilde{x}_{i,t} - \bar{x}\|) \\ &= \alpha + \tilde{x}_{i,t}' \theta + o_p(\|\tilde{x}_{i,t} - \bar{x}\|) \end{aligned} \quad (\text{A2})$$

donde

$$\alpha = - \left(\frac{\bar{\rho}^{r^*,e} \cdot \bar{\sigma}^{r^*} \cdot \bar{\sigma}^e + \bar{\rho}^{r^*,\gamma} \cdot \bar{\sigma}^{r^*} \cdot \bar{\sigma}^\gamma + \bar{\rho}^{e,\gamma} \cdot \bar{\sigma}^e \cdot \bar{\sigma}^\gamma}{\bar{\sigma}^r} \right)$$

y

$$\theta = \frac{1}{\bar{\sigma}^r} \cdot \left[\begin{array}{l} \left. \begin{array}{l} \bar{\sigma}^{r^*} + \bar{\rho}^{r^*,e} \cdot \bar{\sigma}^e + \bar{\rho}^{r^*,\gamma} \cdot \bar{\sigma}^\gamma \\ \bar{\sigma}^e + \bar{\rho}^{r^*,e} \cdot \bar{\sigma}^{r^*} + \bar{\rho}^{e,\gamma} \cdot \bar{\sigma}^\gamma \\ \bar{\sigma}^\gamma + \bar{\rho}^{r^*,\gamma} \cdot \bar{\sigma}^{r^*} + \bar{\rho}^{e,\gamma} \cdot \bar{\sigma}^e \end{array} \right\} \beta \\ \left. \begin{array}{l} \bar{\sigma}^{r^*} \cdot \bar{\sigma}^e \\ \bar{\sigma}^{r^*} \cdot \bar{\sigma}^\gamma \\ \bar{\sigma}^e \cdot \bar{\sigma}^\gamma \end{array} \right\} \delta \end{array} \right]$$

De este modo, obviando los términos de error de aproximación, la expresión (A2) puede reformularse de la siguiente forma

$$\sigma_{i,t}^r = \alpha + \sum_j \beta_j \sigma_{i,t}^j + \sum_j \sum_{k \neq j} \delta_{jk} \rho_{i,t}^{j,k} + u_{i,t}, \quad j \in \{r^*, e, \gamma\}, i \in I$$

donde $u_{i,t} \equiv o_p(\|\tilde{x}_{i,t} - \bar{x}\|)$ es un error de aproximación. La expresión anterior coincide con la ecuación (4) presentada en el texto.



DESCALCE CAMBIARIO DEL SECTOR CORPORATIVO NO FINANCIERO CHILENO Y SU EFECTO EN RESULTADOS

Jorge Fernández B.*
M. Ignacia Valencia B.*
Francisco Vásquez L.*

I. INTRODUCCIÓN

Esta nota presenta una metodología para estimar los efectos del descalce cambiario en los resultados del sector corporativo no financiero chileno. El procedimiento utiliza una caracterización por tipo de moneda de los activos del balance individual de las firmas en base a información de apéndices estadísticos compilados por la Comisión para el Mercado Financiero (CMF)¹ e información de derivados cambiarios recolectada por el Banco Central de Chile (BCCh).

El descalce cambiario es un tema de preocupación para la estabilidad financiera y requiere de un monitoreo constante de las firmas, especialmente en momentos de variaciones importantes del tipo de cambio. A modo de ejemplo, en Chow (2015) se presentan los resultados de un ejercicio de tensión a nivel de economías emergentes, donde se muestra que una combinación de un escenario macroeconómico y financiero adverso podrían deteriorar significativamente la capacidad de las firmas para cumplir con el servicio de la deuda y elevar la deuda en riesgo, especialmente en países con alta participación de deuda en moneda extranjera y baja cobertura natural².

Para una empresa, la tenencia de deuda en una moneda distinta de la funcional de su negocio le genera un descalce de monedas entre sus ingresos y egresos esperados, el cual podría incrementarse en caso de un aumento importante en el tipo de cambio³. A modo de ejemplo, una empresa con moneda funcional peso, que solo tiene deuda en dólares pactada en el largo plazo —relevante en relación con sus activos— y sin ningún tipo de cobertura de monedas, en un escenario extremo de depreciación podría experimentar un incremento en su nivel de endeudamiento, afectando sus resultados y su acceso al financiamiento, especialmente en el caso de empresas que operan en negocios con márgenes ajustados y/o alto apalancamiento.

* Gerencia de Estabilidad Financiera, Banco Central de Chile. Correos electrónicos: jfernandez@bcentral.cl; mvalencia@bcentral.cl; fvasquez@bcentral.cl

¹ Mayor detalle de los apéndices estadísticos en Espinosa et al. (2017).

² Se utiliza la participación de las exportaciones sobre las ventas totales por país, como proxy de cobertura natural.

³ Las Normas Internacionales de Información Financiera (IFRS) definen la moneda funcional como la moneda del entorno económico principal en el que opera la entidad (NIC 21). Mayor detalle en la sección III de este documento.

El ejemplo descrito correspondería a una empresa con un descalce cambiario importante, según Cowan et. al. (2005), quienes proponen un indicador de descalce cambiario utilizando partidas de balance y posición neta en derivados. Para esta firma, el aumento en el valor de su deuda generado por la depreciación del peso frente al dólar, implicaría reconocer una pérdida en sus resultados por “diferencias de cambio”⁴ por el mismo monto, es decir, se debería observar una relación teórica cercana uno a uno entre ambas variables. En ese sentido, en esta nota exploramos la relación entre el descalce de las firmas y las pérdidas que se reconocen en resultados por este concepto.

Sin embargo, la relación entre descalce cambiario y diferencias de cambio no es fácil de identificar. En estas últimas se debieran registrar todas las ganancias o pérdidas resultantes de las variaciones del tipo de cambio entre el momento en que se registra una transacción en moneda extranjera y el momento en que se confecciona el estado financiero. Esto implica que en esta cuenta no solo se registra la variación en el valor de los pasivos monetarios, sino también la de los activos monetarios en moneda extranjera, pero no todas las empresas reportan este nivel de detalle. Además, logramos identificar un grupo de firmas nacionales donde las partidas no monetarias en moneda extranjera son relevantes. Estas afectan la medida del descalce cambiario, pero no se reajustan vía resultados⁵. Por este motivo, las diferencias de cambio no responderán directamente a las variaciones del tipo de cambio y a la medida de descalce propuesta.

Adicionalmente, la utilización de derivados cambiarios no está necesariamente relacionada con cobertura de deuda, por lo que se podría observar un efecto menor o mayor al esperado en las diferencias de cambio, especialmente en las empresas que adoptan contabilidad de cobertura⁶. Podríamos observar empresas descalzadas por la utilización intensiva de derivados para cubrir flujos futuros, pero el cambio en su valor, resultante de las variaciones cambiarias no se reflejaría en los estados de resultados acumulándose en el patrimonio hasta que la partida cubierta pase por el estado de resultados.

A pesar de lo anterior, aquí mostramos que, para un grupo de empresas del sector corporativo con moneda funcional y activos principalmente en pesos y con parte de su deuda en dólares, se observa una relación significativa entre el descalce cambiario y la posterior pérdida reflejada en resultados por diferencias de cambio, cercana al nivel teórico esperado. Esto último no ocurre cuando consideramos el grupo de empresas con activos relevantes en dólares y uso de derivados no asociados necesariamente a cobertura de deudas, donde la relación entre ambas variables es menor a la esperada. No se debe confundir el efecto en resultados —que es lo central de este documento— con la cobertura cambiaria,

⁴ Las diferencias de cambio surgen al convertir un determinado número de unidades de una moneda a otra moneda, utilizando tipos de cambio diferentes (NIC 21).

⁵ La diferencia entre partidas monetarias y no monetarias no está disponible en los datos utilizados en este estudio. Mayor información respecto a estos conceptos en sección III de este documento.

⁶ En términos simples, modalidad de contabilidad que permite reducir la volatilidad en los resultados por efecto de derivados y otras partidas.



pues esta puede ir directo a patrimonio y cumplir el efecto de reducir el impacto de las variaciones del tipo de cambio sobre la partida cubierta.

Para el grupo de firmas con participación relevante de activos en otras monedas en sus balances, el análisis debe complementarse con las notas a los estados financieros, ya que parte importante de su descalce es en relación a monedas distintas del dólar estadounidense. En los estados financieros consolidados publicados por las empresas, generalmente se presenta un análisis detallado de los efectos en activos, pasivos y resultados de variaciones en las monedas a las que se encuentra expuesto el grupo, por lo que esta es la mejor fuente de información pública para revisar casos particulares. Sin embargo, mientras esta información no se encuentre estandarizada para los reportantes, creemos que, por el momento, la aproximación propuesta en esta nota, a través del descalce cambiario y su posterior efecto en resultados, es la mejor opción para evaluar los efectos en resultados, al menos a nivel individual, para un número importante de empresas reportantes.

Se debe destacar, de todas formas, que —salvo excepciones— para la muestra de firmas chilenas, las diferencias de cambio no son la principal explicación de las pérdidas no operacionales, debido a que, en lo reciente, no se observan descalces de monedas históricamente importantes en el sector corporativo nacional⁷.

II. LITERATURA

Como discuten acabadamente algunos autores (véase Benavente et al., 2003; Cowan et al., 2005; Bleakley y Cowan, 2008; Chow 2015), las depreciaciones cambiarias pueden generar efectos negativos en el balance de las empresas de países emergentes, concretamente en las firmas con mayor deuda en moneda extranjera, como el dólar estadounidense. En este sentido, han aparecido un número importante de estudios que, utilizando microdatos a nivel de firma, buscan analizar el impacto que tienen las depreciaciones y apreciaciones cambiarias sobre la actividad económica; en específico, en las inversiones, en el acceso a créditos o en el valor de las empresas.

Es así como varias investigaciones, donde se han aplicado distintos enfoques econométricos (Cowan et al., 2005; Hansen y Hyde, 2013, para Chile; Rossi, 2012, para Brasil; Aysun y Melanie, 2011, para una muestra de países emergentes)⁸, tienden a encontrar efectos negativos del uso de deuda en dólares y resultados positivos por la posesión de activos en dólares sobre alguna variable de resultado bursátil y/o de balance, esto en presencia de depreciaciones cambiarias. En el estudio de Cowan et. al. (2005), utilizando un panel de empresas chilenas que

⁷ Mayor detalle en Espinosa et al. (2017).

⁸ Cowan et. al. (2005) utilizan como variable dependiente la inversión en capital fijo, y analizan el impacto que tiene sobre ésta la utilización de activos y pasivos en dólares y la posición neta en derivados, esto en presencia de depreciaciones cambiarias.

reportan sus estados financieros a la Superintendencia de Valores y Seguros (SVS, hoy Comisión para el Mercado Financiero – CMF) entre los años 1995 y 2003, encuentran que, frente a una depreciación del tipo de cambio real de un 20%, como la ocurrida en Chile el año 2001, se reduce en un 5% la tasa de acumulación de activos reales en aquellas firmas con la mitad de su deuda en dólares comparadas con aquellas que no tienen deuda en dólares, *ceteris paribus* el resto de las variables. Estos mismos autores encuentran que las firmas con posición neta positiva en derivados, invierten más ante depreciaciones del tipo de cambio.

Centrándose en los efectos de la crisis financiera entre los años 2008 y 2009, Acharán et al. (2010) no encuentran un menor uso de derivados cambiarios por parte de las empresas exportadoras chilenas. Por su parte, Kim et al. (2015), usando una muestra amplia de empresas coreanas entre los años 1997 y 1998, cuantifican el impacto en los pasivos en moneda extranjera ante una depreciación del tipo de cambio, encontrando una relación negativa entre la deuda y el valor de la empresa, lo que afecta negativamente el rendimiento de estas, provocando la salida de empresas pequeñas en períodos de crisis. En lo más reciente, Hardy (2018) relaciona el impacto de la exposición de empresas no exportadoras mexicanas a la volatilidad del tipo de cambio, entre los años 2008 y 2013, y encuentra evidencia de que dicho descalce provoca efectos adversos en los balances al contraer los ingresos y restringir el acceso a créditos locales, sobre todo en firmas pequeñas. Para el caso de Chile, Álvarez y Hansen (2017) analizan los determinantes del uso de deuda en moneda extranjera y las posibles consecuencias en el rendimiento financiero (rentabilidad) y real (inversión) de una muestra de firmas no financieras chilenas, en el período 1994-2014, encontrando que las empresas exportadoras, y las que tienen activos en moneda extranjera, tienen más probabilidades de mantener la deuda en moneda extranjera, mientras que dicha deuda no afecta el desempeño de la empresa (rentabilidad), pero sí tiene un fuerte efecto de balance, donde la depreciación del tipo de cambio menoscaba la inversión.

Hasta ahora, los estudios nombrados anteriormente centran su atención en el efecto que tienen las depreciaciones cambiarias sobre alguna variable de inversión, de desempeño o de acceso al crédito. En esta nota centramos nuestra atención en la relación entre descalce cambiario y los resultados por diferencias de cambio que se pueden registrar frente a variaciones importantes del tipo de cambio. Como se explicará más en detalle, en la sección III de metodología, en el caso más simple, una empresa descalzada solo por pasivos en dólares, y sin cobertura, debería generar una pérdida en resultados inmediatamente después de un alza del tipo de cambio, generada por el aumento del valor de sus pasivos. Otros efectos, tales como mayores gastos financieros, son difíciles de cuantificar, considerando que en este estudio no contamos con información relacionada a condiciones de la deuda en términos de tasas y plazos.

Utilizando una muestra de empresas que reportan a la CMF, este trabajo contribuye de manera importante al entendimiento de los descalces cambiarios de las firmas, especialmente en lo que respecta a Chile. En primer lugar, considera



un período amplio de tiempo, desde el año 2001 al 2018⁹, período que considera un caracterización de activos por monedas en forma posterior al período de adopción de las normas contables IFRS, los años 2009 y 2010. Es importante mencionar que, con la entrada en vigencia de la nueva norma, una parte importante de las empresas del sector corporativo cambiaron su moneda funcional. Las otras investigaciones, como Hansen y Hyde (2013) solo comprenden los años 2000 a 2006, y estudios como el de Cowan et. al. (2005) o Gatopoulos y Loubergé (2013), analizan fundamentalmente el período de pre y post crisis asiática. En tanto, Álvarez y Hansen (2017) se centran entre en el período 1994-2014.

Por último, en esta nota se relaciona directamente el descalce cambiario de las firmas con una variable de resultados. Como complemento, cabe mencionar que, durante el período estudiado, el tipo de cambio ha mostrado movimientos considerables y, adicionalmente, el mercado de los derivados cambiarios se ha desarrollado en forma importante (Villena y Salinas, 2014), lo que hace interesante constatar cómo han reaccionado las empresas frente a dichos cambios.

III. ASPECTOS METODOLÓGICOS Y CONCEPTUALES

1. Contexto

Siguiendo a Cowan et. al. (2005), el descalce cambiario de una empresa a una fecha determinada será medido de la siguiente manera:

$$\text{Descalce} = \frac{\text{Pasivos}_{\text{usd}} - \text{Activos}_{\text{usd}} - \text{PND}}{\text{Activo Total}} \quad (1)$$

donde $\text{Pasivos}_{\text{usd}}$ corresponde a los pasivos en dólares, $\text{Activos}_{\text{usd}}$ a los activos en dólares, PND a la posición neta en derivados cambiarios (compra menos venta) y Activo Total a los activos totales de la firma. Esta métrica es válida para una firma con moneda funcional en pesos, donde la contratación de pasivos en dólares o la tenencia de activos en dólares le generan un descalce de monedas, el cual puede incrementarse o reducirse dependiendo de la contratación de derivados cambiarios.

Las normas contables IFRS definen la moneda funcional como la moneda del entorno económico principal en el que opera la entidad (NIC 21)¹⁰. De esta forma, todas las operaciones que se realicen en una moneda diferente a la moneda funcional son tratadas como moneda extranjera. A su vez, si dicha partida es

⁹ Aunque, como se verá más adelante, entre los años 2001 y 2006 solo se cuenta con datos anuales. En tanto, el detalle de activos por moneda se encuentra disponible solo desde el año 2011 en adelante.

¹⁰ En la normativa se proponen varios criterios que ayudan en la determinación de la moneda funcional relacionados principalmente con factores primarios (ej.: moneda que influya en los precios de venta o costos de mano de obra y materiales) y con factores secundarios (ej.: moneda de financiamiento de la deuda o el patrimonio). Antes de la entrada en vigencia de la norma IFRS, las empresas confeccionaban sus estados financieros bajo los principios de contabilidad generalmente aceptados por el Colegio de Contadores de Chile, A.G. y bajo las instrucciones emitidas por la SVS (hoy CMF). En ese contexto, la definición de la moneda funcional normalmente era el peso chileno, la utilización del dólar era menos masiva y dependía de la autorización de la SVS (hoy CMF) y del SII.

clasificada como un activo o pasivo monetario -es decir, si la partida son unidades monetarias mantenidas en efectivo o representa un derecho u obligación sobre una cantidad fija de unidades monetarias- la variación determinada entre el valor original de la partida y el de cierre del estado financiero debido a variaciones del tipo de cambio, se registra en el estado de resultados bajo el rubro “diferencias de cambio”.

Un ejemplo simple ayudará a entender el indicador. Pensemos en una empresa individual, con moneda funcional peso chileno, que financia una parte importante de sus activos contratando deuda en dólares, no posee ningún tipo de cobertura cambiaria y se ve enfrentada a una depreciación importante del peso en un período determinado. La variación del tipo de cambio se traducirá en un aumento del valor de la deuda (en pesos), el cual se reflejará contablemente en pérdidas por diferencias de cambio. En esta situación, la empresa ha aumentado su nivel de endeudamiento y, manteniendo todo constante, aumentará el desembolso esperado por concepto pago de deuda.

Para la utilización del indicador de descalce cambiario, se deben tener presente tres aspectos. Primero, el descalce relevante para una empresa puede ser el registrado a nivel consolidado y no a nivel individual. Sin embargo, la información estandarizada disponible se encuentra en este último formato¹¹. Segundo, las firmas no tienen pasivos solo en dólares, sino que también utilizan deudas en otras monedas. De esta forma, las diferencias de cambio reflejan las diferencias en los valores de activos y pasivos en otras monedas, y no solo las originadas por la relación cambiaria peso / dólar estadounidense. El no contar con el detalle sobre los montos en otras monedas -solo se tiene a nivel agregado- fuerza a centrarse en el descalce en dólares. Finalmente, en caso que la empresa utilice derivados cambiarios, estos no necesariamente cubren deudas pudiendo, por ejemplo, cubrir actividades de importación o exportación¹². El detalle del uso de estos derivados no está disponible para la confección de esta nota. El uso de diferentes grupos de empresas buscará lidiar con los problemas descritos anteriormente, y así centrarse en las firmas donde la diferencia de cambio resuma el efecto del descalce de la empresa.

En general, en los estados financieros consolidados es posible encontrar mayor detalle sobre los efectos en activos, pasivos y resultados de las variaciones en el valor de las distintas monedas a las que se encuentra expuesto el grupo consolidado de empresas. Cabe mencionar que esta información no se encuentra estandarizada, por lo que su procesamiento sería de alto costo¹³. Ante esto, consideramos que el indicador de descalce cambiario propuesto es la mejor fuente de información que nos permite realizar un análisis a nivel agregado.

11 La información individual tiene la desventaja de doble contabilizar las inversiones en filiales e incluir transacciones entre empresas relacionadas, en caso que la matriz y la filial estén en la muestra.

12 En este caso, el valor de las diferencias de cambio puede estar afectado si la empresa adopta contabilidad de cobertura o no. Esta modalidad permite a la empresa reconocer los cambios en el valor razonable de los instrumentos derivados dentro del patrimonio hasta el momento de liquidación de la partida cubierta.

13 Ver Apéndice A con ejemplos de reporte de diferencias de cambio.



2. Indicador

Para una empresa en una fecha determinada, la relación entre descalce cambiario y diferencias de cambio será medida a través de la interacción del nivel de descalce de la empresa en el período anterior y la variación del tipo de cambio durante este período:

$$\text{Descalce}_{i,t-1} \times \Delta \text{ tipo de cambio}_t \quad (2)$$

Para un mejor entendimiento, en el apéndice B se presenta un ejemplo numérico en el cual se detalla la interacción entre descalce cambiario y variación del tipo de cambio y sus efectos en balances y resultados.

Como veremos más adelante, al restringir la muestra de empresas hacia aquellas con un perfil de balance similar al ejemplo propuesto anteriormente —es decir, firmas con activos principalmente en pesos y deuda en dólares— encontramos una relación estadísticamente significativa entre el descalce y las posteriores pérdidas reflejadas en los estados de resultados. Esta relación disminuye su poder explicativo al ampliar la muestra hacia firmas que poseen una parte significativa de sus activos en dólares o que utilizan derivados, pero no necesariamente para cubrir deudas. La relación sigue siendo significativa, pero en un nivel menor al teórico.

IV. DATOS

La muestra de firmas utilizada en este documento corresponde a casi la totalidad de las empresas que reportan sus estados financieros individuales a la CMF entre los años 2001-2018 y que tienen como moneda funcional el peso chileno. Desde el año 2001 hasta el 2008, la información financiera proviene de la FECU (Ficha Estadística Codificada Uniforme)¹⁴ y gradualmente a partir del año 2009, la información proviene de apéndices estadísticos compilados por la CMF (diagrama 1)¹⁵. Debido a restricciones en la disponibilidad de la información, entre los años 2001 y 2006 (inclusive), se dispone solo de datos anuales a cada cierre. A partir de esa fecha, la información es de carácter trimestral. Con la entrada en vigencia de las normas IFRS (2009-2010), las firmas ya no tienen la obligación de informar sus estados financieros individuales, por lo que se hace necesario recurrir a los apéndices estadísticos mencionados. Finalmente, solo se cuenta con la caracterización de los activos de las firmas por moneda a partir del año 2011¹⁶.

¹⁴ Principalmente empresas que tienen deuda o instrumentos de capital negociables en el mercado de capitales.

¹⁵ Mayor información respecto a la transición desde FECU a apéndices estadísticos, ver Espinosa y Fernández (2015).

¹⁶ Esta caracterización no considera el tipo de activo, monetario o no. Mayor información ver Espinosa et. al. (2017).

Diagrama 1

Fuentes de información base de descalce

	FECU			Apéndices estadísticos		
	2001	2006	2008	2009	2011	2018
Datos anuales	■					
Datos trimestrales			■			
Distinción por moneda funcional	■					
Distinción de activos por moneda	■				■	

Fuente: Elaboración propia.

Cabe destacar que la información de balance es complementada con información de la posición neta en derivados cambiarios recopilada por el BCCh. Para esta nota, no se cuenta con información respecto al uso que tienen dichos derivados.

3. Composición activos del sector corporativo

A modo de referencia, se presentan los activos totales individuales del sector corporativo a diciembre de los años 2001, 2005, 2009, 2014 y junio del 2018 (gráfico 1). Se puede ver que, entre los años 2009 y 2014, los activos totales de las empresas reportantes a la CMF crecieron en forma importante. En segundo lugar, la base de descalce de las firmas con moneda funcional peso considera aproximadamente el 50% de los activos individuales del sector corporativo.

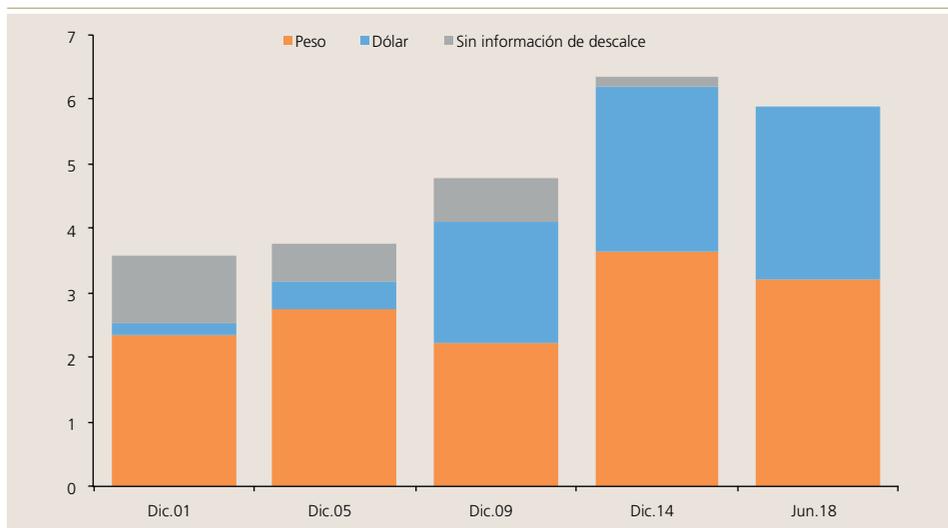
El análisis no considera las empresas con moneda funcional dólar ni las empresas estatales. Asumimos que el primer grupo posee una cobertura natural respecto al dólar, y una revisión preliminar indica que su descalce cambiario se encuentra asociado principalmente al peso y es de menor magnitud. Con respecto a las estatales, justificamos su exclusión del análisis ya que al ser propiedad del Estado su comportamiento podría diferir del de una empresa del sector real¹⁷.

¹⁷ El análisis tampoco considera empresas del sector Minería y “Servicios financieros”. Las primeras, porque reportan en un formato distinto y una gran parte de estas lleva contabilidad en dólares. Por otro lado, se excluye el sector “Servicios Financieros” debido a su negocio particular y regulación.

Gráfico 1

Caracterización del sector corporativo según moneda de reporte⁽¹⁾

(millones de UF)



Fuente: Banco Central de Chile en base a información de la CMF.

(1) Se excluyen empresas asociadas al sector de Servicios Financieros, Minería y Estatales. Información a diciembre de cada año, con excepción de la última barra.

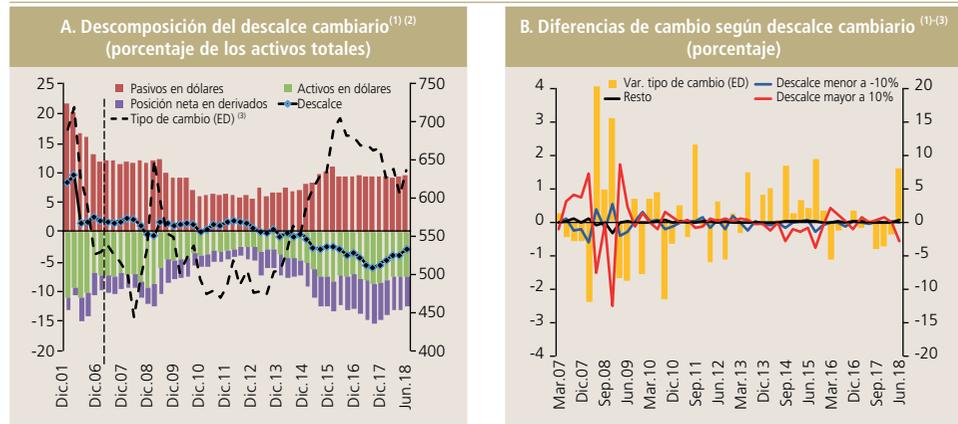
4. Descalce y diferencias de cambio de las empresas con contabilidad en pesos

En el gráfico 2 se presenta la evolución del descalce cambiario de la muestra de empresas definida anteriormente (panel A), es decir, empresas con moneda funcional peso e información que permite calcular un descalce cambiario. Entre los años 2001 y 2006, con datos anuales, el descalce promedio alcanzó un 4,3% de los activos, con un máximo en el año 2002 de casi el 10%. Entre los años 2007 y 2018, con datos trimestrales, el descalce promedio de las empresas —medido como porcentaje de los activos— fluctuó entre un 2,3% a fines del 2007 y un -6,0% en marzo del 2017. Desde el año 2007, destacan tres aspectos: i) en promedio, el descalce cambiario de las empresas ha sido acotado, ii) a medida que el tipo de cambio peso / dólar estadounidense comenzó a subir a finales del año 2012, el descalce promedio se hizo más negativo dado el uso intensivo de activos en dólares y derivados cambiarios, es decir, las firmas se cubrieron activamente frente a la depreciación del peso y iii) en lo más reciente, se ha visto un uso más intensivo de derivados cambiarios, lo que concuerda con el desarrollo observado de este mercado en los últimos años¹⁸.

18 Para mayor información, ver Villena y Salinas (2014).

Gráfico 2

Descalce cambiario



Fuente: Banco Central de Chile a base de información de la CMF.

(1) Información individual de empresas que reportan sus balances en pesos. Datos anuales hasta el 2006, en adelante, datos trimestrales. Se utiliza tipo de cambio promedio del último mes del trimestre (o año) en la descomposición y el tipo de cambio del día hábil siguiente al cierre trimestral en el análisis de las diferencias de cambio. Se excluyen empresas Estatales y asociadas al sector de Servicios Financieros y Minería.

(2) Descalce definido como pasivos en dólares menos activos en dólares y posición neta de derivados, sobre los activos totales.

(3) Corresponde a diferencias de cambio trimestrales sobre activos totales rezagados un trimestre. La definición de grupos se realiza con un trimestre de rezago. Grupo "Descalce mayor a 10%" corresponde a empresas con un descalce mayor al 10% de sus activos, grupo "Descalce menor a -10%" corresponde a empresas con un descalce menor al -10% de sus activos.

A fin de dimensionar los efectos del descalce cambiario en los resultados de las empresas, se dividió la muestra en tres grupos en cada trimestre: i) aquellas empresas con un descalce mayor al 10% de sus activos (pasivos mayores a activos en dólares y derivados), ii) aquellas con descalce menor al -10% de sus activos (pasivos menores a activos en dólares y derivados) y iii) aquellas que se encuentran entre estos dos límites y que podríamos considerar más “calzadas” respecto de los primeros dos grupos. Junto a lo anterior, identificamos para cada grupo las diferencias de cambio registradas en sus resultados al trimestre siguiente, lo que nos obliga a descartar la información anual y comenzar el análisis a partir del año 2007. *A priori* podríamos suponer que los dos primeros grupos deberían presentar efectos mayores en resultados en comparación al último grupo.

Para las empresas con un descalce cambiario mayor al 10% de sus activos, un aumento del tipo de cambio debería reflejarse en un aumento del valor de sus pasivos y, por lo tanto, generar diferencias de cambio negativas en dicho escenario. Esta situación se puede observar en el panel 2B. Ambas series, variación trimestral del tipo de cambio y diferencias de cambio trimestrales, tienen un coeficiente de correlación de -0,72 durante todo el período; sin embargo, existen eventos que llevan a pensar que hay otros factores afectando los resultados. A modo de ejemplo, se observan importantes ganancias obtenidas en marzo del 2016, frente a una caída del tipo de cambio no tan significativa como en períodos anteriores, mientras que se pueden ver importantes pérdidas por este concepto observadas en junio del 2018, frente a un aumento del tipo de cambio no tan importante en términos históricos.



En el caso de firmas con un descalce cambiario menor al -10% de sus activos, un aumento del tipo de cambio debiera reflejarse en un aumento de sus activos y, por lo tanto, en efectos positivos en resultados. En términos generales, se distingue el comportamiento esperado entre las series de tipo de cambio y diferencias de cambio, pero con un nivel de correlación sustancialmente menor al caso anterior, llegando a 0,32 durante todo el período. Al igual que en el caso anterior, existen episodios donde la relación no es tan clara como lo observado en septiembre del año 2015, donde se aprecia un aumento importante del tipo de cambio e importantes pérdidas en resultados para este grupo.

El último grupo, que consideramos como aquel con un descalce más acotado entre el -10% y el 10% de sus activos, en promedio no presenta efectos significativos por diferencias de cambio durante el período estudiado, con un coeficiente de correlación cercano a cero entre la variación del tipo de cambio y los efectos en resultados.

Del análisis expuesto se desprende de forma preliminar que el descalce cambiario presenta una relación estadística con las diferencias de cambio que se contabilizarán el trimestre siguiente, especialmente en el caso de las firmas que tienen un descalce mayor al 10% de sus activos, y cuyos pasivos en dólares son mayores a los activos en dólares y la posición neta en derivados.

En este sentido, los activos y pasivos monetarios deben ajustar sus valores frente a variaciones cambiarias entre la fecha de registro de la transacción y la fecha de cierre del estado financiero, lo que produce como contrapartida un efecto en diferencia de cambio. La excepción se daría en caso de que la empresa adoptara contabilidad de cobertura, donde el efecto en resultados, debido al cambio en el valor de los derivados, puede ser diferido hasta que la partida cubierta se liquide. En el caso de los activos o pasivos no monetarios, al no representar una obligación o derecho no se reajustan vía resultados.

Nuestra hipótesis es que los pasivos en dólares, que identificamos en los balances de las empresas, son principalmente monetarios, es decir, se reajustan frente a variaciones del tipo de cambio y tienen efectos en resultados, mientras que los activos en dólares u otras monedas pueden incluir activos no monetarios como inversiones en filiales. Junto a lo anterior, la utilización de la contabilidad de cobertura podría acumular en patrimonio los cambios en valor de ciertas partidas que esperaríamos ver en resultados, hasta que las partidas cubiertas se liquiden. Por lo anterior, a continuación proponemos una separación de las empresas en tres grupos según la tenencia de activos por monedas y utilización de derivados cambiarios¹⁹.

19 La tenencia de pasivos en otras monedas es marginal en la muestra de empresas, por lo que no pensamos que pueda ser una fuente de distorsión de la relación entre descalce y diferencias cambiarias.

5. Diferenciación por tenencia de activos y derivados cambiarios²⁰

El primer grupo, que llamaremos simplídicamente “Con activos en pesos”, corresponde a aquellas empresas que no presentan activos relevantes en otras monedas y que poseen una posición en derivados asociada principalmente a cobertura de deuda²¹. Para un mejor entendimiento, en el gráfico 3 (panel A) se muestra la composición del balance de este grupo a diciembre del año 2017, donde se puede destacar una tenencia de pasivos en dólares por sobre la de activos en dólares. Para estas empresas, esperamos que el descalce cambiario y las diferencias de cambio muestren una relación significativa, ya que por construcción casi la totalidad de sus activos están en pesos y sus únicos pasivos en distinta moneda funcional están en dólares.

Un segundo grupo, que llamaremos de manera resumida “Con activos en dólares”, corresponde a aquellas firmas que poseen activos relevantes en dólares y/o utilizan derivados cambiarios no asociados totalmente a cobertura de deuda²². En el gráfico 3 (panel A) se muestra la composición del balance de este grupo a diciembre del año 2017. En este caso, esperamos que la relación entre descalce y diferencias de cambio pueda no ser tan directa debido a la existencia de derivados cambiarios que sobre cubran la deuda o que cubran un activo o un flujo esperado²³. En este grupo se incluyen también empresas con inversiones en filiales contabilizadas en dólares, las que se reajustan vía patrimonio y no vía resultados²⁴.

Por último, el grupo que llamaremos “Con activos en otras monedas” corresponde a aquellas firmas con una participación importante de activos en otras monedas²⁵. En el gráfico 3 (panel A) se muestra la composición del balance de este grupo a diciembre del año 2017. Al igual que en el grupo anterior, esperamos

²⁰ De aquí en adelante, en la muestra de empresas se utilizaron algunos filtros adicionales que están en línea con lo que se presentará en la sección V de Resultados: i) se descartan aquellas empresas a las que no es posible calcularles un descalce cambiario, ii) se descartan aquellas empresas que no presentan diferencias de cambio en el trimestre contemporáneo y en el rezagado y iii) se descartan aquellas firmas que en el trimestre contemporáneo presentaron flujos de financiamiento y/o diferencias de cambio mayores al total de activos.

²¹ Formalmente las empresas que pertenecen a esta categoría provienen de dos grupos: i) aquellas que tienen principalmente activos en pesos respecto de sus activos totales ($x > 96\%$) y no tienen derivados de venta ($PND < 0$) y no “sobrecubren” la deuda con derivados ($PND > 1.5$ pas usd), ii) aquellas que no tienen activos relevantes en otras monedas ($x < 4\%$) y, además de las dos condiciones señaladas en i) para derivados, los derivados y los activos en dólares no duplican los pasivos ($PND + act\ usd > 2$ pas usd). Los límites se determinaron en base a un análisis de la información histórica, y se sensibilizaron para verificar la robustez de los resultados. Para mayor detalle ver Apéndice B.

²² Formalmente las empresas que pertenecen a esta categoría provienen de dos grupos: i) aquellas que tienen principalmente activos en pesos respecto de sus activos totales ($x > 96\%$) y que no están incluidas en el grupo anterior, ii) aquellas que no tienen activos relevantes en otras monedas ($x < 4\%$), tienen activos en pesos bajo el límite ($x < 96\%$) y que no están incluidas en el grupo anterior. Los límites se determinaron en base a un análisis de la información histórica, y se sensibilizaron para verificar la robustez de los resultados. Para mayor detalle ver Apéndice B.

²³ En el caso de cobertura de flujos esperados, los reajustes en el valor de los derivados se acumulan en patrimonio hasta que la partida cubierta afecta el resultado.

²⁴ Dichos reajuste se liquidan en el momento que la empresa enajene dicha filial.

²⁵ Formalmente, las empresas que pertenecen a esta categoría tienen activos en otras monedas superiores al 4% de sus activos totales. Estos límites se determinaron en base a un análisis de la información histórica, los cuales se sensibilizaron para verificar la robustez de los resultados. Para mayor detalle ver Apéndice B.

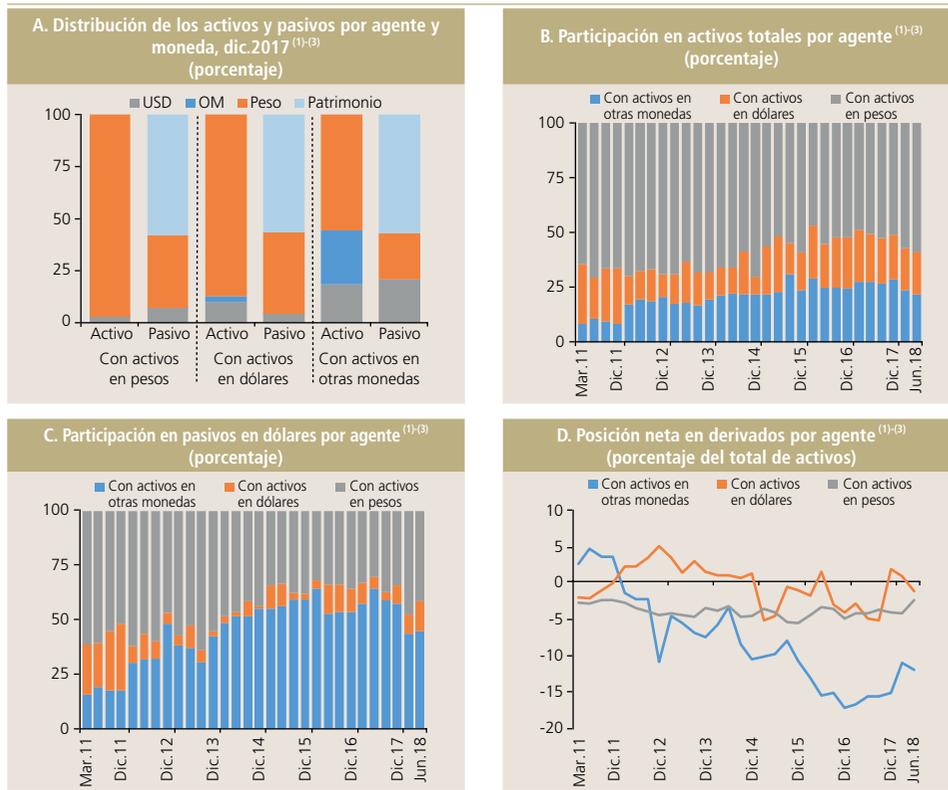


que la relación entre descalce y diferencias de cambio no sea directa debido a la existencia de activos en otras monedas distintas del dólar y de la existencia de participaciones en filiales que se reajustan vía patrimonio.

Entre los años 2011 y 2018, el grupo de firmas “Con activos en pesos” representaron en promedio un 61% de los activos totales y un 46% de los pasivos en dólares de la muestra (gráfico 3, paneles B y C), mientras que su posición neta en derivados normalmente ha representado en promedio un -4% de sus activos (panel D). El grupo “Con activos en dólares” representó en promedio un 18% de los activos totales y solo un 10% de los pasivos en dólares de la muestra de empresas, mientras las firmas “Con activos en otras monedas” representaron en promedio un 21% de los activos totales y un 45% de los pasivos en dólares de la muestra de empresas. Este grupo presenta una posición neta en derivados negativa con un promedio de un -15% de los activos si consideramos la información desde diciembre del año 2016 a la fecha.

Gráfico 3

Activos y pasivos



Fuente: Banco Central de Chile a base de información de la CMF.

(1) Estados financieros individuales de empresas con moneda funcional pesos. Se excluyen empresas asociadas al sector de Servicios Financieros, Minería y Estatales.

(2) “Con activos en pesos” corresponde a aquellas empresas que no presentan activos relevantes en otras monedas y/o en dólares. “Con activos en dólares” corresponde a aquellas firmas que no poseen activos relevantes en otras monedas que no sea el dólar y por último el grupo “Con activos en otras monedas” corresponde a empresas con una participación importante de activos en otras monedas.

(3) Se utiliza tipo de cambio promedio del último mes del trimestre.

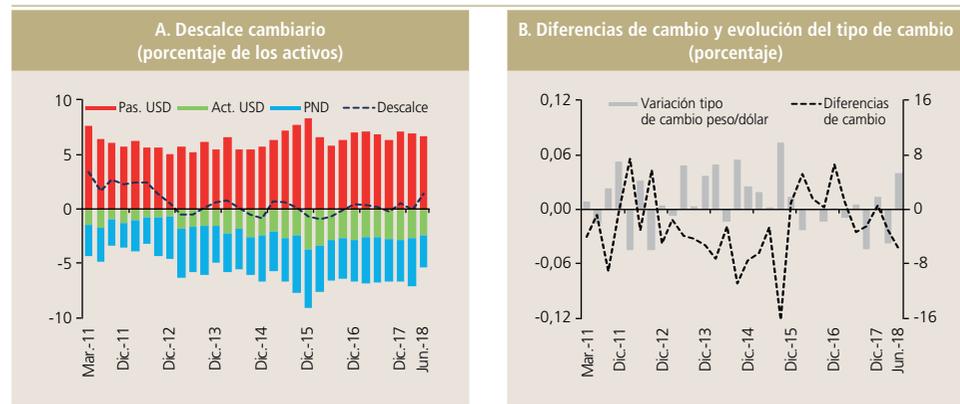
Es importante destacar que, en términos de número de firmas, estas normalmente se concentran en el primer grupo “Con activos en pesos”. A modo de ejemplo, a diciembre del año 2017, este grupo está compuesto por 68 firmas, mientras que el segundo está compuesto por 22 y el último por nueve empresas. Considerando la representación en términos de los activos de cada grupo, se desprende que las empresas “Con activos en otras monedas” son más grandes en dichos términos en relación a las firmas de los grupos restantes. Junto a lo anterior, se debe mencionar que la clasificación de los grupos no es estática, sino dinámica a través de los trimestres, según las definiciones expuestas anteriormente.

6. Descalces cambiarios y diferencias de cambio de empresas “Con activos en pesos”

Podemos observar que estas empresas muestran un descalce cambiario normalmente positivo, donde predominan los pasivos en dólares, pero acotado en relación a sus activos totales gracias a la utilización de derivados cambiarios (gráfico 4, panel A). En este sentido, esperaríamos que, frente a incrementos en el tipo de cambio, las firmas registraran pérdidas el trimestre siguiente por concepto de diferencias de cambio. El coeficiente de correlación entre las diferencias de cambio y la variación del tipo de cambio llega a $-0,7$ en el período, lo que va en la dirección esperada. Al revisar las diferencias de cambio promedio de este grupo, se observan pérdidas cambiarias importantes, especialmente entre los años 2012-2015 y 2018, episodios caracterizados por aumentos importantes del tipo de cambio (gráfico 4, panel B)²⁶.

Gráfico 4

Evolución histórica base de descalce cambiario y diferencias de cambio de empresas “Con activos en pesos”^{(1) (2) (3)}



Fuente: Banco Central de Chile en base a información de la CMF.

(1) Estados financieros individuales de empresas con moneda funcional pesos. Se excluyen empresas asociadas al sector de Servicios Financieros, Minería y Estatales.

(2) Descalce definido como pasivos en dólares menos activos en dólares y posición neta de derivados, sobre los activos totales. Se utiliza el tipo de cambio del día hábil siguiente al cierre trimestral.

(3) Este grupo corresponde a aquellas empresas que no presentan activos relevantes en otras monedas y/o en dólares.

26 En el Apéndice C se presenta el descalce y las diferencias de cambio que registran los otros dos grupos.



En conclusión, separar la muestra de descalce según la tenencia de activos por moneda y utilización de derivados ayuda a identificar aquellas empresas que deberían reportar pérdidas cambiarias durante el trimestre siguiente frente a un incremento del tipo de cambio, dado su nivel de descalce en el período actual.

En la siguiente sección se estimará la relación entre diferencia de cambio y descalce en distintas formas, buscando confirmar los resultados preliminares expuestos hasta aquí.

V. RESULTADOS

Nuestro objetivo es identificar la relación existente entre el descalce cambiario a una fecha determinada y los resultados por diferencias de cambio del período siguiente, después de un escenario de variación del tipo de cambio. En este sentido, nuestra principal variable es la interacción entre el descalce y el movimiento cambiario. Los resultados de esta interacción deberían mostrar si las firmas descalzadas reflejan posteriormente efectos en resultados.

La ecuación a estimar es:

$$DC_{i,t} = \alpha_i + \beta Des_{i,t-1} \times \Delta TC_t + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

donde $DC_{i,t}$ corresponde a la diferencia de cambio registrada en el período actual en el estado de resultados como porcentaje de los activos totales rezagados, $Des_{i,t-1}$ representa el descalce del período anterior como porcentaje de los activos totales definido en la ecuación (1), ΔTC_t es la variación trimestral del tipo de cambio y donde α_i , dependiendo del método de estimación, puede incluir un efecto fijo no observable por empresa. En un escenario ideal, para una empresa que posea solo activos en pesos y con una deuda en dólares, sin uso de cobertura cambiaria ni otro tipo de ajustes, el valor teórico de β debería ser -1 ²⁷.

Por restricciones de información, la caracterización de las empresas, por tenencia de activos y por moneda, solo puede realizarse a partir del año 2011. Sin embargo, como se mostró en la sección anterior, los grupos presentan heterogeneidad en

27 En términos formales, la diferencia de cambio sería el descalce monetario por la variación del tipo de cambio en todas las monedas. Esto se podría descomponer como $(Des_{USD} - Des_{no_mon_{USD}}) \Delta tc_{USD} + Des_{mon_SOM} \Delta tc_{OM}$, donde el Des_{mon} se refiere al descalce compuesto por las partidas monetarias y los derivados que se reajustan vía resultado (su variación no pasa directo a patrimonio). El primer término es descomponer el descalce monetario en el total (observable) menos el no monetario (no observable). El segundo término es el efecto en resultados proveniente de la variación del vector de otras monedas. En la regresión se incluye solo $Des_{USD} \Delta tc_{USD}$, por lo que los otros dos términos corresponden al intercepto, en caso de ser algo estable en la empresa, o al error, por ejemplo el tema de otras monedas. El error también incorpora operaciones con moneda extranjera que se liquidan y no se renuevan entre cierres de periodo. Por ejemplo, si se paga una deuda en dólares entre cierres de periodo y el tipo de cambio varía entre esa fecha y el cierre, el descalce rezagado por la variación el periodo completo no reflejaría correctamente el efecto en resultados. Por este motivo la frecuencia trimestral debería entregar resultados más precisos que la anual.

los efectos en resultados frente al mismo evento de movimiento cambiario. Adicionalmente, desde el año 2011 (gráfico 2, panel A) se observa un aumento sostenido del tipo de cambio hasta el año 2016, para luego retomar los niveles observados entre los años 2014 y 2015²⁸.

Una primera estimación la realizamos mediante mínimos cuadrados ordinarios (MCO), con información trimestral y anual, no utilizando la caracterización de las empresas de activos por moneda (cuadro 1). En la estimación trimestral, entre los años 2007 y 2018 (columna 1), se puede observar que el coeficiente de la interacción entre el descalce cambiario rezagado y la variación del tipo de cambio con la diferencia de cambio (β) es negativo y significativo. Por ejemplo, si una empresa tuviera un descalce de 50% de sus activos el trimestre anterior y, durante este trimestre, la variación del tipo de cambio alcanzara un 20%, eso significaría pérdidas por diferencias de cambio en este trimestre que representarían el 5,15% de los activos rezagados (columna 1).

En la columna (2) se presentan los resultados trimestrales desde el año 2011 en adelante. El coeficiente (β) sigue siendo negativo y significativo, pero su nivel es aproximadamente la mitad del parámetro estimado en la columna (1). Con respecto a este resultado, tenemos dos explicaciones: i) entre los años 2009 y 2010, las firmas adoptaron la norma contable IFRS, lo que, además de cambiar los criterios contables, implicó para las empresas dejar de reportar los estados financieros individuales, por lo que la información se obtiene de apéndices financieros, lo que resulta en reportes distintos a partir de esa fecha y ii) como se pudo observar en el gráfico 3 (panel B) la participación de empresas con activos relevantes en otras monedas comenzó a tomar importancia dentro del sector corporativo —tal como ya se ha explicado— afectando de esta forma la relación entre los descalces cambiarios y los posteriores resultados, situación que se abordará a continuación.

Se presentan también los resultados de las estimaciones utilizando datos anuales en distintas ventanas de tiempo (columnas 3, 4 y 5). Es importante hacer notar que, a pesar de relacionar el descalce cambiario de un año atrás con las diferencias de cambio registradas el cierre del año siguiente, los resultados de los coeficientes (β) siguen negativos y significativos y, al menos en las ventanas entre 2002-2007 y 2018 (columnas 3 y 4), se observan en niveles no tan distintos a los resultados trimestrales. Nuevamente, vemos una caída en el valor del coeficiente cuando consideramos solo la ventana desde el año 2011 a la fecha (columna 5).

A continuación, se presentan los resultados de una estimación mediante el uso de un panel con un efecto fijo por empresa a través del tiempo, con información trimestral, no utilizando la caracterización de las empresas de activos por moneda (cuadro 2). En los resultados de la estimación entre los años 2007 y 2018 y entre los años 2011 y 2018 (columnas 1 y 2) se puede observar que el

28 En el Apéndice D, se presenta tabla con estadística descriptiva de las principales variables.



coeficiente de la interacción entre el descalce cambiario rezagado y la variación del tipo de cambio con las diferencias de cambio (β) es negativo y significativo, y en niveles levemente superiores en comparación al coeficiente obtenido a través de MCO en el cuadro 1 (columnas 1 y 2).

Cuadro 1

Efectos del descalce cambiario rezagado y variación del tipo de cambio sobre resultados

(variable dependiente: diferencias de cambio trimestrales/anales)⁽¹⁾⁻⁽³⁾

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	2007-18	2011-18	2002-18	2007-18	2011-18
Descalce cambiario (t-1) x Δ tipo de cambio (t)	-0,515*** (0,009)	-0,253*** (0,013)	-0,440*** (0,013)	-0,402*** (0,016)	-0,282*** (0,025)
Constante	-0,018 (0,012)	-0,024*** (0,007)	-0,009 (0,035)	-0,058 (0,042)	-0,099** (0,035)
Test F	3.321	400	1.086	1.503	942
N	5.176	3.055	2.281	627	126
R ² ajust.	0,391	0,116	0,323	0,294	0,118
Estimación	MCO Trimestral	MCO Trimestral	MCO Anual	MCO Anual	MCO Anual

Fuente: Banco Central de Chile en base a información de la CMF.

- (1) Estados financieros individuales de empresas con moneda funcional pesos. Se excluyen empresas asociadas al sector de Servicios Financieros, Minería y Estatales.
 (2) Descalce definido como pasivos en dólares menos activos en dólares y posición neta de derivados, sobre los activos totales. En la estimación, el descalce cambiario se encuentra rezagado un trimestre o año según corresponda (t-1) y se multiplica por la variación del tipo de cambio ocurrida en ese trimestre o año (t).
 (3) * denota significancia estadística al 90% de confianza, ** al 95% y *** al 99 (Desviación estándar entre paréntesis).

Cuadro 2

Efectos del descalce cambiario rezagado y variación del tipo de cambio sobre resultados

(variable dependiente: resultados por diferencias de cambio trimestrales)⁽¹⁾⁻⁽³⁾

	(1)	(2)
	2007-18	2011-18
Descalce cambiario (t-1) x Δ tipo de cambio (t)	-0,521*** (0,091)	-0,255*** (0,106)
Constante	-0,018*** (0,000)	-0,024*** (0,001)
Test F	32,98	5,78
N	5.176	3.055
R ² ajust.	0,400	0,120
Estimación	MCO/EF Trimestral	MCO/EF Trimestral

Fuente: Banco Central de Chile en base a información de la CMF.

- (1) Estados financieros individuales de empresas con moneda funcional pesos. Se excluyen empresas asociadas al sector de Servicios Financieros, Minería y Estatales.
 (2) Descalce definido como pasivos en dólares menos activos en dólares y posición neta de derivados, sobre los activos totales. En la estimación, el descalce cambiario se encuentra rezagado un trimestre (t-1) y se multiplica por la variación del tipo de cambio ocurrida en ese trimestre o año (t).
 (3) * denota significancia estadística al 90% de confianza, ** al 95% y *** al 99 (Desviación estándar entre paréntesis).

Al igual que en las estimaciones del cuadro 1, podemos observar que, al acotar la ventana desde el año 2011 en adelante, se observa que el parámetro (β) es aproximadamente la mitad del parámetro estimado utilizando todos los datos desde el año 2007 en adelante. Como se mencionó anteriormente, entre los años 2009 y 2010 hay un cambio de reporte y un aumento significativo de las empresas con activos en otras monedas.

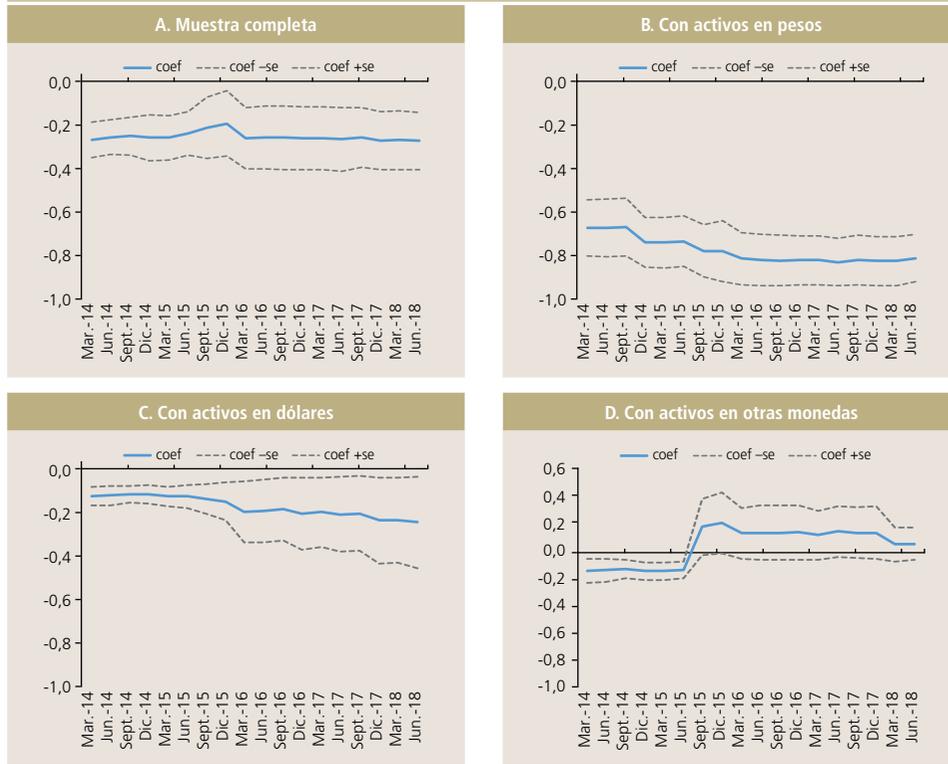
Considerando las diferencias que se obtienen en el nivel del parámetro, utilizando una ventana desde el 2011 en adelante, en el gráfico 5 se presentan los resultados de una estimación explotando la caracterización de activos por moneda disponible desde esa fecha. La estimación es *rolling* para determinar la estabilidad del coeficiente, utilizando tres años de información e incorporando efecto fijo por empresa.

Los coeficientes de la muestra completa (panel A) tienen el signo esperado, aunque en niveles por debajo del parámetro (β) teórico y en algunos períodos el intervalo con una desviación estándar se acerca a cero. Cuando consideramos solo las empresas “Con activos en pesos” (panel B), podemos ver que el coeficiente (β) es cercano al teórico (-1), estable y significativo durante la ventana considerada, por lo que la relación entre descalce y diferencias de cambio es bastante directa durante todos los trimestres. En el caso de las firmas “Con activos en dólares” (panel C), los coeficientes tienen el signo esperado, pero menores en nivel en comparación a los coeficientes del panel B. Cuando vemos las empresas “Con activos en otras monedas” (panel D), se observa que el coeficiente cambia de signo a mediados del año 2015, donde se vuelve positivo. Sin embargo, normalmente es no significativo durante la mayor parte del período en estudio.

Con el objeto de evaluar la robustez de los resultados, se realizaron algunas estimaciones como un *rolling* con una ventana de cuatro años, o se incluyeron efectos temporales. En ambos casos, los resultados se mantienen. En un último análisis, se presenta una estimación MCO para los tres grupos definidos anteriormente, utilizando información desde el año 2011 a la fecha (gráfico 6). En este se puede apreciar la relación esperada en el caso de las empresas “Con activos en pesos”, con un coeficiente (β) cercano a -0.8, mientras que la relación se hace más débil en el caso de las firmas “Con activos en dólares” y es casi cercana a cero en el caso del grupo “Con activos en otras monedas”.

Gráfico 5

Efectos del descalce cambiario rezagado sobre resultados, panel *rolling* con efecto fijo por empresa variable dependiente: diferencias de cambio trimestrales⁽¹⁾⁻⁽³⁾



Fuente: Banco Central de Chile a base de información de la CMF

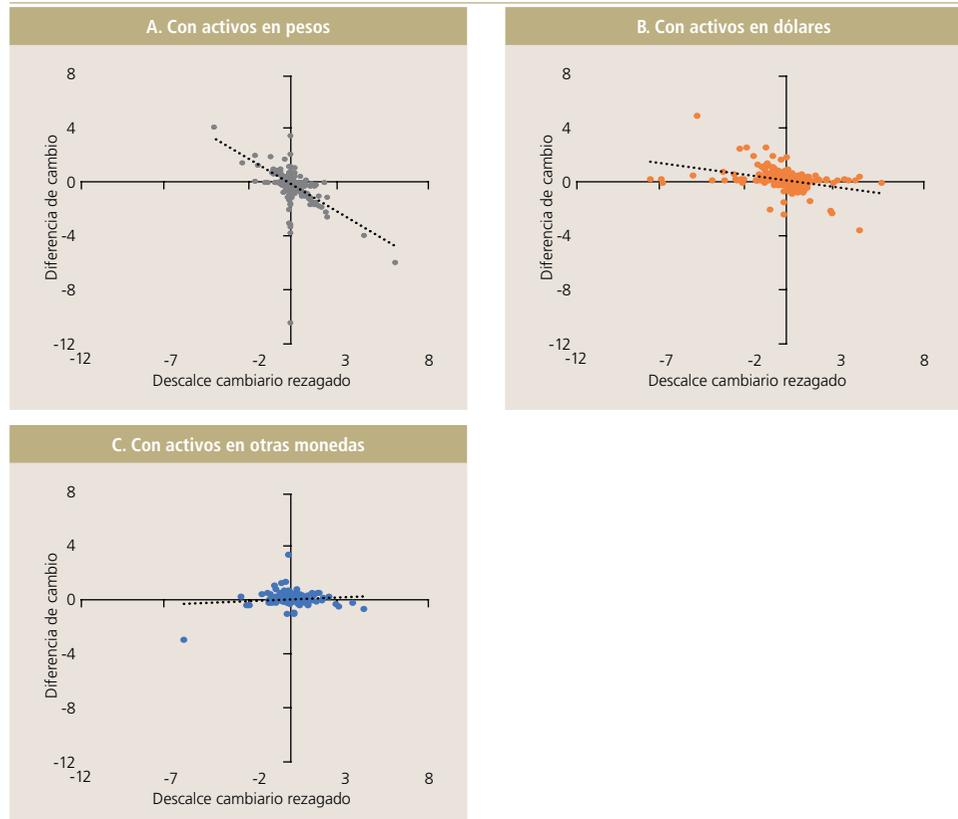
(1) Estados financieros individuales de empresas con moneda funcional pesos. Se excluyen empresas asociadas al sector de Servicios Financieros, Minería y Estatales.

(2) Descalce definido como pasivos en dólares menos activos en dólares y posición neta de derivados, sobre los activos totales.

(3) Panel *rolling* con tres años de información. El intervalo corresponde a una desviación estándar utilizando errores robustos.

Gráfico 6

Descalces cambiarios rezagados por variación de tipo de cambio vs diferencias de cambio, porcentaje de activos, datos trimestrales 2011 - 2018 ⁽¹⁾⁻⁽³⁾



	A	B	C
Número	2.129	691	235
Coefficiente	-0,755 *** (0,025)	-0,176 *** (0,0167)	0,053 * (0,032)
R ² ajust.	0,301	0,14	0,008
Test F	918,87	111,79	2,85

Fuente: Banco Central de Chile a base de información de la CMF.

(1) Estados financieros individuales de empresas con moneda funcional pesos. Se excluyen empresas asociadas al sector de Servicios Financieros, Minería y Estatales.
 (2) Descalce definido como pasivos en dólares menos activos en dólares y posición neta de derivados, sobre los activos totales.

(3) * Denota significancia estadística al 90% de confianza, ** al 95% y *** al 99. Estimación mediante mínimos cuadrados ordinarios. Desviación estándar entre paréntesis



VI. COMENTARIOS FINALES Y CONCLUSIONES

En esta nota se propone una metodología para relacionar el descalce cambiario de las empresas y su posterior efecto en resultados, dada una variación en el tipo de cambio. El principal resultado es que logramos identificar una relación bastante directa entre descalces cambiarios y efectos en resultados para el grupo de empresas “Con activos en pesos”, el cual definimos como aquel que no presenta activos relevantes en moneda extranjera ni parece utilizar derivados cambiarios distintos a los asociados a deuda. Este grupo es relevante en términos de activos totales y pasivos en dólares dentro de nuestra muestra.

Relacionar ambas variables no es simple, considerando que la definición de descalce cambiario utilizada en este estudio está basada en la relación peso contra dólar, siendo que en la práctica las firmas también presentan descalces en otras monedas, información con la que no contamos con detalle y que afecta las diferencias de cambio registradas en un período. Junto a lo anterior, existen normas contables que permiten, por ejemplo, acumular en patrimonio el cambio en el valor de los derivados que cubren flujos futuros hasta que dichas partidas afecten el estado de resultados.

A partir de la aplicación de IFRS, los informes financieros consolidados incluyen una nota respecto al riesgo financiero que enfrentan las empresas, entre ellos el de tipo de cambio. En dicha nota, generalmente, se entrega una estimación, por parte de la administración, respecto a cómo se afectarían los activos, deuda y resultados ante las variaciones en el valor de las distintas monedas relativo a la moneda funcional. Lamentablemente, esta información no se encuentra estandarizada y es costosa de procesar.

Considerando esto último, la metodología aquí propuesta es una herramienta razonable para monitorear el riesgo cambiario de un gran número de firmas, que debe ser complementado con el análisis de las notas para aquellas que tienen exposición a otras monedas y que, normalmente, son empresas más grandes.

REFERENCIAS

- Acharán, M.G., R. Álvarez y J.M. Villena (2010). “Crisis Financiera y Uso de Derivados Cambiarios en Empresas Exportadoras”. *Economía Chilena* 13(3): 105–14.
- Álvarez, R. y E. Hansen (2017). “Corporate Currency Risk and Hedging in Chile: Real and Financial Effects”. IDB Working Paper Series N° IDB-WP-769.
- Aysun, U. y G. Melanie (2011). “Derivatives Market Activity in Emerging Markets and Exchange Rate Exposure”. *Emerging Markets Finance and Trade* 47(6): 46–67.
- Benavente, J.M., C. Johnson y F. Morandé (2003). “Debt Composition and Balance Sheet Effects of Exchange Rate Depreciations: A Firm-level Analysis for Chile.” *Emerging Markets Review* 4: 397–416.
- Chow, J.T. (2015). “Stress Testing Corporate Balance Sheets in Emerging Economies”. IMF Working Paper.
- Cowan, K., E. Hansen y L.O. Herrera (2005). “Descalces Cambiarios en Firms Chilenas no Financieras”. *Economía Chilena* 8(2): 57–82.
- Espinosa, C. y J. Fernández (2015). “Comparación Histórica de Resultados en el Sector Corporativo en Chile”. *Economía Chilena* 18(1): 68–88.
- Espinosa, C., Fernández J. y F. Vásquez (2017). “Ejercicio de Tensión de Empresas: Una Aplicación al Sector Corporativo No Financiero Chileno”. *Economía Chilena* 20(2): 128–49.
- Gatopoulos, G. y H. Loubergé (2013). “Combined Use of Foreign Debt and Currency Derivatives under the Threat of Currency Crises”. *Journal of International Money and Finance* 25: 54–75.
- Hansen, E. y S. Hyde (2013). “Descalces Cambiarios en Firms Chilenas No Financieras”. *Economía Chilena* 16(3): 70–88.
- Hardy, B. (2018). “Foreign Currency Borrowing, Balance Sheet Shocks, and Real Outcomes”. Kim, YJ., L. Tesar y J. Zhang (2015). “The Impact of Foreign Liabilities on Small Firms: Firm-level Evidence from the Korean Crisis”. *Journal of International Economics* 97: 209–30.
- Rossi, J. (2012). “Understanding Brazilian Companies’ Foreign Exchange Exposure”. *Emerging Markets Review* 13: 352–65.



Norma Internacional de Contabilidad N°21 (NIC 21).
Efectos de las variaciones en los tipos de cambio de la
moneda extranjera

Villena, J. y J. Salinas (2014). “Mercado Cambiario Chileno,
Una Comparación Internacional: 1998 a 2013”. Serie de
Estudios Económicos Estadísticos N°106, Banco Central
de Chile.

APÉNDICE A

Cuadro A1

Ejemplos de reporte de la cuenta diferencia de cambio en las notas de los estados financieros

Conceptos	M\$	Conceptos	M\$
Efectivo y equivalente al efectivo	44.921	Diferencia de cambio deudores por venta	2.872.234
Cuentas por pagar empresas relacionadas	6.024	Diferencia de cambio entidades relacionadas	8.503.101
Otros pasivos financieros	799.924	Diferencia de cambio aportes publicitarios	-455.347
Acreedores comerciales	-100.790	Diferencia de cambio derivados	1.129.039
		Diferencia de cambio préstamos bancarios	-125.211
		Otras diferencias de cambio	-1.845.099
Totales	750.079	Totales	10.078.717

Fuente: Estados financieros consolidados a septiembre del 2018 de SMU S.A y Viña Concha y Toro S.A. respectivamente.

APÉNDICE B

METODOLOGÍA DE CÁLCULO DEL DESCALCE CAMBIARIO Y POSTERIOR EFECTO EN RESULTADOS, DEFINICIÓN DE GRUPOS

Para facilitar la exposición, se ilustrará con dos casos numéricos la manera en que el descalce cambiario de las empresas se puede reflejar en los resultados del período siguiente y un tercer caso en el cual el efecto se acumula en patrimonio, postergándose por lo tanto el efecto en resultados que estamos buscando. En todos los casos suponemos una empresa con moneda funcional peso y todas las partidas en moneda extranjera están en dólares.

En el primer caso tenemos una empresa con deuda financiera en dólares por 50 Unidades Monetarias (50 UM, DF dólar) y el resto de sus pasivos y la totalidad de sus activos están en moneda local pesos. Esta empresa tiene un descalce cambiario del 25% de sus activos (50 UM DF dólar/200 UM). Entre los períodos $t-1$ y t se verifica un aumento del tipo de cambio del 20%. Este efecto produce un aumento en moneda local de 10 UM de la DF dólar ($20\% * 50$ UM), alcanzando esta por lo tanto las 60 UM al final del período t . Este aumento se registra a su vez en el resultado de la empresa en la cuenta diferencia de cambio (-10 UM, DC). La DC alcanza de esta forma -5% de los activos del período $t-1$ (-10 UM /200 UM) y la relación entre diferencias de cambio y la interacción entre el descalce cambiario rezagado y la variación del tipo de cambio es de -1 ($-5\% / [25\% * 20\%]$).

Este representa un caso ideal, en el sentido que la relación entre descalce rezagado y diferencias de cambio es directa y se refleja íntegramente en resultados.

Caso 1

Periodo $t-1$				Descalce (%)	25	Periodo t			
Activo		Pasivo + patrimonio				Activo		Pasivo + patrimonio	
Activos	200	DF ML	50	Aumento TC (%)	20	Activos	200	DF ML	50
		DF dólar	50	Diferencia de cambio (DC)	-10			DF dólar	60
		Patrimonio	100	DC/activo (%)	-5			Patrimonio	90
				DC/(desc*var_TC)	-1,00				
Total	200	Total	200			Total	200	Total	200

Fuente: Elaboración propia.

Caso 2

Periodo t-1				Descalce (%)	15	Periodo t			
Activo		Pasivo + patrimonio				Activo		Pasivo + patrimonio	
OAF	20	DF ML	50	Diferencia de cambio	-6	OAF	24	DF ML	50
Otros activos	180	DF dólar	50	DC/activo (%)	-3	Otros activos	180	DF dólar	60
		Patrimonio	100	DC/(desc*var_TC)	-1,00			Patrimonio	94
Total	200	Total	200			Total	204	Total	204

Fuente: Elaboración propia.

El segundo caso considera la misma situación del caso anterior, pero con el adicional que la empresa tiene un activo monetario en dólares (20 UM, OAF). En este caso el descalce en t-1 es 15% de los activos totales considerando esta cobertura adicional ($[50-20 \text{ UM}] / 200 \text{ UM}$). Entre el período t-1 y t se verifica un aumento del tipo de cambio del 20%. Este efecto produce un aumento en moneda local de 10 UM de la DF dólar ($20\% * 50 \text{ UM}$), alcanzando esta por lo tanto las 60 UM al final del período t. A su vez produce un aumento de los OAF de 4 UM ($20\% * 20 \text{ UM}$) en igual lapso de tiempo. En el neto, se registra en el resultado de la empresa en la cuenta diferencia de cambio un monto de -6 UM (DC). La DC alcanza de esta forma -3% de los activos del período t-1, cifra menor a la observada sin cobertura, pero la relación entre diferencias de cambio y la interacción entre el descalce cambiario rezagado y la variación del tipo de cambio sigue siendo -1 ($-3\% / [15\% * 20\%]$), por lo que también lo podemos clasificar como un caso ideal.

El tercer caso considera una empresa que tiene un activo no monetario contabilizado en dólares que acumula sus cambios de valor en el patrimonio y cuyo subyacente es efectivamente el dólar (20 UM, OAF). En este caso el descalce en t-1 es 15% de los activos totales ($[50-20 \text{ UM}] / 200 \text{ UM}$). Nuevamente entre el período t-1 y t se verifica un aumento del tipo de cambio del 20%. Este efecto produce un aumento en moneda local de 10 UM de la DF dólar ($20\% * 50 \text{ UM}$), alcanzando esta por lo tanto las 60 UM al final del período t. A su vez produce un aumento de los OAF de 4 UM ($20\% * 20 \text{ UM}$) en igual lapso de tiempo. Se registra en el resultado de la empresa en la cuenta diferencia de cambio un monto de -10 UM (DC) asociados solo a DF dólar y se acumula un efecto en patrimonio de 4 UM. La DC alcanza de esta forma -5% de los activos del período t-1, cifra mayor a la observada en el caso anterior, donde se registró una compensación en resultados producto del cambio de valor de los activos en dólares. La relación entre diferencias de cambio y la interacción entre el descalce cambiario rezagado y la variación del tipo de cambio es de -1.67 ($-5\% / [15\% * 20\%]$). En un caso como este, la relación no es directa entre descalce y resultados, por lo que se dificulta una estimación a través de la interacción de las variables propuestas. Desde el punto de vista del patrimonio, el activo (OAF) representa una cobertura que solo afectará resultados en el momento en que sea liquidado. Este caso representa la distorsión que se podría producir en la relación entre descalces y diferencias de cambio, cuando las empresas adoptan contabilidad de coberturas y que podrían afectar nuestros resultados.

**Caso 3**

Periodo t-1				Descalce (%)	15	Periodo t			
Activo		Pasivo + patrimonio				Activo		Pasivo + patrimonio	
OAF	20	DF ML	50	Aumento TC (%)	20	OAF	24	DF ML	50
Otros activos	180	DF dólar	50	Diferencia de cambio	-10	Otros activos	180	DF dólar	60
		Patrimonio	100	DC/activo (%)	-5			Patrimonio	94
Total	200	Total	200	Directo a patrimonio	4	Total	204	Total	204
				DC/(desc*var_TC)	-1,67				

Fuente: Elaboración propia.

Definición de grupos

Considerando los ejemplos anteriores, a continuación presentamos el esquema que detalla la forma en que se separan las empresas por la tenencia de activos y utilización de derivados. Recordar que se utilizan tres grupos, “Con activos en pesos” (Activos en \$), “Con activos en dólares” (Activos en USD), y “Con activos en otras monedas” (Activos en OM).

Utilización de derivados					
		PND<0	PND>1.5PAS _{USD}	PND+ACT _{USD} >2PAS _{USD}	Resto
Activos	$ACT_{\text{peso}} > 0.96ACT$	Activos en USD	Activos en USD	Activos en \$	Activos en \$
	$ACT_{\text{peso}} < 0.96ACT$ $ACT_{OM} < 0.04ACT$	Activos en USD	Activos en USD	Activos en USD	Activos en \$
	Resto	Activos en OM	Activos en OM	Activos en OM	Activos en OM

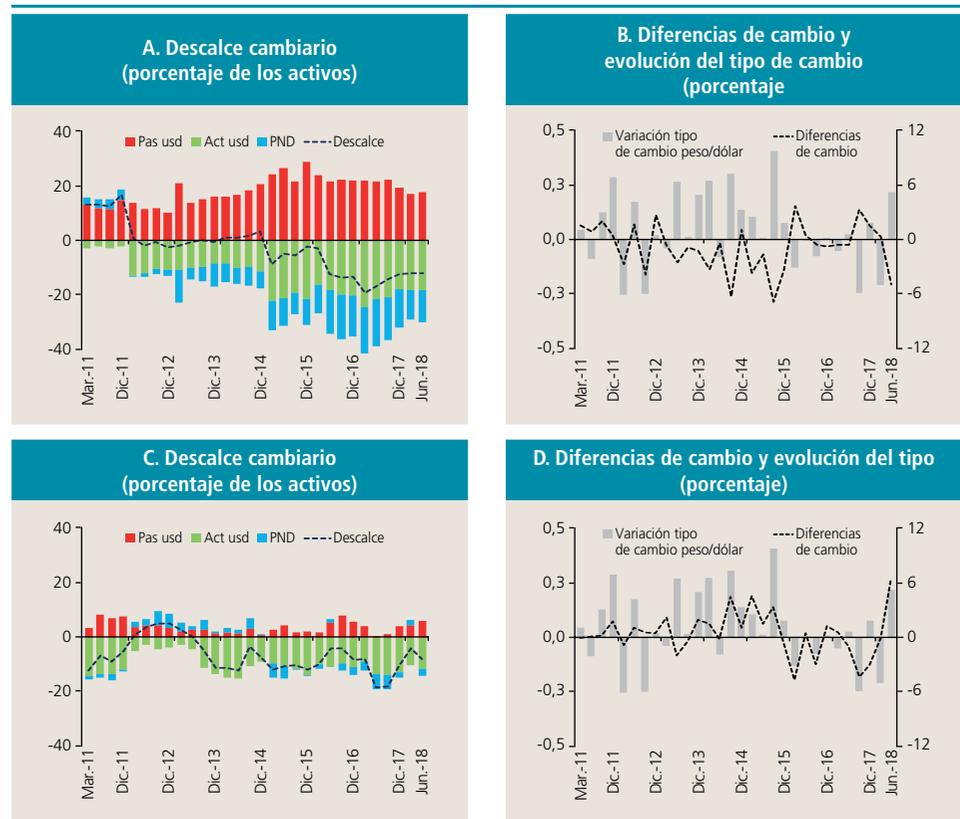
Fuente: Elaboración propia.

Donde PND corresponde a la posición neta en derivados, PAS_{USD} a los pasivos en dólares, ACT_{USD} a los activos en dólares, ACT_{OM} a los activos en otras monedas, ACT_{peso} a los activos en pesos, y ACT a los activos totales.

APÉNDICE C

Gráfico C1

Evolución histórica base de descalce cambiario y diferencias de cambio de empresas "con activos en otras monedas" y "con activos en dólares"^{(1) (2) (3)}



Fuente: Banco Central de Chile a base de información de la CMF.

(1) Estados financieros individuales de empresas con moneda funcional pesos. Se excluyen empresas asociadas al sector de Servicios Financieros, Minería y Estatales.

(2) Descalce definido como pasivos en dólares menos activos en dólares y posición neta de derivados, sobre los activos totales. Se utiliza el tipo de cambio del día hábil siguiente al cierre trimestral.

(3) "Con activos en otras monedas" corresponde a empresas con una participación importante de activos en otras monedas. "Con activos en dólares" corresponde a aquellas firmas que no poseen activos relevantes en otras monedas que no sea el dólar.



APÉNDICE D

Cuadro D1

Estadísticas descriptivas de principales variables

(entre marzo del 2007 y diciembre del 2010)

Variable		Promedio	Desviación estándar	Mín.	Máx.	Observaciones
Dif. cambio / Activos totales rezagados	Todos	-0,01	1,60	-21,22	16,45	N = 2.121
	Por empresa		0,37	-3,78	0,96	n = 235
	Por trimestre		1,57	-22,11	15,56	T = 9,02553
Descalce rezagado*var. tipo de cambio	Todos	0,01	1,92	-16,98	20,91	N = 2.121
	Por empresa		0,43	-2,36	3,78	n = 235
	Por trimestre		1,89	-15,74	20,67	T = 9,02553
Descalce rezagado	Todos	1,60	21,24	-90,80	260,60	N = 2.121
	Por empresa		18,83	-84,27	105,45	n = 235
	Por trimestre		9,14	-81,20	156,75	T = 9,02553
Var. tipo de cambio	Todos	0,04	9,15	-11,91	20,18	N = 2.121
	Por empresa		3,20	-11,61	20,18	n = 235
	Por trimestre		8,97	-19,00	22,21	T = 9,02553

(entre marzo del 2011 y junio del 2018)

Variable		Promedio	Desviación estándar	Mín.	Máx.	Observaciones
Dif. cambio / Activos totales rezagados	Todos	-0,02	0,42	-10,40	4,79	N = 3.055
	Por empresa		0,30	-3,70	0,43	n = 176
	Por trimestre		0,41	-10,04	4,78	T = 17,358
Descalce rezagado*var. tipo de cambio	Todos	-0,01	0,57	-7,89	6,05	N = 3.055
	Por empresa		0,14	-1,05	0,61	n = 176
	Por trimestre		0,55	-6,85	5,43	T = 17,358
Descalce rezagado	Todos	-0,84	13,21	-99,61	88,39	N = 3.055
	Por empresa		10,41	-87,77	45,07	n = 176
	Por trimestre		6,72	-82,99	42,48	T = 17,358
Var. tipo de cambio	Todos	1,18	4,42	-6,12	11,45	N = 3.055
	Por empresa		1,33	-3,47	7,93	n = 176
	Por trimestre		4,38	-7,45	12,41	T = 17,358

Fuente: Elaboración propia.



REVISIÓN DE LIBROS

EL TRIUNFO DE LA INFORMACIÓN. LA EVOLUCIÓN DEL ORDEN: DE LOS ÁTOMOS A LAS ECONOMÍAS

César Hidalgo
Editorial Debate, 2017



Carlos A. Medel V.

Un recorrido por el libro

El libro “El triunfo de la información” no es un libro únicamente de Economía, sino también sobre el concepto de orden físico (“información”) presente en sistemas naturales y la sociedad, lo que resulta en una novedosa forma de entender la Economía. La definición y aplicación del concepto de información en ambos sistemas facilita enormemente el ámbito de “información” en Economía y su evolución, convirtiéndola en un caso más de evolución natural y complejización. Para ello, se vale de la exposición de su tesis cargada de conceptos físicos. Sin embargo, las descripciones de las mismas, un primer atributo sobresaliente de esta obra, están cuidadosamente detalladas para un público no necesariamente formado en Física.

La principal tesis del libro es que las economías evolucionan al igual que cualquier otro sistema físico. Esto se atribuye a la coevolución de dos fuerzas relevantes: la información y la capacidad para computarla. La contemporaneidad del libro es un segundo atributo, ya que en un corto período de tiempo ha sido frecuente el problema de acopio de información a una velocidad mayor a la que puede ser sintetizada en campos tan distintos como la astronomía y la política. Esto ha abierto un espacio muy amplio para la proliferación de técnicas estadísticas de procesamiento de datos de larga escala y el desarrollo de la tecnología asociada. La capacidad para sintetizar información ha crecido notablemente —aun siendo finita— debido en gran medida a la interacción de redes especializadas (complejización), como es el caso de las células o los átomos.

El subtítulo “La evolución del orden: de los átomos a las economías” es posiblemente el mejor resumen del libro. Contiene doce capítulos repartidos en cinco partes, más (inusualmente) un capítulo destinado a agradecimientos, en el que se describe la forma en que el libro fue escrito. La primera parte (“Bits en átomos”) se enfoca principalmente en explicar el crecimiento de la información. El capítulo 1 es muy elocuente en ello al explicar el rol de la información en, por ejemplo, la conformación de un automóvil (un ejemplo recurrente en

* *Presidencia, Banco Central de Chile. Correo electrónico: cmedel@bcentral.cl*

algunos capítulos siguientes) basado en su orden físico (i.e. materiales que han estado presentes desde tiempos inmemoriales pero que dispuestos de cierta manera conforman un automóvil). Esta es, también, la definición de trabajo de “información” a través del libro. El capítulo 2 especifica esta definición, además de introducir el concepto de entropía propuesta por el físico austriaco Ludwig Boltzmann (1844-1906) y el del verbo “computar” (procesar la información). El capítulo 3, cargado de conceptos físicos, explica los límites al procesamiento de información que ocurre naturalmente en sistemas que intrínsecamente tienden al desequilibrio.

La segunda parte (“Información cristalizada”) se centra en la descripción de tipos de información (orden físico) presentes en la economía y la sociedad en general. El capítulo 4 ahonda en el concepto de “cristales de información” y que en su producción se emplea una enorme cantidad de conocimiento, *know-how*, un contexto, y que muchas veces es el resultado de la imaginación humana. Bajo este prisma, el concepto de comercio internacional (de cristales de información) entrega un cuerpo más acabado a la tesis del libro. El capítulo 5 profundiza el concepto indagando en la necesidad humana de cristalizar la información, esto es, introducir la figura de inventores que profitan de sus inventos y de paso benefician a la sociedad en su conjunto.

La tercera parte (“La cuantización del *know-how*”) comienza con un ameno y elocuente relato de la visita del entonces entrenador del equipo de fútbol Bayern de Munich Josep Guardiola al Media Lab del MIT (lugar de afiliación del autor). Un alumno consultó “*Pep, si creásemos un equipo de robots, ¿vendrías a entrenarlo?*” a lo que Guardiola respondió “*El reto más importante al entrenar a un equipo no es decidir la estrategia de juego, sino conseguir que esa estrategia le entre a los jugadores en la cabeza. Puesto que en el caso de los robots no veo que eso tenga ninguna dificultad, agradecido rechazo la oferta*” (página 91). Así, esta parte describe los retos que enfrenta la sociedad para crear las redes necesarias para computar información que permitan engendrar en forma tangible (y rentable) los cristales de información. El capítulo 6 propone (aunque no tan sencillamente) que, dado que la capacidad de computación humana es finita, una manera de expandirla es mediante la creación de redes que permitan la transferencia de *know-how*. El capítulo 7 se abstrae notablemente de la Física para entrar de lleno en el concepto económico de los costos de transacción y el teorema de Coase.¹ Es muy probable que las redes avancen donde los costos de transacción sean más bajos. En la medida en que se alcancen menores costos de transacción y se acumule *know-how*, mayor es la complejidad de la economía y, consecuentemente, se requiere una mayor capacidad de computación. El capítulo 8 critica la teoría de los costos de transacción postulando que naturalmente las personas prefieren los vínculos basados en cánones sociales más que económicos,

¹ El teorema de Coase debe su nombre al economista británico Ronald Coase (1910-2013) y plantea que, si los derechos de propiedad están bien definidos y los costos de transacción son cero, la negociación entre las partes llevará a un punto óptimo de asignación en el mercado. Los problemas aparecen cuando existen altos costos de negociar o cuando los derechos de propiedad no estén bien definidos.



enfaticando el rol de la confianza en las relaciones preestablecidas. Así, sería este el ingrediente principal que le da forma a las redes de especialización.

La cuarta parte (“La complejidad de la economía”) cosecha los esfuerzos invertidos en las secciones anteriores y los pone en práctica con ejemplos económicos concretos. Se podría considerar como la parte de “aplicación empírica” de un artículo académico ya que, en efecto, provee evidencia de la tesis principal del libro, esto es, que las diferencias en la matriz productiva entre países y regiones depende fuertemente de las diferencias en sus capacidades computacionales. El capítulo 9 reinterpreta la evidencia de la literatura de desarrollo económico mostrando que las economías menos diversificadas tienden a proveer insumos a las más diversificadas, las que en la nomenclatura del libro corresponden a las con mayor capacidad de computación. El capítulo 10 es de plano un artículo económico y describe la evidencia y los resultados de las teorías más tradicionales de crecimiento, incorporando el concepto de complejidad como factor productivo. El capítulo 11, de corta extensión, realiza una comparación entre la transferencia de computación y *know-how* en términos biológicos y económicos, de manera de elevar la complejidad económica como un factor único distinto a otros.

El capítulo 12 resume el libro, mientras uno adicional (“Sangrando palabras”) relata con mayor detalle que el habitual, los agradecimientos y la contribución específica de los colaboradores.

Discusión y recomendación

Este es un libro altamente conceptual, por lo que, si bien es fácil de leer, es difícil de seguir. Una recomendación inmediata es que se debe destinar un tiempo considerable para releerlo, procurando engranar los múltiples conceptos que se van entregando con ejemplos muy puntuales de los mismos. Es también costoso de leer, ya que una vez finalizado, probablemente se destine un tiempo mayor que el habitual para digerir tal cantidad de conceptos y ponerlos en práctica.

Respecto de la teoría sobre “información” desde un punto de vista estadístico, su caracterización y transferencia no es un tema nuevo en economía. Un punto de partida relevante se podría situar en Kullback y Leibler (1951)², quienes formalizan la idea de entropía dando paso al desarrollo de una familia de “criterios de información” (e.g. Akaike, Schwarz, y Hannan-Quinn, entre otros) de amplia utilización en la modelación econométrica de variables económicas. Para la macroeconomía, la creación y transferencia de información o tecnología tampoco resulta necesariamente novedosa, siendo relevantes los trabajos que llevaron a obtener recientemente el premio Nobel al economista de la *Universidad de Nueva York* Paul Romer. Sin embargo, y precisamente por su alto nivel de conceptualización, el libro le entrega un sentido fresco (a través de los ejemplos) y un contexto más robusto a estas ideas relativamente antiguas para la economía.

² Kullback, S. y R.A. Leibler (1951), “On Information and Sufficiency,” *Annals of Mathematical Statistics* 22(1): 79-86.

En un creciente ambiente de uso de metadatos y otros cristales de información, el advenimiento de computadores con capacidades suficientes para manejar una gran cantidad de datos estadísticos a un costo asequible, y una variedad de aplicaciones rentables producto de ello, una revisión del concepto de “información” desde el punto de vista propuesto por el autor le entregan un valor único al contenido del libro. Es necesario volver a recalcar que el libro es conceptual (aunque libre de ecuaciones) para que el lector no espere ejemplos en extremo formales y detallados matemáticamente sobre estimaciones de cómo ha contribuido la complejidad económica al desarrollo. Más bien, se presenta la evidencia sintetizada que apoya algunos puntos específicos.

Una característica inusual del libro es el valor de su contenido escrito, pero también del omitido. En particular, y mucho más allá del ámbito del libro, la parte económica deja muchos puntos de vista e ideas en las cuales pensar. Por ejemplo, sobre el rol subyugado de las economías emergentes exportadoras de materias primas frente a economías avanzadas. Si bien el caso de Chile como exportador de cobre está presente transversalmente en el libro, el libro deja la difícil tarea al lector de pensar en los mecanismos (i.e. una política) de fomento de la creación de redes donde el *know-how* de los sistemas más complejos fluya hacia los menos complejos (cuyo desafío pareciera sepultarse con la dificultad sugerida con el ejemplo de Guardiola).

También está ausente una nota de cautela frente a la complejización de las economías relevantes para el ciclo global—cuya exclusión no resta, pero cuya incorporación podría sumar más que proporcionalmente. Dado que la complejización es el reflejo de una mayor cantidad e intensidad de redes productivas y entrelazamientos, escenarios de crisis (inherentes al sistema económico) también son más difíciles de cuantificar, identificar riesgos y hacer una mejor distribución de los riesgos, con efectos derrame exportados a economías emergentes con menores elementos de contención. Las instituciones económicas destinadas para, de alguna forma, fomentar la creación de redes saludables y reducir las inviables enfrentarían desafíos inimaginables respecto de la contención de estos riesgos, y grandes costos en casos de crisis. Así, la calidad de los cristales de información puede ser difícil de percibir y tan heterogénea como dañina para el desarrollo.

El libro acalla de plano la crítica del desarrollo reciente de la Economía como una disciplina que ha avanzado por un camino propio reduciendo con ello la capacidad de los economistas de ampliar el campo. El libro en sí constituye un nodo interdisciplinario interesante entre Antropología, Biología, Economía, Física, Historia y Sociología, llevando a entender la Economía como probablemente nunca se había hecho antes. En un principio, los átomos no están relacionados con el desarrollo económico. Así, la información cristalizada fruto de esta computación tiene un valor único que hace recomendable su lectura.



REVISIÓN DE PUBLICACIONES

ABRIL 2019

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

*Gajewski, K., A. Jara, Y. Kang, J. Mok, D. Moreno y S. Dobromil (2019). “International Spillovers of Monetary Policy: Lessons from Chile, Korea, and Poland”. *Journal of International Money and Finance* 90: 175–86.

Gómez, M., J.P. Medina y G. Valenzuela (2019). “Unveiling the Objectives of Central Banks: Tales of Four Latin American Countries”. *Economic Modelling* 76: 81–100.

Mardones, C. y R. Del Río (2019). “Correction of Chilean GDP for Natural Capital Depreciation and Environmental Degradation Caused by Copper Mining”. *Resources Policy* 60: 143–52.

Código JEL: F / ECONOMÍA INTERNACIONAL

*Alegría, A., K. Cowan y P. García (2018). “Spillovers and Relationships in Cross-Border Banking: The Case of Chile”. *Journal of Financial Stability* 39: 259–72.

Blum, B.S., S. Claro, K. Dasgupta y I. Horstmann (2019). “Inventory Management, Product Quality, and Cross-Country Income Differences”. *American Economic Journal: Macroeconomics* 11(1): 338–88.

Jung, J., I. Simonovska y A. Weinberger (2019). “Exporter Heterogeneity and Price Discrimination: A Quantitative View”. *Journal of International Economics* 116: 103–24.

Código JEL: G / ECONOMÍA FINANCIERA

*Madeira, C. (2018). “Explaining the Cyclical Volatility of Consumer Debt Risk Using a Heterogeneous Agents Model: The Case of Chile”. *Journal of Financial Stability* 39: 209–20.

Muñoz, J., Y. Sepúlveda, S. Veloso y C. Veloso (2019). “Non-Linear Effects of Ownership Structure, Growth Opportunities and Leverage on Debt Maturity in Chilean Firms”. *Mexican Journal of Economics and Finance* 14(1): 21–40.

Troncoso-Sepúlveda, R. y J. Cabas-Monje (2019). “Factibilidad del Uso de Contratos de Futuros del Chicago Mercantile Exchange para la Cobertura del Riesgo de Precio en el Ganado Bovino Chileno”. *Lecturas de Economía* 90: 9–44.

Código JEL: O / DESARROLLO ECONÓMICO, CAMBIO TECNOLÓGICO Y CRECIMIENTO

*Navarro, L. (2018). “Entrepreneurship Policy and Firm Performance Chile’s CORFO Seed Capital Program”. *Estudios de Economía* 45(2): 301–16.

Código JEL: Y / NO CLASIFICADOS

Accorsi, S., López, R. y G. Sturla (2019). “Input-Output Table and Carbon Footprint: Estimation and Structural Decomposition Analysis”. Documento de Trabajo N°475, Departamento de Economía, Universidad de Chile.

Ariztia, T., F., Foncesa y O. Bernasconi (2019). “Heating Ecologies: Resituating Stocking and Maintenance in Domestic Heating”. *Energy Research and Social Science* 47: 128–36.

Aydin, U. y N. Figueroa (2019). “The Chilean Anti-Cartel Experience: Accomplishments and Challenges”. *Review of Industrial Organization* 54(2): 327–52.

Bautista, M.A., F. González y L. Martínez (2019). “The Geography of Dictatorship and Support for Democracy”. Documento de Trabajo N°521, Departamento de Economía, Pontificia Universidad Católica de Chile.

Behrer, A.P., D. Manning y A. Seidl (2019). “The Impact of Institutional and Land Use Change on Local Incomes in Chilean Patagonia”. *Journal of Development Studies* 55(2): 191–208.

Bretones, F. y M. Radrigán (2018). “Actitudes hacia el Emprendimiento: El Caso de los Estudiantes Universitarios Chilenos y Españoles”. *CIRIEC - España, Revista de Economía Pública, Social y Cooperativa* 94: 11–30.



Brown, C., D. Contreras y L. Schmidt (2019). “Sexual Orientation and Labor Force Participation: Findings from Chile and Uruguay”. *Feminist Economics* 25(2): 90–115.

Castano, A., M. Lufin y M. Atienza (2019). “A Structural Path Analysis of Chilean Mining Linkages between 1995 and 2011. What Are the Channels through which Extractive Activity Affects the Economy?” *Resources Policy* 60:106–17.

Contreras, D. y J. Rodríguez (2019). “The Return to Private Education: Evidence from School-to-Work Transitions”. Documento de Trabajo N°479, Departamento de Economía, Universidad de Chile.

Cortés, T, N. Grau, y J. Rivera (2019). “Juvenile Incarceration and Adult Recidivism”. Documento de Trabajo N°482, Departamento de Economía, Universidad de Chile.

Corvalán, A. y M. Pazzona (2019). “Persistent Commodity Shocks and Transitory Crime Effects”. *Journal of Economic Behavior and Organization* 158: 110–27.

Elberg, A., P. Gardete, R. Macera y C. Noton (2019). “Dynamic Effects of Price Promotions: Field Evidence, Consumer Search, and Supply-Side Implications”. *Quantitative Marketing and Economics* 17(1): 1–58.

Fabrega, J., J. González y J. Lindh (2018). “Polarization and Electoral Incentives: The End of the Chilean Consensus Democracy, 1990-2014”. *Latin American Politics and Society* 60(4): 49–68.

Farrant, A. (2019). “What Should (Knightian) Economists Do? James M. Buchanan’s 1980 Visit to Chile”. *Southern Economic Journal* 85(3): 691–714.

Farrant, A. y V. Tarko (2019). “James M. Buchanan’s 1981 Visit to Chile: Knightian Democrat or Defender of the ‘Devil’s Fix?’” *Review of Austrian Economics* 32(1):1–20.

Martínez, C. y M. Perticará (2019). “Home Alone vs Kids Club: Adult Supervision Matters for Grades”. Documento de Trabajo N°514, Departamento de Economía, Pontificia Universidad Católica de Chile.

Mayorga, J. (2019). “The Labour Effect of a Disability Act. Longitudinal Evidence from Chile”. Documento de Trabajo N°478, Departamento de Economía, Universidad de Chile.

Nuevo-Chiquero, A. y F. Pino (2019). “To Pill or not to Pill? Access to Emergency Contraception and Contraceptive Behaviour”. Documento de Trabajo N°477, Departamento de Economía, Universidad de Chile.

Haas, J., W. Nowak y R. Palma-Behnke (2019). “Multi-Objective Planning of Energy Storage Technologies for a Fully Renewable System: Implications for the Main Stakeholders in Chile”. *Energy Policy* 126: 494–506.

Lara, B. y S. Toro (2019). “Tactical Distribution in Local Funding: The Value of an Aligned Mayor”. *European Journal of Political Economy* 56: 74–89.

Levanen, J., T. Lyytinen y S. Gatica (2018) “Modelling the Interplay between Institutions and Circular Economy Business Models: A Case Study of Battery Recycling in Finland and Chile”. *Ecological Economics* 154: 373–82.

Matamala, C., R. Moreno y E. Sauma (2019). “The Value of Network Investment Coordination to Reduce Environmental Externalities when Integrating Renewables: Case on the Chilean Transmission Network”. *Energy Policy*: 251–63.

Miranda, J. C., C. Carvajal, R. Reyes, F. Boassi y L. Vidal (2019). “La Evolución Económica de la Región de los Ríos desde su Creación, a Partir de un Análisis Input-Output”. *Estudios de Economía Aplicada* 37(1):170–90.

O’ Ryan, R., C. Benavides, M. Díaz, J. P., San Martín y J. Mallea (2019). “Using Probabilistic Analysis to Improve Greenhouse Gas Baseline Forecasts in Developing Country Contexts: The Case of Chile”. *Climate Policy* 19(3): 299–314.

Reyes, R., A. Schueftan, C. Ruiz y A. González (2019). “Controlling Air Pollution in a Context of High Energy Poverty Levels in Southern Chile: Clean Air but Colder Houses?” *Energy Policy* 124: 301–11.

Ruiz-Tagle, C. y R. Paredes (2019). “Educación Superior Técnico Profesional: ¿Una Alternativa a La Universidad?” *Trimestre Económico* 86(1): 31–63.

Sarrias, M. (2019). “Do Monetary Subjective Well-Being Evaluations Vary across Space? Comparing Continuous and Discrete Spatial Heterogeneity”. *Spatial Economic Analysis* 14(1): 53–87.

Villena, M. y F. Greve (2018). “On Resource Depletion and Productivity: The Case of the Chilean Copper Industry”. *Resources Policy* 59: 553–62.

Wagner, R. (2018). “Can the Market Value State-Owned Enterprises without Privatizing Them? An Application to Natural Resources Companies”. *Resources Policy* 59: 282–90.

*Zimmerman, S. (2019). “Elite Colleges and Upward Mobility to Top Jobs and Top Incomes”. *American Economic Review* 109(1): 1–47.



RESÚMENES DE ARTÍCULOS SELECCIONADOS*

Los textos presentados a continuación son transcripciones literales del original.

Código JEL: E / MACROECONOMÍA Y ECONOMÍA MONETARIA

*Gajewski, K., A. Jara, Y. Kang, J. Mok, D. Moreno y S. Dobromil (2019). “International Spillovers of Monetary Policy: Lessons from Chile, Korea, and Poland”. *Journal of International Money and Finance* 90: 175–86.

In this paper, we assess evidence on international monetary policy spillovers to domestic bank lending in Chile, Korea, and Poland, using confidential bank-level data and different measures of monetary policy shocks in relevant currency areas. These three emerging market economies are small and open, their banking systems do not have significant presence overseas, and they can be considered as price takers in the world economy. Such features allow for better identification of binding financial constraints and foreign monetary policy shocks. We find that the monetary policy shocks spill over into domestic bank lending, modifying the degree to which financial frictions tighten or relax, and this evidence is consistent with international bank lending and portfolio channels.

Código JEL: F / ECONOMÍA INTERNACIONAL

*Alegría, A., K. Cowan y P. García (2018). “Spillovers and Relationships in Cross-Border Banking: The Case of Chile”. *Journal of Financial Stability* 39: 259–72.

This paper assesses the spillovers from the global financial crisis on the cost and structure of cross-border funding of Chilean banks. To do so, it uses a novel dataset of individual lending operations between Chilean banks and their foreign counterparties between 2008 and 2016. The paper finds that global banks that experienced the largest hikes in their funding costs and were based in countries with large increases in sovereign risk increased spreads to Chilean banks most in this period, and that global financial turbulences also spilled through to the funding cost of Chilean banks. After the financial crisis of 2008 and 2009 the Chilean banking system underwent a significant change in its sources of funding, with a shift to new bank counterparties and a higher reliance on bond financing. The paper provides evidence that distance, as well as the intensity and age of banking relationships matter for the cost of cross border borrowing. Hence, this shift of sources of funding was initially a costly process. Over time as banking relationships developed with new counterparties, the cost of this shift decreased.

Código JEL: G / ECONOMÍA FINANCIERA

*Madeira, C. (2018). “Explaining the Cyclical Volatility of Consumer Debt Risk Using a Heterogeneous Agents Model: The Case of Chile”. *Journal of Financial Stability* 39: 209–20.

Previous studies of consumer debt risk estimate low sensitivities to negative shocks, contradicting the historical data. This work proposes a heterogeneous agents model of household finances and credit risk. Families suffer labor income shocks and choose from a menu of loans contracts, defaulting on debt commitments when unable to finance minimum consumption standards. Using a variety of survey data I simulate household credit default for Chile over the last 20 years, replicating successfully the highs and lows of consumer delinquency. Some households are shown to be highly vulnerable to changes in interest rates, credit maturities and liquidity.

Código JEL: O / DESARROLLO ECONÓMICO, CAMBIO TECNOLÓGICO Y CRECIMIENTO

*Navarro, L. (2018). “Entrepreneurship Policy and Firm Performance Chile’s CORFO Seed Capital Program”. *Estudios de Economía* 45(2): 301–16.

This paper uses administrative data from projects for which an application was made to CORFO’s (Chile’s main development agency) Seed Capital Program (SCP) during the 2008-12 period. This paper analyzes the likely impact of the program-which is a subsidy provided to new, innovative firms on Start, Growth, and Survival. The projects are supported by sponsors in the application process. Results of our analysis indicate that, controlling for observed characteristics, projects that received the subsidy had a 9.5 percentage point higher probability of starting to sell. Among created firms, subsidized (Treated) firms showed a 17 percentage point higher probability of significant Growth (in sales) and a similar effect on Survival. The analysis also examined a change in the program rules in 2011, whereby sponsors were paid based on performance instead of fixed fees, as it was before 2011. For projects affected by the policy change, results indicate no overall association of the program with the probability of Start and a positive correlation with Growth and Survival. These results could be a consequence of sponsors making better project selections for funding. The change in rules would suggest that the program contributes more to the Growth and Survival of new firms than to their Start, which would take place anyway. The data available for this study did not make it possible to fully control for potential selection biases, and thus the results may overestimate the impact of the program. This calls to suggest to improve data collection standards to help identify the true effect of this type of program.



Código JEL: Y / NO CLASIFICADOS

*Zimmerman, S. (2019). “Elite Colleges and Upward Mobility to Top Jobs and Top Incomes”. *American Economic Review* 109(1): 1–47.

This paper asks whether elite colleges help students outside of historically advantaged groups reach top positions in the economy. I combine administrative data on income and leadership teams at publicly traded firms with a regression discontinuity design based on admissions rules at elite business-focused degree programs in Chile. The 1.8 percent of college students admitted to these programs account for 41 percent of leadership positions and 39 percent of top 0.1 percent incomes. Admission raises the number of leadership positions students hold by 44 percent and their probability of attaining a top 0.1 percent income by 51 percent. However, these gains are driven by male applicants from high-tuition private high schools, with zero effects for female students or students from other school types with similar admissions test scores. Admissions effects are equal to 38 percent of the gap in rates of top attainment by gender and 54 percent of the gap by high school background for male students. A difference-in-differences analysis of the rates at which pairs of students lead the same firms suggests that peer ties formed between college classmates from similar backgrounds may play an important role in driving the observed effects.

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 26.
- 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 66.
- Documentos de Trabajo. N°s 1 al 830.
- 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 128.
- 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. Período: 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. 2018. 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 quinquenal 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.
- Mercado Laboral: Hechos Estilizados e Implicancias Macroeconómicas. Diciembre 2018. 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 redominada, 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 de artículos o libros sobre temas relevantes a la revista, en inglés o español.

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.

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.

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.

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



BANCO CENTRAL
DE CHILE

ECONOMÍA CHILENA Abril 2019 volumen 22 N.º1