

ECONOMÍA CHILENA

Diciembre 2017 volumen 20 N.º 3

ARTÍCULOS

Forecasting Chilean inflation with the hybrid new keynesian Phillips curve: globalisation, combination, and accuracy

Carlos A. Medel V.

Household saving and labor informality: the case of Chile

Alfredo Schclarek / Mauricio Caggia

Desviaciones de la paridad cubierta de tasas de interés: experiencia internacional y el caso de Chile

Catalina Morales L. / Rodrigo Vergara M.

NOTAS DE INVESTIGACIÓN

Exposición internacional de la banca en Chile: características y riesgos

Luis Cabezas V. / Alejandro Jara R. / Faruk Miguel L.

Nuevas estimaciones de la tasa real neutral de Chile

Luis Ceballos S. / Jorge A. Fornero / Andrés Gatty S.

REVISIÓN DE LIBROS

El Arranque de la Descentralización: Desatando las Amarras del Centralismo Chileno de Fundación Chile Descentralizado... Desarrollado

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

EDITORES DE NOTAS DE INVESTIGACIÓN

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

EDITOR DE PUBLICACIONES

Diego Huerta (Banco Central de Chile)

COMITÉ EDITORIAL

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

EDITOR ASISTENTE

Roberto Gillmore (Banco Central de Chile)

SUPERVISORA DE EDICIÓN Y PRODUCCIÓN

Consuelo Edwards (Banco Central de Chile)

REPRESENTANTE LEGAL

Alejandro Zurbuchen (Banco Central de Chile)

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

ISSN 0717-3830

ECONOMÍA CHILENA

Diciembre 2017 volumen 20 N.º 3

ÍNDICE

RESÚMENES 2

ABSTRACTS 3

ARTÍCULOS

Forecasting Chilean inflation with the hybrid new
keynesian Phillips curve: globalisation, combination,
and accuracy
Carlos A. Medel V. 4

Household saving and labor informality: the case of Chile
Alfredo Schclarek / Mauricio Caggia 52

Desviaciones de la paridad cubierta de tasas de interés:
experiencia internacional y el caso de Chile
Catalina Morales L. / Rodrigo Vergara M. 82

NOTAS DE INVESTIGACIÓN

Exposición internacional de la banca en Chile:
características y riesgos
Luis Cabezas V. / Alejandro Jara R. / Faruk Miguel L. 102

Nuevas estimaciones de la tasa real neutral de Chile
Luis Ceballos S. / Jorge A. Fornero / Andrés Gatty S. 120

REVISIÓN DE LIBROS

*EL ARRANQUE DE LA DESCENTRALIZACIÓN:
DESATANDO LAS AMARRAS DEL CENTRALISMO CHILENO
de Fundación Chile Descentralizado... Desarrollado*
Carlos A. Medel V. 144

REVISIÓN DE PUBLICACIONES

Catastro de publicaciones recientes 150

Resúmenes de artículos seleccionados 152



RESÚMENES

PROYECCIÓN DE LA INFLACIÓN CHILENA CON UNA CURVA DE PHILLIPS HÍBRIDA NEO-KEYNESIANA: GLOBALIZACIÓN, COMBINACIÓN Y PRECISIÓN

Carlos A. Medel

Este artículo analiza el poder predictivo multihorizonte de la Curva de Phillips Híbrida Neoknesiana (HNKPC) en la economía chilena, para el período comprendido entre enero del 2000 y diciembre del 2014. Un elemento distintivo de este artículo es el uso de una especificación de Vector Autoregresivo Global (GVAR) de la HNKPC, forzando una versión de economía abierta. Otro elemento distintivo es el uso de medidas directas de expectativas de inflación —Consensus Forecasts— difiriendo de un modelo completamente fundado en expectativas racionales. La proyección punto de la HNKPC se evalúa utilizando el Error Cuadrático Medio de Proyección y es estadísticamente comparado con modelos de referencia, incluyendo proyecciones combinadas. Los resultados indican que existe evidencia para no rechazar la hipótesis de la HNKPC para la economía chilena, y robusta a especificaciones alternativas. Los resultados fuera de muestra son mixtos entre modelos de referencia ateóricos y la HNKPC por sí sola o que participa en una predicción combinada con camino aleatorio. Este pronóstico combinado ofrece las proyecciones más exactas a horizontes inferiores a un año; mientras que, a plazos largos, no es lo suficientemente preciso como para superar a los modelos estadísticos.

AHORRO FAMILIAR E INFORMALIDAD LABORAL: EL CASO DE CHILE

Alfredo Schclarek / Mauricio Caggia

El artículo compara el comportamiento de ahorro de los trabajadores formales e informales. Además, ofrece una caracterización socioeconómica y financiera de los trabajadores informales. Utilizamos la Encuesta Financiera de Hogares levantada por el Banco Central de Chile en el 2007 y tenemos entre 2.533 y 1.740 observaciones de hogares urbanos de Chile, dependiendo de la definición de ahorro y la definición de informalidad escogida. Realizamos regresiones de MCO y probit. Nuestra regresión de corte transversal da como resultado que, en general, los hogares informales ahorran menos que los hogares formales. Además, los datos descriptivos indican que los trabajadores informales tienen menos acceso a los servicios financieros y poseen menos activos y pasivos financieros. En cuanto a sus implicancias de política, los resultados sugieren que combatir la informalidad puede tener efectos positivos en la tasa de ahorro agregado.

DESVIACIONES DE LA PARIDAD CUBIERTA DE TASAS DE INTERÉS: EXPERIENCIA INTERNACIONAL Y EL CASO DE CHILE

Catalina Morales / Rodrigo Vergara M.

Normalmente se entiende la paridad cubierta de tasas de interés (PCI) como una realidad tanto teórica como empírica, que nace de la condición de no arbitraje de los mercados internacionales. No obstante, esta no se cumplió durante la crisis financiera mundial del año 2008 para las principales monedas del mundo, situación que sorprendentemente se ha mantenido hasta el día de hoy. Para Chile se observa que efectivamente la PCI se rompió durante la crisis financiera; sin embargo, desde el año 2012-2013, ésta se ha restaurado. Analizando el movimiento de los CDS de bonos soberanos, concluimos que el riesgo crediticio parece no ser suficiente para explicar las desviaciones de la PCI. Por otro lado, no observamos la misma relación entre la fortaleza del dólar y la desviación de la PCI que se observa en los mercados internacionales. En el caso de Chile, nuestros resultados sugieren que el efecto de la fortaleza del dólar en el spread on-shore se encuentra más relacionado a variaciones de demanda por cobertura cambiaria.

ABSTRACTS

FORECASTING CHILEAN INFLATION WITH THE HYBRID NEW KEYNESIAN PHILLIPS CURVE: GLOBALISATION, COMBINATION, AND ACCURACY

Carlos A. Medel

This article analyses the multi-horizon predictive power of the Hybrid New Keynesian Phillips Curve (HNKPC) covering the period from January 2000 to December 2014, for the Chilean economy. A distinctive feature of this article is the use of a Global Vector Autoregression (GVAR) specification of the HNKPC to enforce an open economy version. Another feature is the use of direct measures of inflation expectations—Consensus Forecasts—differing from a fully-founded rational expectations model. The HNKPC point forecasts are evaluated using the Mean Squared Forecast Error statistic and statistically compared with several benchmarks, including combined forecasts. The results indicate that there is evidence not to reject the hypothesis of the HNKPC for the Chilean economy, and it is also robust to alternative specifications. Out-of-sample results are mixed between atheoretical benchmarks and the HNKPC by itself or participating in a combined prediction with the random walk. This combined forecast delivers the most accurate forecasts at horizons comprised within a year; whereas, in the long run is not accurate enough to outperform the statistical models.

HOUSEHOLD SAVING AND LABOR INFORMALITY: THE CASE OF CHILE

Alfredo Schclarek / Mauricio Caggia

The purpose of this paper is to compare the saving behavior of formal and informal workers. In addition, we provide a socioeconomic and financial characterization of informal workers. We use the Financial Household Survey conducted by the Central Bank of Chile in 2007 and have between 2.533 and 1.740 observations of urban households from Chile, depending on the savings definition and the informality definition that is used. We perform both OLS and probit regressions. Our cross-section regression results indicate that in general informal households save less than formal households. Further, descriptive data indicates that informal workers have less access to financial services and possess less financial assets and liabilities. In terms of policy implications, the results suggest that combating informality may have positive consequences on the aggregate saving rate.

DEVIATIONS OF THE COVERED INTEREST RATE PARITY: INTERNATIONAL EXPERIENCES AND THE CASE OF CHILE

Catalina Morales / Rodrigo Vergara M.

The covered interest-rate parity (CIP) is normally seen as both a theoretical and empirical reality arising from the non-arbitrage of international markets. However, this was not true during the global financial crisis of 2008 for the main currencies of the world, a situation that has surprisingly remained until today. In Chile, it can be seen that the CIP actually broke down during the financial crisis but, since 2012-2013, it has been restored. Analyzing the movements of sovereign CDS bonds, we conclude that credit risk cannot by itself explain the deviations of the CIP. We do not find the same relationship between the strong dollar and the deviation of the CIP observed in international markets. In the case of Chile, our results suggest that the effect of the strong dollar on the on-shore spread is more closely related to variations in the demand for currency hedging.



FORECASTING CHILEAN INFLATION WITH THE HYBRID NEW KEYNESIAN PHILLIPS CURVE: GLOBALISATION, COMBINATION, AND ACCURACY*

Carlos A. Medel V. **

I. INTRODUCTION

The *Hybrid New Keynesian Phillips Curve* (HNKPC) consists in a relationship between inflation and economic slack, considering at the same time lagged and expected values of inflation. In this article, the multi-horizon predictive power of the HNKPC in two versions for the Chilean inflation is analysed. These versions are a *closed-economy* specification plus a trade-partners-augmented version, becoming an *open-economy* specification. To the latter, a Global Vector Autoregression (GVAR) ensemble (Pesaran et al., 2004) is used.¹ The latter consists in the first attempt to explicitly consider a large number of trade partners in the same econometric specification to forecast Chilean inflation. These economics-based forecasts are compared with traditional time-series benchmarks used in the literature, plus three combined forecasts. Another distinctive element of this article is the use of direct measures of inflation expectations embedded in the two versions of the HNKPC for Chile's inflation forecasting purposes.

The Chilean case is chosen because it represents a small open economy under an inflation targeting regime with a floating exchange rate and permeable to specific shocks. For instance, being located in South America—and the only country within the *Organisation for Economic Co-operation and Development* of the region—it is subject to regional shocks originated mainly in the biggest regional economy (Brazil), and with strong trade and financial connections with the US, the Eurozone, and China as its major trade partners. Hence, the GVAR includes its main trade partners making up 70% of its total trade.²

The analysed monthly sample covers from 2000.1 to 2014.12 (180 observations), comprising an *evaluation* sample of 108 observations from 2006.1 to 2014.12.

* I thank the early-stage insights and comments of Rodrigo Caputo (editor), Carla Fucito, Kevin C. Lee, Pablo Medel, James H. Stock, two anonymous referees, and seminar participants at the Central Bank of Chile. I also thank the International Markets Surveillance Group at the Financial Stability Area of the Central Bank of Chile the opportunity to develop and support this research project. I exclude all of them for any error or omission. This article is dedicated to the memory of the late Victor A. Fucito. The views and ideas expressed in this paper do not necessarily represent those of the Central Bank of Chile or its authorities. E-mail: cmedel@bcentral.cl.

** Economic Adviser to the Governor, Central Bank of Chile. E-mail: cmedel@bcentral.cl.

1 In particular, it corresponds to an extension of the forecasting exercise described in Medel (2015a), applied to the case analysed in Medel (2015b).

2 The remaining countries considered are Brazil (BRA), China (CHI), the Eurozone (EUR), Japan (JPN), and the United States (US).

The results indicate that there is evidence not to reject the hypothesis of the HNKPC for the Chilean economy, i.e. that the lagged and expected inflation coefficients are statistically significant, as is also that of the output gap. This finding is obtained with the closed-economy version and is robust to alternative specifications of the output gap.

The GVAR open-economy version also complies with the required statistical and economics-based tests. This implies that trade partners already help to explain domestic inflation in a richer econometric setup that allows for many simulation and scenario analyses. Moreover, practical implication of comparing closed- versus open-economy results reveals the predictive gain when including richer foreign information with ease. In predictive terms, the results show that previous to the financial crisis the evidence is mixed between atheoretical models and the HNKPC by itself, or in a combined prediction. However, when the evaluation sample is extended to a more volatile period, the results suggest that the HNKPC in its two versions (and combined with the random walk model, RW) delivers the most accurate forecasts at horizons comprising a year. In the long run the combination between the closed-economy HNKPC and the RW delivers more accurate results than the benchmark, although not enough to outperform any purely statistical prediction. It is hence obtained that at short horizons, and when inflation volatility increases, the HNKPC results in the best forecasting option compared to traditional statistical models; a finding that is reverted at longer horizons.

It is widely recognised that accurate forecasts are *ex ante* a key element for the success of almost all macroeconomic policies. For the success of monetary policy concerning price stability under an inflation targeting regime, timely accurate inflation forecasts are crucial. As expected, from time to time new inflationary risks emerge challenging both policymakers and the current methodological tools developed to understand inflation dynamics. These challenges threat inflation from a different point of view rather than those economies in a more dominant position, and especially for policymakers of small open economies, like Chile. In particular, imported inflation from commodities and trade partners plus the contagion of shocks from industrialised countries are of special interest. This is the main motivation for including an open economy version of the HNKPC.

For the particular case of monetary policy, the challenge of modelling external inflationary pressures has to deal also with the link between past and future domestic inflation rates. This link reflects the traditional inertia exhibited by backward-looking price setter firms and a forward-looking component provided by rational expectations agents' behaviour. One successful proposal in this regard is the HNKPC, introduced by Galí and Gertler (1999), and analysed further in Galí et al. (2001, 2005). Note that their proposal results in a convenient specification for forecasting purposes and allows many price settings.³

³ Some theoretical derivations of the HNKPC can be found in Smets and Wouters (2003, 2005), Christiano et al. (2005), Erceg and Levin (2003), and Collard and Dellas (2004), among others.

The rest of the article proceeds as follows. Section 2 reviews the relevant literature concerning the many topics that converge in this article. These are statistical versus economics-based inflation forecasts with uni- and multi-variate models, particularly for small open economies. Section 3 provides a full description of the econometric methods used for the HNKPC-based forecasts. It also defines the in-sample strategy to determine which will be the specifications used for prediction. Also, a detail of the statistical inference carried out is provided for the out-of-sample results plus some robustness exercises. Section 4 presents the results divided into estimation diagnostics, robustness results, and forecast accuracy. Section 5 concludes.

II. LITERATURE REVIEW

The quest for accurate inflation forecasts has a long tradition in macro-econometrics and central banking literature. Because inflation typically presents a close-to-unity behaviour, its modelling has concerned many econometric issues with economic implications. There are two broad views of forecasting inflation: the atheoretical statistical manner, and the economics-based procedure.⁴ However, the literature concerning emerging countries, and particularly the Chilean economy, is disproportionately more scarce than that devoted to industrialised economies.

The atheoretical or statistical manner refers to the case where the prediction comes from a model without economic fundamentals, and the appropriate model is obtained purely based on statistical tests' results. In this article, I used a stationary auto-regression (AR) and the single exponential smoothing (ES) forecasts. Some references on the use of these models can be found in Medel (2015a) and the references therein.

When inflation is forecast with economic models, the task is typically performed with a Phillips Curve specification. Yet far from the original model, the basic foundation still remains. This is a trade-off between an activity measure and a price level.⁵ The HNKPC, however, includes more economic elements since it is derived from an optimisation problem in the style of modern macroeconomics. It was introduced by Galí and Gertler (1999) and extended in Galí et al. (2001, 2005). Closer literature analysing the HNKPC can be found in Sbordone (2002), Smets and Wouters (2003, 2007), Levin et al. (2005), and Rabanal and Rubio (2005). Some articles using direct measures of expectations are Paloviita and Mayes (2005) using *Consensus Forecasts* for 11 European countries, Nason and Smith (2008) for the US—using the *Survey of Professional Forecasters* (SPF)—, Henzel and Wollmershauser (2008)—using *CESifo World Economic Survey* for

⁴ A recent survey of the many inflation forecasting methods can be found in Faust and Wright (2014).

⁵ An interesting exercise is conducted in Granger and Jeon (2011) where it is studied how the original Phillips Curve paper could be estimated with the time-series econometrics known 50 years later. This is made using the same original variables and sample, and providing some extensions for robustness.

Italy—, Paloviita (2009) for the Eurozone, and Medel (2015b) for Chile—using the Central Bank of Chile’s SPF.

Most HNKPC estimations concern developed countries and come in different versions; see Medel (2015a) for a review. For the case of Chile, little research has been conducted on this matter. Some exceptions are Céspedes et al. (2005) and Pincheira and Rubio (2015). The first article derives a NKPC from a structural micro-founded model, and analyses their in-sample ability to explain inflation dynamics. The second article addresses the issue of the weak predictive power of a purely backward-looking Phillips Curve with real-time data. While Céspedes et al. (2005) also provide an out-of-sample assessment, it is not the major concern of the authors. Instead, inner motivation of Pincheira and Rubio (2015)—shaping the specification search exercise—is precisely forecast accuracy.

In a recent study, Medel (2015b) analyses the case of forecast Chilean inflation with a single country HNKPC specification using the Central Bank of Chile’s SPF. It is worth mentioning that despite the fact that the single-country HNKPC predicts better than the alternatives, the evidence is weak on the existence of a Phillips Curve when using *core inflation*; hence, this alternative is not explored in this article. Moreover, when the same output gap measure used in this article is replaced by the annual growth of an economic activity index that mimics GDP in a monthly frequency, the results are still in favour of the proposed forecast-implied output gap variable.

The open economy version of the HNKPC used in this article is built in a GVAR ensemble. Obviously, the GVAR is not the first attempt to explicitly link world areas and countries, but it keeps the number of estimated coefficients to a minimum, avoiding the *curse of dimensionality* traditionally associated with VAR estimations. The potential applications of the GVAR methodology by far outperforms the exercises found in the literature. The introduction of the GVAR by Pesaran et al. (2004) provides an application estimating the effect of economic shocks on firms’ conditional loss distributions using 25 countries grouped into 11 regions. In this article, however, I use a compact-scale version of the main Chilean trade partners to evaluate the capacity of the GVAR to transform foreign information into forecast accuracy. For this task, there is no need to include the full range of available economies.

The exercise analysed in this article compares the predictive ability of the HNKPC in a single-country and a GVAR version. An intermediate result is to compare both specifications between them to provide robustness to a particular finding of Medel (2015b). This consists in the use of trade-related variables in the closed-economy version of the HNKPC which come out as non-statistically significant. Hence, no role was found for openness or trade variables. This article, which makes use of a different inflation expectation measure, analyses the role of the real exchange rate (RER), also finding it to be a non-significant variable. Consequently, the use of the GVAR in this article results in a new attempt in the search for a role of openness in forecasting accuracy. However, a comparison between close- and open-economy versions of the HNKPC should be carefully analysed, since an open-economy version typically redounds in the inclusion of more variables in the model.

III. ECONOMETRIC APPROACH

In this section all forecasting models are described: single-country HNKPC (closed economy; CE-HNKPC) and the GVAR HNKPC (open economy, OE-HNKPC). The atheoretical models AR, RW, and ES are described in appendix A following the same presentation given in Medel (2015a, 2015b). As part of the methodological procedures used for out-of-sample statistical inference, the Root Mean Squared Forecast Error Ratio (RMSFE Ratio) is defined as well as the Giacomini and White (2006; GW) testing procedure. In appendixes B and C the dataset and the output gap's building blocks are fully described, respectively.

1. Closed economy: single-country HNKPC

To sketch its foundations, assume a staggered price-setting scheme *à la* Calvo (Calvo, 1983). Let $1 - \theta$ be the fraction of firms that change prices in a given period, and $1 - \omega$ the fraction of firms that set prices optimally in a forward-looking manner. Hence, the HNKPC consists of a weighted average between past and future values of inflation plus a driving process $\tilde{y}_t$, leading to the HNKPC baseline equation:

$$\pi_t = \gamma \tilde{y}_t + \lambda_b \pi_{t-1} + \lambda_f \mathbb{E}_t [\pi_{t,t+h}^f] + \varepsilon_t, \quad (1)$$

where π_t is inflation, $\mathbb{E}_t [\pi_{t,t+h}^f] = \tilde{\pi}_t$ is the inflation expectation at period f measured with a forecast made h steps ahead at period t , and $\tilde{y}_t$ is a real marginal cost measure. $\{\gamma, \lambda_b, \lambda_f, \sigma_\varepsilon^2\}$ are parameters to be estimated, and ε_t is a cost-push shock, $\varepsilon_t \sim iid \mathcal{N}(0, \sigma_\varepsilon^2)$. This specification constitutes a reduced form coming from the optimisation problem of a structural NKPC where:

$$\begin{aligned} \lambda_b &= \frac{\omega}{\phi}, \\ \lambda_f &= \frac{\beta\theta}{\phi}, \\ \gamma &= \frac{[(1-\omega)(1-\theta)(1-\beta\theta)]}{\phi}, \\ \phi &= \theta + \omega[1 - \theta(1-\beta)], \end{aligned} \quad (2)$$

and β is a discount factor. To avoid part of the simultaneity in the variables of the right-hand side, equation (1) is estimated with the *Generalised Method of Moments* (GMM). However, this method eliminates methodological simultaneity only, as the series exhibits a high correlation given their underlying data generating process. I make use of lagged observations of the same variables as instrumental variables (IV). Recall that the problem that GMM addresses is the orthogonality condition $\mathbb{E}_t [\mathbf{x}_t', \varepsilon_t]$ that no longer holds. Hence, it is needed to “instrumentalise” the $\mathbf{x}_t'$ matrix with another one, say $\mathbf{m}_t$, containing ℓ IV ($\ell \geq k$), which fulfils:

$$\mathbb{E}_{t-1} \left[\left(\pi_t - \gamma \tilde{y}_t - \lambda_b \pi_{t-1} - \lambda_f \mathbb{E}_t [\pi_{t,t+h}^f] \right) \times \mathbf{m}_{t-1} \right] = 0. \quad (3)$$

In this context, a formal test for IV suitability is analysed through the Hansen's J -statistic:

$$J(\hat{\beta}, \hat{\mathbf{w}}_T) = \frac{1}{T} (\pi_t - \mathbf{x}_t' \hat{\beta})' \mathbf{m} \mathbf{w}_T^{-1} \mathbf{m}' (\pi_t - \mathbf{x}_t' \hat{\beta}), \quad (4)$$

where $\hat{\mathbf{w}}_T$ is an $\ell \times \ell$ symmetric and positive-definite *weighting matrix*, as it weights the moments considered in the estimations. Hence, GMM finds the vector of coefficients:

$$\hat{\beta} = (\mathbf{x}' \mathbf{m} \mathbf{w}_T^{-1} \mathbf{m}' \mathbf{x})^{-1} \mathbf{x}' \mathbf{m} \mathbf{w}_T^{-1} \mathbf{m}' \pi_t, \quad (5)$$

that minimises equation (4). As $J(\hat{\beta}, \hat{\mathbf{w}}_T) \sim \chi_{\ell-k}^2$, along with the estimated coefficients I also report the p -value that tests the null hypothesis: $E_T[J(\hat{\beta}, \hat{\mathbf{w}}_T)] = 0$. If p -value $> \alpha\%$, the IV are valid at $\alpha\%$ -level of significance, and the specification qualifies to be the forecasting model.

The weighting matrix is estimated according to the Hansen (1982) recommendation—the inverse of covariance matrix, i.e. $\hat{\mathbf{w}}_T = \hat{s}^{-1}$, and avoiding potential autocorrelation with the Newey and West (1987) heteroskedasticity and autocorrelation correction (HAC) method. The estimation of both covariance matrices—for the two stages: IV and final regression—is set in the same manner. The whitening lag specification is set automatic, to be selected according to the *Bayesian Information Criterion* (BIC) choosing from a maximum of three lags (following the $T^{1/3}$ rule).

All the estimations are made through the GMM estimator to find a particular specification using the estimation sample, and following a *general-to-specific* (GETS) strategy for the first stage regression. There are many reasons to prefer GMM as the estimation method. First, and following Galí et al. (2005), the GMM results are robust to the non-linear IV GMM (NLIVGMM) estimator, which has been criticised by, for instance, Lindé (2005) and Rudd and Whelan (2005). This is a good reason to keep GMM since the NLIVGMM estimation requires more computer time and it is more sensitive to the IV selection in a univariate ensemble. However, to perform the forecasting estimations, I use the ordinary least squares (OLS) estimator following the same methodology used by Jean-Baptiste (2012) for the UK, and Medel (2015a) for six major industrialised economies.⁶ As emphasised by Cochrane (2001), the choice between one (GMM) or other maximum likelihood estimator for univariate cases is a trade-off, and no consensus has been achieved.

2. Open economy: Global VAR HNKPC

The use of the GVAR obeys particularly to an open economy version of the HNKPC. Galí and Monacelli (2005) develop an open economy version of the HNKPC which explicitly includes the interaction of a domestic country with the

⁶ Empirical results do not deliver substantial parameter differences between GMM and OLS.

rest of the world. This is made through the RER and certain commodity prices in the output gap measure. The model is based on a richer economic environment but delivering a reduced-form specification including domestic inflation and output gap also suitable for forecasting exercises. Nevertheless, there is neither a unique nor a widely accepted manner in which a foreign component may be considered in the HNKPC. The option provided by the GVAR is to include an international trade-partners-related version of the same variables used to model the close economy case. Hence, the GVAR naturally extends any close economy estimation into another in which all the countries (or regions) are interconnected with one another.⁷

The GVAR methodology was introduced by Pesaran et al. (2004) in search for a flexible procedure capable of including key interactions across a big number of countries. Model flexibility comes from the fact that it is possible to model a country-level VAR including specific variables and different lag lengths. The foreign variables enter the domestic equation as weighted averages of the same variables defined for the remaining countries. As the weights are exogenously imposed it is easy to define first the model in a “compressed” manner, making possible its estimation, to then “decompress” it for further post-estimation handling. Given the mechanics of the GVAR, it avoids the *curse of dimensionality* confronted by VAR models with too many coefficients to be estimated (and exponentially arisen when a new variable is included).

For formal description purposes (following closely Pesaran et al., 2004), assume that there are $i = 0, 1, \dots, N+1$ countries across the time $t = 1, \dots, T$, where the country $i = 0$ is the reference country. Now, assume that each country is modelled using k_i domestic and k_i^* foreign variables (hereafter, “*” will refer to foreign variables). In this article, for each country $k_i = k_i^* = 3$, and hence $k = 6$ (accounting: $k_i = \{\pi_{i,t-1}, \tilde{\pi}_{it}, \tilde{y}_{it}\}$ and $k_i^* = \{\pi_{i,t-1}^*, \tilde{\pi}_{it}^*, \tilde{y}_{it}^*\}$). So, for each country i it is defined the $k_i \times 1$ vector $\mathbf{x}_{it} = [\pi_{i,t-1}; \tilde{\pi}_{it}; \tilde{y}_{it}]'$ and the vector of order $k_i^* \times 1$ of foreign variables $\mathbf{x}_{it}^* = [\pi_{i,t-1}^*; \tilde{\pi}_{it}^*; \tilde{y}_{it}^*]'$ and hence a GVAR version of the HNKPC is:

$$\mathbf{x}_{it} = \mathbf{a}_{i0} + \Phi_i \mathbf{x}_{i,t-1} + \Lambda_{i0} \mathbf{x}_{it}^* + \varepsilon_{it}, \quad (6)$$

where $\mathbf{a}_{i0}$ is a $k_i \times 1$ vector containing constants to be estimated, Φ_i is a $k_i \times k_i$ matrix containing lagged coefficients, Λ_{i0} is a $k_i \times k_i^*$ matrix containing the foreign variables relevant for the country i , and ε_{it} is $k_i \times 1$ vector of errors. Notice that equation (6) could include more lags of the foreign variables vector, and it nests the VAR(1) if $\Lambda_{i0} = \dots = \Lambda_{ip}^* = 0$. It is assumed that $\varepsilon_{it} \sim iid(0, \Sigma_{ii})$; hence, errors are uncorrelated and with mean equal to 0. Note that $\Sigma_{ii} = \mathbb{C}[\varepsilon_{ilt}, \varepsilon_{ist}]$ with $l \neq s$, and Σ_{ii} is non-singular. This assumption could be easily relaxed for a spillover analysis with a long enough sample, as the elements of the diagonal must be estimated now. However, since $\mathbf{x}_{it}^*$ is included in the estimation, ε_{it} already contains some foreign information.

⁷ I also analyse the role of the RER dynamics in the single-country HNKPC, which can be understood as an intermediate step between the baseline HNKPC and the GVAR specification.

The foreign variables included in $\mathbf{x}_{it}^* = [\pi_{i,t-1}^*; \tilde{\pi}_{it}^*; \tilde{y}_{it}^*]'$ constitute a weighted average of the same variable defined for the remaining N countries:

$$\pi_{it}^* = \sum_{j=0}^N \omega_{ij}^\pi \pi_{jt}, \tilde{\pi}_{it}^* = \sum_{j=0}^N \omega_{ij}^{\tilde{\pi}} \tilde{\pi}_{jt}, \tilde{y}_{it}^* = \sum_{j=0}^N \omega_{ij}^{\tilde{y}} \tilde{y}_{jt}, \quad (7)$$

where $\{\{\omega_{ij}^\pi\}, \{\omega_{ij}^{\tilde{\pi}}\}, \{\omega_{ij}^{\tilde{y}}\}\}$ is the set of N weights for each of the k_i^* foreign variables relevant for the country i . The simplest weight scheme is the equally-weighted average with $\omega_{ij}^\pi = \omega_{ij}^{\tilde{\pi}} = \omega_{ij}^{\tilde{y}} = 1/N, \forall i \neq j$. Obviously, as the sequences $\{\omega_{ij}^x\}$ are weights, $\sum_{j=0}^N \omega_{ij}^x = 1$.

Special attention is devoted to weights estimation in Gross (2013)'s article. A major claim by the author is that it is convenient to estimate them within the GVAR ensemble. This is because typically-used trade weights differ from those estimated, allowing for a chance to have a biased estimate of the GVAR parameters. The author also argues that weights leading to unbiased estimators may result in a better prediction performance. In this article, and according to the information extracted from a global inflation factor suggested in Ciccarelli and Mojon (2010), the weights coming from the first principal component are used when considering the set of six domestic inflation rates. This method also ensures giving an *ad hoc* weight to explain the larger part of the whole set variance.

By now, equation (6) represents a VARX*(1,1) model, i.e. a VAR(1) model including exogenous variables $\mathbf{X}^*$. So, the advantage of the GVAR method is that it actually models all the variables contained in the weighted average. Hence, it includes the $N+1$ variables $\mathbf{x}_{it}$. This is made by stacking all the countries into one equation using the predetermined weights. As the weights are known, it is possible to estimate the equations separately and then continue with the stacking step.

Define the next $k_i \times k_i^* \times 1$ vector $\mathbf{z}_{it}$:

$$\mathbf{z}_{it} = \begin{bmatrix} \mathbf{x}_{it} \\ \mathbf{x}_{it}^* \end{bmatrix}. \quad (8)$$

Equation (6) could be rewritten as:

$$\mathbf{A}_i \mathbf{z}_{it} = \mathbf{a}_{i0} + \mathbf{B}_i \mathbf{z}_{i,t-1} + \varepsilon_{it}, \quad (9)$$

where $\mathbf{A}_i$ contains contemporaneous restrictions, $\mathbf{A}_i = [\mathbf{I}_k, -\Lambda_{i0}]$, with $rank(\mathbf{A}_i) = k_j$ and $\mathbf{B}_i = [\Phi_i, \Lambda_{i,t-1}]$. If the foreign variables are included with a lag, then their coefficient matrix $\Lambda_{i,t-1}$, will appear in $\mathbf{B}_i$ as $\mathbf{B}_i = [\Phi_i, \Lambda_{i,t-1}]$. A global vector $\mathbf{x}_t$ (suppressing the i -index) will be of the shape $\mathbf{x}_t = [\mathbf{x}_{0t}, \mathbf{x}_{1t}, \dots, \mathbf{x}_{Nt}]'$, and the order in which the foreign variables enter $\mathbf{x}_{it}$ and the stacking order are irrelevant. To have a view on the matrices involved, let us have a look at the $\mathbf{A}_i$ shape for the case considered in this article:

$$\mathbf{A}_i = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & -\gamma_{ii}^{\tilde{y}^*} & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & -\gamma_{ii}^{\pi^*} & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & -\gamma_{ii}^{\tilde{\pi}^*} \end{bmatrix}. \quad (10)$$

Now, once that all the $\mathbf{x}_{it}$ vectors are already contained in the $\mathbf{z}_{it}$ vectors, it is easy to notice the following identity:

$$\mathbf{z}_{it} = \mathbf{W}_i \mathbf{x}_t, \quad (11)$$

where $\mathbf{W}_i$ (time-fixed) is a $(k_i + k_i^*) \times k$ matrix containing the known country-level weights. Pesaran et al. (2004) label equation (11) as “the link”, as it links the country-specific model ($\mathbf{z}_{it}$) using all the global variables ($\mathbf{x}_t$). The shape of the $\mathbf{W}_i$ matrix when $i = 0$ is shown below:

$$\mathbf{W}_{i=0} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \omega_{01}^{\tilde{y}} & 0 & 0 & \omega_{02}^{\tilde{y}} & 0 & 0 & \omega_{03}^{\tilde{y}} & 0 & 0 & \omega_{04}^{\tilde{y}} & 0 & 0 & \omega_{05}^{\tilde{y}} \\ 0 & 0 & 0 & 0 & \omega_{01}^{\pi} & 0 & 0 & \omega_{02}^{\pi} & 0 & 0 & \omega_{03}^{\pi} & 0 & 0 & \omega_{04}^{\pi} & 0 & 0 & \omega_{05}^{\pi} \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \omega_{01}^{\tilde{\pi}} & 0 & 0 & \omega_{02}^{\tilde{\pi}} & 0 & 0 & \omega_{03}^{\tilde{\pi}} & 0 & 0 & \omega_{04}^{\tilde{\pi}} & 0 & 0 & \omega_{05}^{\tilde{\pi}} \end{bmatrix} \quad (12)$$

and the 3×3 sub-matrix of zeros (below the 3×3 identity sub-matrix) is moving one block (of three columns) to the right when the country is changed across $i = 1, \dots, 5$.

Using the link equation in the country-specific model delivers:

$$\mathbf{A}_i \underbrace{\mathbf{W}_i \mathbf{x}_t}_{\mathbf{z}_{it}} = \mathbf{a}_{i0} + \mathbf{B}_i \underbrace{\mathbf{W}_i \mathbf{x}_{t-1}}_{\mathbf{z}_{i,t-1}} + \varepsilon_{it}, \quad (13)$$

and $\mathbf{A}_i \mathbf{W}_i$ and $\mathbf{B}_i \mathbf{W}_i$ are both $k_j \times k$ matrices. Stacking these equations yields:

$$\mathbf{G} \mathbf{x}_t = \mathbf{a}_0 + \mathbf{H} \mathbf{x}_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (14)$$

where:

$$\mathbf{a}_0 = \begin{bmatrix} \mathbf{a}_{00} \\ \vdots \\ \mathbf{a}_{N0} \end{bmatrix}, \mathbf{G} = \begin{bmatrix} \mathbf{A}_0 \mathbf{W}_0 \\ \vdots \\ \mathbf{A}_N \mathbf{W}_N \end{bmatrix}, \mathbf{H} = \begin{bmatrix} \mathbf{B}_0 \mathbf{W}_0 \\ \vdots \\ \mathbf{B}_N \mathbf{W}_N \end{bmatrix}, \varepsilon_t = \begin{bmatrix} \varepsilon_{0t} \\ \vdots \\ \varepsilon_{Nt} \end{bmatrix}. \quad (15)$$

As $\mathbf{G}$ is a $k \times k$ matrix and of full rank generally, it is non-singular, allowing the GVAR representation:

$$\mathbf{x}_t = \mathbf{G}^{-1} \mathbf{a}_0 + \mathbf{G}^{-1} \mathbf{H} \mathbf{x}_{t-1} + \mathbf{G}^{-1} \varepsilon_t, \quad (16)$$

which can be solved recursively as a structural VAR(1) model. Note that the structure of the model is commanded by the $\mathbf{G}$ matrix, which contains no row-crossed terms. This allows to estimate each country-level equation separately, to then stack all the $\mathbf{A}_i\mathbf{W}_i$ results (numerically) in $\mathbf{G}$. This method provides the advantage of achieving a large number of countries (or regions) and allowing different specifications for each country.

Many results are obtained from estimating equation (16). For the particular purpose of this article, I report the point estimate across the evaluation window of the lagged inflation coefficient, mimicking in a dynamic way the *persistence profile* suggested in Dees et al. (2007a, 2007b).

3. Forecast combinations

A traditional feature of forecasting literature is related to reaching accuracy improvements keeping fixed the information set. This task is typically explored through the so-called *forecast combinations*, launched after Bates and Granger (1969)'s article. Forecast combination relates simply to weight forecast of the same target variable at different horizons, opening a wide range of possibilities as the size of related literature attests. A particular case of combinations is that delivering the *combination puzzle* (Stock and Watson, 2004), i.e. simple weight-estimation procedures often outperform those obtained with fuzzy methods. The simplest method is to impose an equally-weighted scheme across the candidate forecasts, and it is the alternative used in this article.⁸

In this article three combination schemes are used; C1: the RW combined with the CE-HNKPC; C2: the RW combined with the OE-HNKPC; and C3: both HNKPC. The first two combinations have the RW as a common element given that its accuracy deserves special attention when forecasting inflation, but also because it provides unbiased forecasts, as shown in Medel and Pincheira (2015). For a matter of exposition, consider iterating forward a general AR(1) model $y_t = \tilde{c} + \phi y_{t-1} + v_t$, where v_t is white noise and $\tilde{c} = c(1 - \phi)$, obtaining:

$$y_{t+h} = \tilde{c} \left[\frac{1 - \phi^h}{1 - \phi} \right] + \phi^h y_t + \sum_{i=0}^{h-1} \phi^i v_{t+h-i}. \quad (17)$$

If y_t were a driftless RW($\phi = 1$) then the optimal forecast would be y_t at any horizon. Accordingly, the expected value of the RW associated forecast error h -step-ahead forecast, $\mathbb{E}[v_t^{RW}(h)] = \mathbb{E}[y_{t+h} - y_t^{RW}(h)]$, would satisfy (see Medel and Pincheira, 2015, p. 127):

⁸ Note that robustness checks using a weighting scheme of (0.75;0.25) and (0.25;0.75) is also analysed (see equation 19). The results—details available upon request—indicate worst performance using the pair (0.25;0.75) for C1 at $h=24$, and C2 and C3 at $h=12$, when considering outliers. Without outliers, there are improvements noticed for C2 and C3 at $h=24$, exhibiting RMSFE ratios of 0.994 and 0.996, compared to the current 1.048 and 1.020, respectively—see table 2. However, the differences between baseline and alternative weighting schemes are not statistically significant, supporting the combination puzzle claim.

$$\begin{aligned} \text{Bias}(h) &= \mathbb{E}[\mathbf{v}_t^{RW}(h)] = \mathbb{E}\left[c\left[\frac{1-\phi^h}{1-\phi}\right] - (1-\phi^h)y_t + \sum_{i=0}^{h-1} \phi^i \mathbf{v}_{t+h-i}\right], \\ &= \left[\frac{1-\phi^h}{1-\phi}\right] - (1-\phi^h)\mathbb{E}[y_t] = 0, \end{aligned} \quad (18)$$

as $\mathbb{E}[y_t] = c / (1 - \phi)$; hence, becoming an unbiased forecast.

The C3 forecast is useful because it contains both economics-based models and will then be compared to a time series model; hence, evaluating the role of economic theory behind the HNKPC. The combined forecasts are then obtained according to:

$$\begin{aligned} \text{C1} : \pi_{t+h|t}^{C1} &= 0.5\pi_{t+h|t}^{RW} + 0.5\pi_{t+h|t}^{CE-HNKPC}, \\ \text{C2} : \pi_{t+h|t}^{C2} &= 0.5\pi_{t+h|t}^{RW} + 0.5\pi_{t+h|t}^{OE-HNKPC}, \\ \text{C3} : \pi_{t+h|t}^{C3} &= 0.5\pi_{t+h|t}^{CE-HNKPC} + 0.5\pi_{t+h|t}^{OE-HNKPC}. \end{aligned} \quad (19)$$

4. Forecast evaluation framework

The statistical measure used to evaluate the accuracy of point forecasts is the RMSFE:

$$\text{RMSFE}_h = \left[\frac{1}{T(h)} \sum_{t=1}^{T(h)} (\pi_{t+h|t+h} - \pi_{t+h|t})^2 \right]^{\frac{1}{2}} \quad (20)$$

where $\pi_{t+h|t}$ is the h -step-ahead forecast of $\pi_{t+h|t+h}$ made at period t . Note that this statistic is computed given a forecasting horizon h , and hence, the difference $T-t$ is a variable depending on h ($T = T(h)$). To make a more plausible comparison with the RW, the analysed statistic corresponds to the RMSFE Ratio defined as:

$$\text{RMSFE Ratio}_h = \frac{\text{RMSFE}_h^{\mathcal{M}}}{\text{RMSFE}_h^{RW}} \quad (21)$$

where $\mathcal{M} = \{CE - HNKPC, OE - HNKPC, AR, ES, C1, C2, C3\}$. Hence, as the RW acts as a pivot, values greater than unity imply a worse performance of the competing model. Figures below unity represent a “predictive gain” of $(1 - \text{RMSFE Ratio})\%$ upon the RW.

Note that this evaluation is specifically made by “country $\times$ variable” forecast elements (the identifier is unique). Nevertheless, from the GVAR it is possible to evaluate the predictive accuracy of all the variables comprising a single country, a region, or a set of variables (where the “country $\times$ variable” elements are no longer unique).

To investigate to what extent the predictive gains are statistically significant, I make use of the unconditional t -type test of GW providing the advantage of comparing forecasting *methods* instead of forecasting *models*. As the null hypothesis (NH) is defined as *the competing model that has a superior predictive ability compared to the RW*, there a one-sided t -type GW statistic is used accordingly.

Formally, the NH: $\mathbb{E}_t[d_h] \leq 0$ is tested against the alternative AH: $\mathbb{E}_t[d_h] > 0$, where:

$$d_h = \left(\pi_{t+h|t+h} - \pi_{t+h|t}^{\text{RW}} \right)^2 - \left(\pi_{t+h|t+h} - \pi_{t+h|t}^{\mathcal{M}} \right)^2 \quad (22)$$

using the Newey and West (1987) HAC estimator of the standard deviation of d_h . The NH is rejected if the subsequent t -statistic is greater than $t_{\alpha\%}$; corresponding to the tabulated value of a normal distribution with probability $\alpha\%$.

IV. RESULTS

This section analyses three kinds of results: in-, out-of-sample estimates, and robustness exercises. The in-sample results are related to estimation diagnostics and stability, whereas the out-of-sample results exclusively to dynamic forecasts' precision (RMSFE Ratio). Finally, robustness exercises are related to an open-economy version of the CE-HNKPC using RER information and a moving average transformation of the output gap.

1. In-sample diagnostics

This subsection primarily analyses the econometric diagnostic behind the estimation of the two economics-based models. Table 1 presents the coefficient estimation results of the CE-HNKPC using the estimation sample. Although the main focus is the Chilean economy, the results for the other economies are shown for reference. In particular, all these results are useful because they do not reject the hypothesis that estimates actually obey to a Phillips Curve.

The results deliver similar estimates to that exhibited in Medel (2015b) when comparable. Moreover, the results shown in this article are closer to those dictated by the theory. Note that the dependent variable, in this case, is the difference between actual inflation and the inflation target of each country: $\hat{\pi}_t = \pi_t - \pi^{Target}$. The level of confidence in which all models are statistically significant is 15%. In particular, with valid IV as suggested by the J -statistic p -value (0.181), the coefficient of the output gap is positive and statistically significant. Also, all these estimations are done without any restriction; in particular, without imposing $\lambda_b + \lambda_f = 1$. Nevertheless, the sum of both mentioned parameters achieve 1.351 and a ratio of $\lambda_f / \lambda_b = 0.75$. This implies that, when re-scaled to add unity, the parameters are $\lambda_b = 57\%$ and $\lambda_f = 43\%$. The adjusted

goodness-of-fit coefficient suggests that the model potentially has a good predictive power, and it is well specified according to the DW statistic. However, as Hansen (2009) argues, it is not clear the relationship between in-sample fit and forecast accuracy, but forecasts tend to be worst with over-fitted models.⁹

Table 1
GMM estimates of the HNKPC (*)

	BRA	CHL	CHI	EUR	JPN	US
	Dependent variable $\pi_t = \pi_t - \pi_t^{Target}$					
	Estimation sample					
π_t^{Target}	4.5%	3.0%	-	2.0%	2.0%	2.0%
π_{t-1}	1.039 [0.000]	0.773 [0.000]	0.766 [0.000]	0.248 [0.045]	0.690 [0.000]	0.509 [0.020]
$\tilde{\pi}_t$	0.565 [0.000]	0.578 [0.047]	0.346 [0.013]	0.349 [0.020]	0.194 [0.006]	0.737 [0.000]
$\tilde{y}_t$	0.776 [0.124]	0.072 [0.036]	0.211 [0.091]	0.039 [0.142]	0.019 [0.069]	0.190 [0.065]
π	-3.979 [0.000]	-1.672 [0.057]	-0.265 [0.265]	-0.347 [0.085]	-0.736 [0.001]	-1.168 [0.001]
Adjusted R^2	0.843	0.845	0.721	0.267	0.702	0.653
S.E. Reg	1.307	0.479	0.871	0.233	0.240	0.483
DW Stat.	0.803	1.818	1.818	1.175	1.557	1.525
J-Stat.	0.591	4.873	2.308	5.494	3.422	5.326
p-value	0.743	0.181	0.679	0.240	0.180	0.149
Instrumental variables list (lags)						
Constant	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
π_t	(2), (6)	(8)	(2), (5)	(2), (6)	(2)	(2)
$\tilde{\pi}_t$	(1), (4)	(1), (5)	(2)	(8)	(2)	(1), (9)
$\tilde{\pi}_t^{Current}$	-	-	(7)	(4)	-	-
$\tilde{\pi}_t^{Next}$	-	-	(9)	(7)	-	-
$\tilde{y}_t$	(6)	(1), (4), (7)	(2), (11)	(4), (8)	(4), (11), (12)	(1), (3), (9)

Source: Author's elaboration.

(*) Equation: $\pi_t = \pi + \lambda_{\pi} \pi_{t-1} + \lambda_y \tilde{y}_t + \gamma \tilde{y}_t + \varepsilon_t$, with $\varepsilon_t \sim iidN(0, \sigma_{\varepsilon}^2)$. For China, the π variable corresponds to $\pi_t^{Current}$. Coefficient p-value in [·]. "DW Stat." stand for the Durbin-Watson statistic.

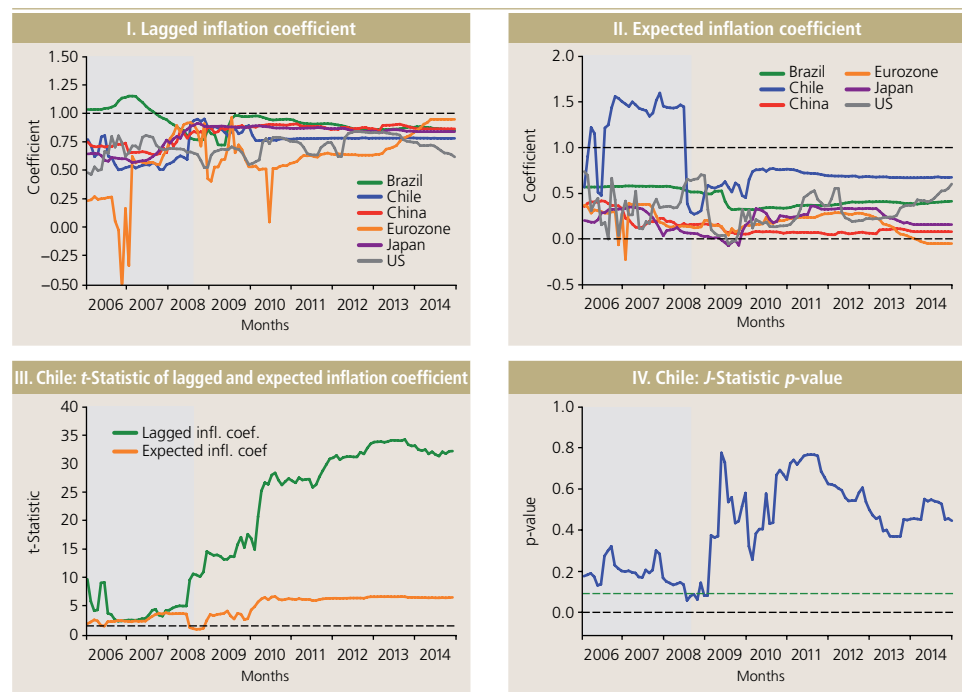
⁹ See Medel (2015c) for some calibrated estimations of the effect of over-fitting in the quality of the predictions, and Calhoun (2014) for a theoretical background.

Note that the convergence to this specification, and particularly the IV lags, is made using a *general-to-specific* procedure matching not only joint and individual significance, but IV appropriateness also. It is worth mentioning that to find a specification that fulfils all desirable statistical and economic checks is a daunting task. This is a recognised problem with this kind of estimations, which redound in a particularly unstable environment. These results are not robust to changes in the IV sets. Therefore, further results should be taken with caution. Note that even the use of a richer structural model does not necessarily redound in a more stable estimation or a robust calibration. This is due to the difficulty to match the moments of a set of variables containing, for instance, empirical puzzles.

Precisely with the aim of analysing instability, in figure 1, I present a recursive estimation across the evaluation sample of several key parameters of the model. Panel I depicts the coefficient of the lagged inflation ($\hat{\pi}_t$) for all the countries considered. The results show an astonishingly stable result for Brazil, whereas for Chile and the Eurozone there are major disturbances during the 2008-9 financial crisis. For the remaining countries (China, Japan, and the United States), the estimates start to be stable in 2010. All these parameters are statistically significant with the estimation sample. The behaviour of this coefficient for Chile is not surprising. In line with figure B1, Chile exhibits a major inflation peak during the mentioned episode. For Brazil it is also easy to notice a high inflation period but located in the estimation sample (2003), and showing no major reaction to the 2008-9 disturbances.

Figure 1

Closed economy HNKPC: recursive estimates



Source: Author's elaboration.

Shaded area = shortened evaluation sample. Horizontal line in III = 1.65. Horizontal line in IV = 10%.

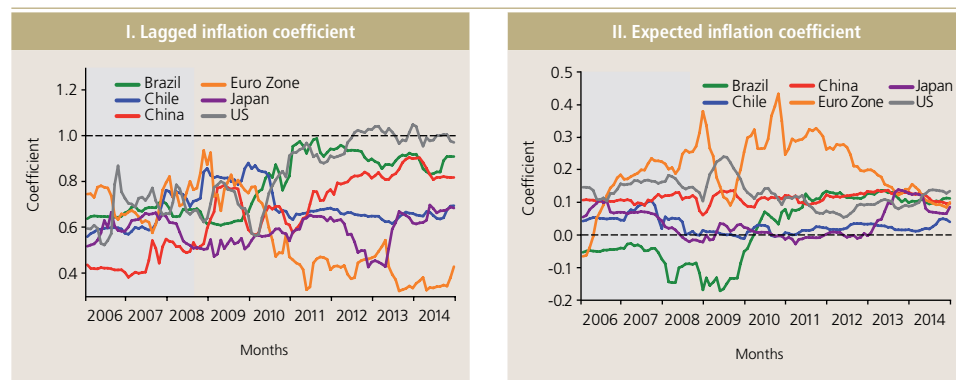
Another component of inflation persistence is the coefficient of expected inflation, which is depicted in a recursive manner in panel II. In this case, same dynamics are roughly observed for Brazil, China, the Eurozone, Japan, and the US, similar to the previous case. Remarkably, for the Chilean case the expected inflation coefficient achieves 1.5 in the beginning of the (evaluation) sample. When the financial crisis hit, the parameter fell to then stay steady since 2010 onwards. Moreover, while the lagged inflation coefficient grew, the expected coefficient fell down at the same time. This dynamic is of particular interest since the parameters are not restricted to adding to a constant, although the estimates behave as if they already are. This fact also suggests that the model is capturing well the mechanics of the HNKPC, and that the inflation expectations variable is a valid measure.

Panels III and IV show statistical inference just for the Chilean case. The former depicts the *t*-statistic of both the lagged and expected inflation coefficients while the latter shows the *J*-statistic *p*-value of IV validity. Note that the IV specification that feeds the second stage estimation is valid most of the time. Regarding the significance of the coefficients, the lagged inflation coefficient is always significant. The expected inflation coefficient loses its significance during the 2008-9 period, although then it recovers and is always positioned above the 95% confidence level threshold. In sum, it is concluded that the CE-HNKPC for the Chilean economy has a robust estimation.

A slightly different picture is obtained with the OE-HNKPC. Figure 2 presents the same two coefficient estimates shown for the CE-HNKPC, i.e. the lagged and expected inflation coefficients. From panel I, it is possible to notice that all the estimations lie in the (0.3,1.0) range across the sample—different to the previous case—but with a remarkably more volatile dynamic. Chile results in the most stable estimation, which is not a surprising result since it is the country that actually includes information from its bigger trading partners. Brazil is the second country in representativeness of its major trading partners. There are noticeably two periods in its coefficient dynamics, i.e., before and after the financial crisis.

Figure 2

Open economy HNKPC: recursive estimates



Source: Author's elaboration.
Shaded area = shortened evaluation sample.

Panel II depicts the recursive estimation of the expected inflation coefficient. In this case more stable coefficients are observed compared to the CE-HNKPC. However, major differences are found for the Eurozone and to a lesser extent Brazil, showing again a two-regime-alike estimates. For Chile the results are stable but close to zero during the 2008-9 period.

More econometric diagnostics of the GVAR are presented in appendix D. Particularly, the residuals of the 18 equations are depicted over time. All the residuals are well behaved exhibiting the required white noise behaviour. For all the countries, except China, the equation of expected inflation contains at least one outlier (deserving no correction) in different periods of time. Finally, auto-regression diagnostics are presented in appendix E.

2. Out-of-sample results

This sub-section presents the out-of-sample results for both the evaluation and the shortened sample. These results comprise the RMSFE Ratio of equation 21, and are presented in table 2. Note that all forecasts are made for the π_t variable.

In the shortened sample, the AR model is the best alternative for the most immediate horizon, followed by the combination between the RW and the OE-HNKPC (C2), and both economics-based models (C3), noting that none of these superiority results is statistically significant. For $h=6$ none of the proposed models is superior to the RW. At $h=12$, the AR model again plus the CE-HNKPC and its combination with the RW is better than the RW alone. Despite that the best adjustment is found for the AR model, the C1 forecast results in a statistically significant superiority. In the long run, the best alternative is the C2 forecast but not resulting statistically superior. It is hence obtained that, using the shortened sample, the best options are the AR plus either of the two combined forecasts, giving not a clear role for economics-based models.

Table 2

Chile: RMSFE Ratio estimates (*)

	AR	ES	CE-HNKPC	OE-HNKPC	C1	C2	C3	RW (RMSFE)
Shortened sample								
$h = 1$	0.934	1.568*	1.074	1.082	1.016	0.946	0.972	0.493
$h = 6$	1.114	1.100*	1.070*	1.284	1.022	1.116*	1.141*	2.194
$h = 12$	0.970	1.001	0.983	1.044	0.987*	1.017	1.006	3.926
$h = 24$	1.187*	1.001	1.255	1.008*	1.127*	0.996	1.125*	4.579
Evaluation sample								
$h = 1$	0.888*	1.487*	0.913	0.949	0.923*	0.886*	0.864*	0.625
$h = 6$	0.934	1.088*	0.897	1.108 [0.986]	0.918	0.772* [0.763*]	0.785 [0.769]	2.474
$h = 12$	0.915*	1.015	1.022	1.552 [1.218]	0.986	0.886 [0.825]	0.960 [0.890]	4.037
$h = 24$	0.831*	0.964*	1.053	2.017 [1.2889]	0.983	1.344 [1.048]	1.291 [1.020]	4.490

Source: Author's elaboration.

(*) Shaded cells = figures below unity (without outliers). GW test results: (***) $p < 1\%$, (**) $p < 5\%$, (*) $p < 10\%$. RMSFE Ratios in [·] are computed without outliers.

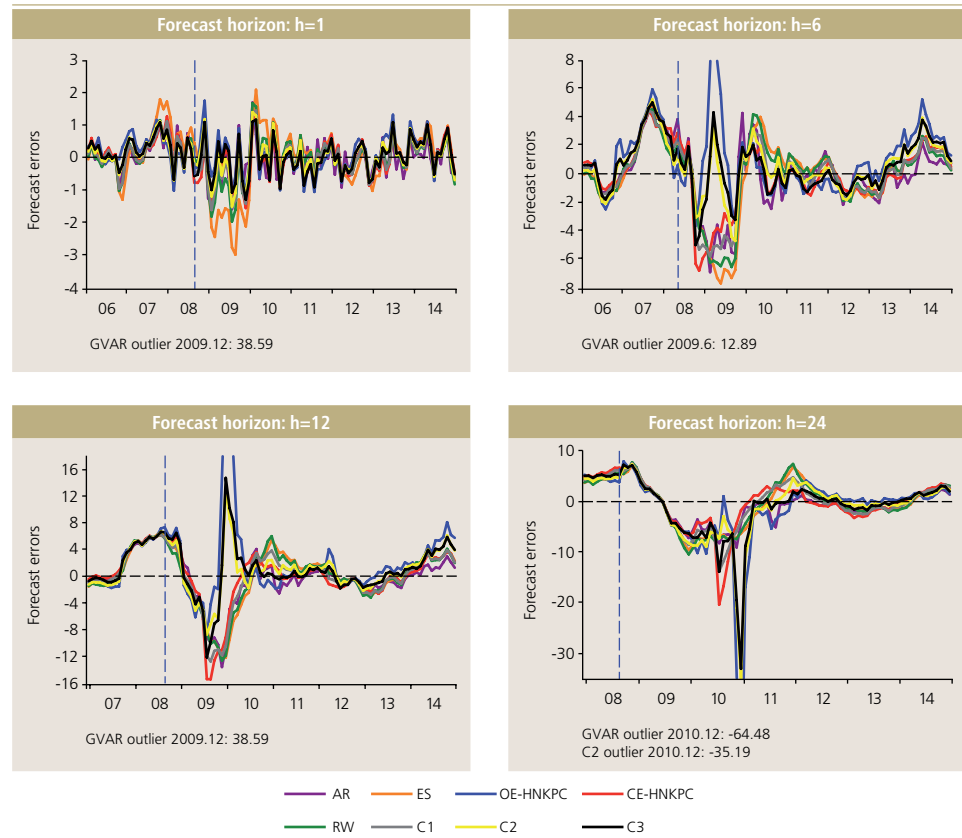
With the complete evaluation sample, more alternatives and results emerge. It is worth mentioning that the OE-HNKPC exhibit several outliers in forecasting error series when predicting at $h=\{6,12,24\}$. The RMSFE Ratio results are presented for both series either containing or not mentioned observations. It is a valid option to drop these observations since they are already outliers, not following a systematic pattern. Also, the sample size with which the RMSFE are calculated is long enough to give a minor weight to a particular observation whatever its size. The result of table 2 indicates that in just one case (OE-HNKPC; $h=6$) the outlier correction changes the meaning of the results, i.e. lowering the ratio from above to below unity.

The analysis is then conducted without outliers. Now, the three combined forecasts provide an overwhelmingly superior predictive ability up to the 12-month-ahead horizon, and C1 also for $h=24$. More importantly, the combined HNKPC forecast (C3) itself provides superior results than the benchmark at short horizons ($h=\{1,6\}$). Note that the AR outperforms the RW at any horizon, whereas the ES is statistically superior at $h=24$. Any combination scheme is not worse than the AR model at $h=1$. At $h=6$, only C2 outperforms the AR model. It is hence obtained that when considering the whole evaluation sample, characterised by an increase in targeted variable volatility, the economics-based models are superior in horizons within a year, while at longer horizons the best alternatives are statistical models.

To have an in-depth analysis of the dynamics of the forecasting errors, in figure 3 the forecasting errors across the evaluation sample for all the models and horizons are depicted. This figure also points out the random nature of dropped outliers. Also, this figure suggests that the worst tracking during the financial crisis is made with the ES model, while the best results are obtained with the CE-HNKPC and the C2 forecast. At $h=6$, there are two forecasts showing more precise results during the crisis, the C2 and C3 forecasts. The C2 contains information from the CE-HNKPC prediction (being valuable also for this horizon), whereas the C3 results as a valid option since the OE-HNKPC errors are offset by a downward error (over-prediction) of the RW. At $h=12$, similar results to those with $h=6$ are obtained. For these two horizons, most of the forecasting error variance obviously comes from the unanticipated effect of the financial crisis. At $h=24$, figure 3 shows that the statistical models are all near to each other whereas the economics-based models exhibit several peaks during the 2010-11 period. Note, however, that in normal times all the models behave similarly.

Figure 3

Chile: Multihorizon forecasting errors across evaluation sample



Source: Author's elaboration.

Vertical line = shortened evaluation sample end point.

3. Robustness exercises

In this sub-section two alternative specifications are analysed for the CE-HNKPC as robustness checks. These are in line with the traditional view found in the literature regarding an open-economy version of the CE-HNKPC. As abovementioned, there is neither a unique nor consensual way in which a closed-economy HNKPC could be transformed into an open-economy version. However, as the aim of this article is inflation forecast accuracy through an HNKPC ensemble, parsimonious models are always preferred. Hence, the first check is to analyse if the RER dynamics—the annual percentage change of the RER index, q_t —plays a significant role once included in the baseline specification. The inclusion of RER made in this manner obeys to the simplest specification.

It is worth mentioning that an open-economy version could involve fuzzy specifications, particularly in the construction of the output gap (see, for instance,

Posch and Rumler, 2014). Nevertheless, complicated specifications are often associated with a larger number of variables and parameters, to which auxiliary forecast are necessary. In the case of Posch and Rumler (2014), for instance, an open-economy output gap specification lies also in steady-state shares of labour, domestic intermediate inputs, and imported intermediate inputs in total domestic production. Then, an AR model is used to predict the resulting output gap required for the inflation forecast, avoiding, to some extent, the economic content that proposed variables may provide. In sum, the inclusion of a richer structure may work for (in-sample) testing the economic theory behind the model, whereas the task of (out-of-sample) forecasting lies conveniently in statistical modelling.

Table 3

GMM estimates of the HNKPC including RER (*)

	BRA	CHL	CHI	EUR	JPN	US
	Dependent variable $\pi_t = \pi_t - \pi_t^{target}$					
	Estimation sample					
π_t^{target}	4.5%	3.0%	-	2.0%	2.0%	2.0%
π_{t-1}	0.874 [0.000]	0.685 [0.000]	0.674 [0.000]	0.853 [0.000]	0.546 [0.001]	0.497 [0.023]
$\tilde{\pi}_t$	0.317 [0.022]	0.925 [0.019]	0.536 [0.000]	0.387 [0.037]	0.282 [0.097]	0.758 [0.000]
$\tilde{y}_t$	0.166 [0.510]	0.065 [0.039]	0.030 [0.627]	-0.113 [0.024]	0.037 [0.012]	0.191 [0.071]
q_t	-0.024 [0.092]	-0.004 [0.628]	0.088 [0.004]	0.007 [0.309]	-0.021 [0.005]	0.00085 [0.928]
π	-1.440 [0.004]	-2.750 [0.022]	-0.382 [0.008]	-0.651 [0.027]	-1.106 [0.004]	-1.201 [0.002]
Adjusted R^2	0.966	0.849	0.873	-0.113	0.654	0.643
S.E. Reg	0.602	0.473	0.587	0.288	0.259	0.490
DW Stat.	1.144	1.749	1.480	1.232	1.259	1.512
J-Stat.	2.467	4.773	5.854	5.299	2.056	5.283
p-value	0.481	0.311	0.210	0.257	0.151	0.152
Instrumental variables list (lags)						
Constant	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
π_t	(2), (6)	(8)	(2), (5)	(2), (6)	(2)	(2)
$\tilde{\pi}_t$	(1), (4)	(1), (5)	(2)	(8)	(2)	(1), (9)
$\tilde{\pi}_t^{Current}$	-	-	(7)	(4)	-	-
$\tilde{\pi}_t^{Next}$	-	-	(9)	(7)	-	-
$\tilde{y}_t$	(6)	(1), (4), (7)	(2), (11)	(4), (8)	(4), (11), (12)	(1), (3), (9)
q_t	(1), (3)	(1), (5)	(1)	(12)	(1)	(1)

Source: Author's elaboration.

(*) Equation: $\pi_t = \bar{\pi} + \lambda_\pi \pi_{t-1} + \lambda_y \tilde{\pi}_t + \gamma \tilde{y}_t + \kappa q_t + \varepsilon_t$ with $\varepsilon_t \sim iidN(0, \sigma_\varepsilon^2)$. See notes to table 1.

Despite that the model is specified for a closed economy, the actual inflation data is permeable to foreign components, presumably higher in countries with a larger trade-based sector, such as Japan. This fact reflects that data already contains foreign-countries information. The specification search is made in the same manner as before, that is, iterating through different lags acting as IV, aiming to match individual significance as well as IV validity. The results are presented in table 3. Note that the results, in line with previous findings of Medel (2015b) for the Chilean case, indicate that the RER either is non statistically significant or spoils the baseline specification. Hence, neither of these specifications is used to forecast. Remarkably, Lubik and Schorfheide (2007)—analysing the reaction of four central banks of industrialised countries to foreign variables such as the nominal exchange rate—find that the terms-of-trade do not contribute significantly to domestic business cycles.

A second robustness check consists in using another statistical specification of the output gap. Particularly, a 12-order moving average version of the output gap replacing the baseline specification of models in table 1 is used. The aim of this exercise is to analyse if inner movements of output gap—as the moving average captures—are still related to current values of inflation.

The results are presented in table 4. It is observed that the CE-HNKPC hypothesis is still not rejected for all the countries considered. Interestingly, estimates of the remaining parameters are closer to those found in the baseline specification. As the models of table 3 fulfil the desirable economic and statistical requirements, they are used for forecasting. The results of this task are analysed in comparative terms following the RMSFE Robustness Ratio:

$$\text{RMSFE Robustness Ratio}_h = \frac{\text{RMSFE}_h^{\text{Baseline}}}{\text{RMSFE}_h^{\text{Moving Average}}}, \quad (23)$$

where a ratio below unity indicates that the baseline is more accurate than the moving average specification. These results are displayed in table 4 for all the countries. Note that precisely for Chile there are three cases in which the baseline model is outperformed (at $h=\{1,6,12\}$). However, these predictive gains are not superior to 3% and not statistically significant. Other favourable cases for the moving-average output gap are China (0.9%, $h=\{1\}$) and the Eurozone (1.6%, $h=\{12\}$), but also of negligible size. It is concluded, hence, that for the Chilean case the alternative output gap measure already plays a role in forecast accuracy, however not overwhelmingly superior to that of the baseline specification. In economic terms, it is suggested that the persistent dynamics of economic slack is also a determinant of current inflation.

Table 4

GMM estimates of the HNKPC using MA output gap (*)

	BRA	CHL	CHI	EUR	JPN	US
	Dependent variable $\pi_t = \pi_t - \pi_t^{Target}$					
	Estimation sample					
π_t^{Target}	4.5%	3.0%	-	2.0%	2.0%	2.0%
π_{t-1}	0.795 [0.000]	0.726 [0.000]	0.842 [0.000]	0.268 [0.050]	0.479 [0.032]	0.653 [0.000]
π_t	0.520 [0.000]	0.396 [0.118]	0.254 [0.000]	0.255 [0.113]	0.583 [0.026]	0.304 [0.109]
$\tilde{y}_t^{MA}$	0.286 [0.000]	0.095 [0.007]	0.257 [0.135]	0.047 [0.112]	0.029 [0.075]	0.089 [0.082]
π	-2.531 [0.000]	-1.214 [0.112]	-0.073 [0.487]	-0.188 [0.366]	-0.999 [0.032]	-0.412 [0.259]
Adjusted R^2	0.972	0.878	0.86	0.343	0.551	0.793
S.E. Reg	0.564	0.423	0.628	0.22	0.307	0.372
DW Stat.	1.196	1.333	1.829	1.282	0.857	1.296
J-Stat.	0.622	2.997	4.941	6.35	4.499	3.357
p-value	0.732	0.223	0.176	0.174	0.105	0.186
Instrumental variables list (lags)						
Constant	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
π_t	(2), (6)	(10)	(2), (5)	(2), (7)	(2)	(3)
π_t	(1), (4)	(1), (5)	(5)	(5), (7)	(2)	(1)
$\pi_t^{Current}$	-	-	(9)	(12)	-	-
π_t^{Next}	-	-	(7)	-	-	-
$\tilde{y}_t$	-	-	-	(2)	(1), (9)	(10)
$\tilde{y}_t^{MA}$	(6)	(1), (2)	(10)	(1)	(5)	(1), (2)

Source: Author's elaboration.

(*) Equation: $\pi_t = \pi + \lambda_{\pi} \pi_{t-1} + \lambda_f \pi_t + \gamma \tilde{y}_t + \varepsilon_t$, with $\varepsilon_t \sim iidN(0, \sigma_{\varepsilon}^2)$. See notes to table 1. For China and Japan, the π variable corresponds to $\pi_t^{Current}$.

Table 5

RMSFE Ratio between baseline and moving average gap specification (*)

	Evaluation sample					
	CE-HNKPC (Baseline/Moving average)					
	BRA	CHL	CHI	EUR	JPN	US
$h = 1$	0.923	1.004	1.009	0.943	0.991	0.991
$h = 6$	0.985	1.025	0.859	0.920	0.939	0.937
$h = 12$	0.993	1.032	0.688	1.016	0.856	0.964
$h = 24$	0.418	0.977	0.437	0.845	0.775	0.860
	OE-HNKPC (Baseline/Moving average)					
	BRA	CHL	CHI	EUR	JPN	US
$h = 1$	0.820	0.970	0.991	0.850	0.959	0.839
$h = 6$	0.676	0.765	0.955	0.669	0.968	0.696
$h = 12$	0.519	0.767	0.869	0.653	1.245	0.649
$h = 24$	0.851	0.452	0.458	1.113	1.222	1.256

Source: Author's elaboration.
 (*) Shaded cells = figures below unity.

V. SUMMARY AND CONCLUDING REMARKS

This article has analysed the multi-horizon predictive power of the HNKPC for the Chilean inflation, making use of closed- and open-economy versions (CE-HNKPC and OE-HNKPC); the latter based on a GVAR ensemble including the Chilean main trade partners, namely Brazil, China, the Eurozone, Japan, and the US, completing up to 70% of its total trade.

These economics-based forecasts are compared with traditional time-series benchmarks used in the literature, plus three combined forecasts, leaving also the option to evaluate the isolated economic content of the HNKPC in an out-of-sample context. The analysed monthly sample covers from 2000.1 to 2014.12, divided into the estimation sample (2000.1-2005.12) and the evaluation sample (2006.1-2014.12). A special focus is given to the period 2006.1-2008.8 (just before the financial crisis); hence, evaluating it in normal times too. The analysed forecast horizons are $h=\{1,6,12,24\}$ months ahead.

The driving process of the HNKPC in its two versions is the Hodrick-Prescott-based output gap with a treatment for the end-of-sample problem, similar to that used in Medel (2015a, 2015b). One of the key elements of this article is the use of direct measures of inflation expectations embedded in the two versions of the HNKPC for forecasting purposes—and different from the case where inflation expectations are computed within the model. The expectations are taken from the monthly *Consensus Forecasts* report, and transformed to a unique variable given its fixed-horizon nature. The HNKPC is robust to a moving average output gap specification, suggesting that persistent economic slack is a determinant of current inflation values.



The results indicate that there is evidence not to reject the hypothesis of the HNKPC for the Chilean economy, i.e. that the lagged and expected inflation coefficients are statistically significant, as is also that of the output gap. This finding is obtained with the CE-HNKPC. The OE-HNKPC specification introduced in this article also complies with the required statistical and economic-based tests. In predictive terms, the out-of-sample results show that with the shortened sample the evidence is mixed between a theoretical statistical models and the HNKPC itself or in a combined prediction. However, when the evaluation sample is extended to a more volatile period, the results suggest that both versions of the HNKPC (and combined with the RW) deliver the most accurate forecasts at horizons comprised within a year.

In the long run, the combination between the CE-HNKPC and the RW delivers more accurate results than the benchmark, however not enough to outperform the statistical models. Note also that the results for the OE-HNKPC have to deal with outliers exhibited during the financial crisis, although not threatening the main conclusions. It is hence concluded that at short horizons and when inflation shows higher volatility, the HNKPC results in the best forecasting option compared to traditional statistical models; a finding that is reverted at longer horizons.

REFERENCES

- Andrews, D.W.K. (1993). "Exactly Median-Unbiased Estimation of First Order Autoregressive/Unit Root Models." *Econometrica* 61(1): 139–65.
- Bates, J.M. and C.W.J. Granger (1969). "The Combination of Forecasts." *Operational Research Quarterly* 20(4): 451–68.
- Batini, N., B. Jackson, and S. Nickell (2005). "An Open-Economy New Keynesian Phillips Curve for the UK." *Journal of Monetary Economics* 52(6): 1061–71.
- Bobbitt, L. and M.C. Otto (1990). "Effects of Forecasts on the Revisions of Seasonally Adjusted Values Using the X-11 Seasonal Adjustment Procedure." Proceedings of the Business and Economic Statistics Section, American Statistical Association, 449–53.
- Box, G.E.P. and G.M. Jenkins (1970). *Time Series Analysis: Forecasting and Control*. San Francisco, CA: Holden-Day.
- Calhoun, G. (2014). "Out-of-Sample Comparisons of Overfit Model." Working Paper No.11002, Department of Economics, Iowa State University, US.
- Calvo, G.A. (1983). "Staggered Prices in a Utility-Maximizing Framework." *Journal of Monetary Economics* 12(3): 383–98.
- Canova, F. (2007). "G-7 Inflation Forecasts: Random Walk, Phillips Curve or What Else?" *Macroeconomic Dynamics* 11: 1–30.
- Céspedes, L.F., M. Ochoa, and C. Soto (2005). "The New Keynesian Phillips Curve in an Emerging Market Economy: The Case of Chile." Working Paper No.355, Central Bank of Chile.
- Christiano, L.J., M. Eichenbaum, and C.L. Evans (2005). "Nominal Rigidities and the Dynamic Effects of a Shock to Monetary Policy." *Journal of Political Economy* 113(1): 1–45.
- Ciccarelli, M. and B. Mojon (2010). "Global Inflation." *Review of Economics and Statistics* 92(3): 524–35.
- Cochrane, J. (2001). *Asset Pricing*. Princeton, NJ: Princeton University Press.
- Collard, F. and H. Dellas (2004). "The New Keynesian Model with Imperfect Information and Learning." Working Paper 273, Institut d'Économie Industrielle (IDEI), Toulouse, France.
- Dees, S., F. di Mauro, M.H. Pesaran, and L.V. Smith (2007a). "Exploring the International Linkages of the Euro Area: A Global VAR Analysis." *Journal of Applied Econometrics* 22(1): 1–38.

Dees, S., S. Holly, M.H. Pesaran, and L.V. Smith (2007b). “Long Run Macroeconomic Relations in the Global Economy.” *Economics: The Open-Access, Open-Assessment E-Journal* 3(2007): 1–58.

Dees, S., M.H. Pesaran, L.V. Smith, and R.P. Smith (2009). “Identification of New Keynesian Phillips Curves from a Global Perspective.” *Journal of Money, Credit and Banking* 41(7): 1481–502.

Dickey, D.A. and S.G. Pantula (1987). “Determining the Order of Differencing in Autoregressive Processes.” *Journal of Business and Economic Statistics* 5(4): 455–9.

Erceg, C.J. and A.T. Levin (2003). “Imperfect Credibility and Inflation Persistence.” *Journal of Monetary Economics* 50(4): 915–44.

Faust, J. and J. Wright (2014). “Forecasting Inflation.” In *Handbook of Economic Forecasting, volume 2*, edited by G. Elliott and A. Timmermann: Elsevier, North-Holland.

Galí, J. and M. Gertler (1999). “Inflation Dynamics: A Structural Econometric Analysis.” *Journal of Monetary Economics* 44(2): 195–222.

Galí, J., M. Gertler, and J.D. López-Salido (2001). “European Inflation Dynamics.” *European Economic Review* 45(7): 1237–70.

Galí, J., M. Gertler, and J.D. López-Salido (2005). “Robustness of the Estimates of the Hybrid New Keynesian Phillips Curve.” *Journal of Monetary Economics* 52(6): 1107–18.

Galí, J. and T. Monacelli (2005). “Monetary Policy and Exchange Rate Volatility in a Small Open Economy.” *Review of Economic Studies* 72: 707–34.

Giacomini, R. and H. White (2006). “Tests of Conditional Predictive Ability.” *Econometrica* 74(6): 1545–78.

Ghysels E., D. Osborn, and P.M. Rodrigues (2006). “Forecasting Seasonal Time Series.” In *Handbook of Economic Forecasting, volume 1*, edited by G. Elliott, C.W.J. Granger, and A. Timmermann: Elsevier, North Holland.

Granger, C.W.J. and Y. Jeon (2011). “The Evolution of the Phillips Curve: A Modern Time Series Viewpoint.” *Economica* 78: 51–66.

Gross, M. (2013). “Estimating GVAR Weight Matrices.” Working Paper No.1523, European Central Bank.

Hansen, L.P. (1982). “Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators.” *Econometrica* 50(4): 1029–54.

Hansen, P.R. (2009). “In-Sample Fit and Out-of-Sample Fit: Their Joint Distribution and its Implications for Model Selection.” Manuscript, version of 23 April, Department of Economics, Stanford University, US.

Henzel, S. and T. Wollmershaeuser (2008). “The New Keynesian Phillips Curve and the Role of Expectations: Evidence from the CESifo World Economic Survey.” *Economic Modelling* 25(5): 811–32.

Hyndman, R.J., A.B. Koehler, J.K. Ord, and R.D. Snyder (2008). *Forecasting with Exponential Smoothing. The State Space Approach*, Springer Series on Statistics, Berlin, Germany.

Jean-Baptiste, F. (2012). “Forecasting with the New Keynesian Phillips Curve: Evidence from Survey Data.” *Economics Letters* 117(3): 811–3.

Kaiser, R. and A. Maravall (1999). “Estimation of the Business Cycle: A Modified Hodrick-Prescott Filter.” *Spanish Economic Review* 1: 175–206.

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

Levin, A., A. Onatski, A. Williams, and J. Williams (2005). “Monetary Policy under Uncertainty in Micro-Founded Macroeconometric Models.” In *NBER Macroeconomics Annual*, edited by M. Gertler and K. Rogoff. Cambridge, MA: MIT Press.

Lindé, J. (2005). “Estimating New-Keynesian Phillips Curves: A Full Information Maximum Likelihood Approach.” *Journal of Monetary Economics* 52(6): 1135–49.

Lovell, M. (2008). “A Simple Proof of the FWL Theorem.” *Journal of Economic Education* 39(1): 88–91.

Lubik, T.A. and F. Schorfheide (2007). “Do Central Banks Respond to Exchange Rate Movements? A Structural Investigation.” *Journal of Monetary Economics* 54: 1069–87.

Medel, C.A. (2015a). “Forecasting Inflation with the Hybrid New Keynesian Phillips Curve: A Compact-Scale Global VAR Approach.” MPRA Paper No. 67081, University Library of Munich, Germany.

Medel, C.A. (2015b). “Inflation Dynamics and the Hybrid New Keynesian Phillips Curve: The Case of Chile.” *Monetaria* III(1): 25–69.

Medel, C.A. (2015c). “Classical Probability of Overfitting with Information Criteria: Estimates with Chilean Macroeconomic Series.” *Economic Analysis Review* 29(1): 57–72.

Medel, C.A. and P. Pincheira (2015). “The Out-of-Sample Performance of an Exact Median-Unbiased Estimator for the Near-Unity AR(1) Model.” *Applied Economics Letters* 23(2): 126–31.

Mise, E., T.-H. Kim, and P. Newbold (2005). “On Suboptimality of the Hodrick-Prescott Filter at Time Series Endpoints.” *Journal of Macroeconomics* 27(1): 53–67.

- Nason, J.M. and G.W. Smith (2008). "Identifying the New Keynesian Phillips Curve." *Journal of Applied Econometrics* 23(5): 525–51.
- Newey, W.K. and K.D. West (1987). "A Simple, Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix." *Econometrica* 55(3): 703–8.
- Orphanides, A. (2001). "Monetary Policy Rules Based on Real-Time Data." *American Economic Review* 91(4): 964–85.
- Paloviita, M. and D. Mayes (2005). "The Use of Real-Time Information in Phillips-Curve Relationships for the Euro Area." *The North American Journal of Economics and Finance* 16(3): 415–34.
- Paloviita, M. (2009). "Estimating Open Economy Phillips Curves for the Euro Area with Directly Measured Expectations." *New Zealand Economic Papers* 43(3): 233–54.
- Pesaran, M.H., T. Schuermann, and S.M. Weiner (2004). "Modeling Regional Interdependencies Using a Global Error-Correcting Macroeconometric Model." *Journal of Business and Economic Statistics* 22(2): 129–62.
- Pincheira, P. and R. Álvarez (2009). "Evaluation of Short Run Inflation Forecasts and Forecasters in Chile." *Money Affairs* XXII: 159–80.
- Pincheira, P. and C.A. Medel (2016). "Forecasting with a Random Walk." *Czech Journal of Economics and Finance* 66(6): 539–64.
- Pincheira, P. and H. Rubio (2015). "The Low Predictive Power of Simple Phillips Curves in Chile." *Cepal Review* 116: 171–95.
- Posch, J. and F. Rumler (2014). "Semi-Structural Forecasting of UK Inflation Based on the Hybrid New Keynesian Phillips Curve." *Journal of Forecasting* 34(2): 145–62.
- Rabanal, P. and J.F. Rubio (2005). "Comparing New Keynesian Models of the Business Cycle: A Bayesian Approach." *Journal of Monetary Economics* 52: 1151–66.
- Rudd, J. and K. Whelan (2005). "New Tests of the New-Keynesian Phillips Curve." *Journal of Monetary Economics* 52(6): 1167–81.
- Rudebusch, G.D. and L.E.O. Svensson (1999). "Policy Rules for Inflation Targeting" In *Monetary Policy Rules*, edited by J.B. Taylor. Chicago, IL: University of Chicago Press.
- Sbordone, A.M. (2002). "Prices and Unit Labour Costs: A New Test of Price Stickiness." *Journal of Monetary Economics* 49: 265–92.
- Smets, F. and R. Wouters (2003). "An Estimated Dynamic Stochastic General Equilibrium Model of the Euro Area." *Journal of the European Economic Association* 1(5): 1123–75.

Smets, F. and R. Wouters (2005). “Comparing Shocks and Frictions in US and Euro Area Business Cycles: A Bayesian DSGE Approach.” *Journal of Applied Econometrics* 20(2): 161–83.

Smets, F. and R. Wouters (2007). “Shocks and Frictions in US Business Cycles: A Bayesian DSGE Approach.” *American Economic Review* 97(3): 586–606.

Staiger, D., J.H. Stock, and M.W. Watson (1997a). “How Precise are Estimates of the Natural Rate of Unemployment?” In *Reducing Inflation: Motivation and Strategy*, edited by C. Romer and D. Romer. Chicago, IL: Chicago University Press.

Staiger, D., J.H. Stock, and M.W. Watson (1997b). “The NAIRU, Unemployment and Monetary Policy.” *Journal of Economic Perspectives* 11(1): 33–49.

Stock, J.H. and M.W. Watson (1999). “Forecasting Inflation.” *Journal of Monetary Economics* 44(2): 293–335.

Stock, J.H. and M.W. Watson (2004). “Combination of Forecasts of Output Growth in a Seven-Country Data Set.” *Journal of Forecasting* 23: 405–30.

APPENDIX A

STATISTICAL BENCHMARKS

A.1. Univariate stationary auto-regression

Alongside the RW, stationary AR models complement the most traditional benchmarks used for forecasting inflation as well as many other macroeconomic time series (Ghysels et al., 2006). The fitted models often include a moving average component (following the model selection view of Box and Jenkins, 1970); and so I refer to the *ARIMA* $(p,1,0)$ particular case for simplicity. This also is due to the high persistence exhibited by inflation series, whose dynamic is well described by an AR(1) with a near-unity coefficient (see Pincheira and Medel, 2016, for details).

The strategy used in this article consists simply in estimating equation (A1) across the different integers using the estimation sample. In this case, using $p^{max} = s = 12$ (s = annual frequency of the series) yields:

$$\pi_t = \bar{\pi} + \sum_{i=1}^{p \in P} \phi_i \pi_{t-i} + \varepsilon_t, \quad (A1)$$

where ϕ_i are parameters to be estimated, $\varepsilon_t \sim iidN(0, \sigma_\varepsilon^2)$, and $P = \{1, \dots, 12\}$. For each “ p ”-model, the *Bayesian Information Criterion* (BIC) is computed whereas the forecasting model is that with the smallest BIC score (reflecting the better adjustment to the true model given the sample size). The BIC is defined as $BIC = -2\mathcal{L} + (1 + p)\log(T)$, where $\mathcal{L}$ is the log-likelihood function, T the sample size, and $(1 + p)$ is the number of coefficients of the model (accounting: one constant plus p AR coefficients).

Many articles analyse the appropriateness of information criteria for forecasting purposes. Among the most used are the BIC, Akaike IC (AIC), the Hannan-Quinn, and the Mallows C_p criterion. However, at least these four are derived under the same Kullback and Leibler (1951) principle of cross entropy, delivering the same asymptotic results. The BIC produces more parsimonious (in-sample) results with intermediate sample size compared to the AIC. But, this is still not sufficient to ensure higher out-of-sample accuracy. Moreover, Medel (2015c) finds that the over-fitting is hazardous for forecasting accuracy when the number of parameters of the model exceeds at least the annual frequency of the series, i.e. when $p > s$. Hence, for the sake of parsimony, AR with BIC is preferred.

The ϕ_i -coefficient(s) are estimated made with the OLS method. This is in full acknowledgement of the downward bias that OLS provide for $\hat{\phi}_i$ (see Lovell, 2008). Hence, no available bias-correction estimation is used, including those of Andrews (1993) among others. This option is left out because, as shown in Medel and Pincheira (2015) and Pincheira and Medel (2016), among the competing models is the RW, which results in a superior alternative for near-unity series. As the RW is used as a numeraire model to compare the RMSFE, it results in a demanding benchmark for the economics-based models.

A.2. The exponential smoothing forecast

The ES corresponds *per se* to a forecasting model. The version used in this article corresponds to the *single* ES, but there are more specifications available, such as the *double* ES and the Holt-Winters model (see Hyndman et al., 2008). The prediction for h -steps ahead is the same independently of the horizon:

$$\pi_{t+h|t} = \psi\pi_{t-1} + (1 - \psi)\pi_{t-1+h|t-1} \quad (\text{A2})$$

with $0 < \psi \leq 1$. Note that if $\psi = 1$, the ES coincides with the RW model. The model has also been used for forecasting purposes with relative success for the same reasons of the RW.

A.3. The random walk model

The RW consists of the special AR(1) case where ϕ is not estimated and is restricted to $\phi = 1$ instead. This restriction, although simple, entails several methodological as well as economic consequences. The most significant impact is that it turns inflation into a non-stationary variable theoretically without available statistical inference and divergent predictions over the forecasting horizons. Due to this non-stationarity, it sounds unlikely—at least theoretically—to have room for stabilisation policymaking, since past unpredictable shocks do not vanish in time. Note that this argument is raised because inflation exhibits a unit root; hence, with a CPI- $I(2)$. For forecasting purposes, it does not comprise a major setback since the solution of over-differentiation does not necessarily jeopardise the accuracy (Dickey and Pantula, 1987).

The empirical evidence has been overwhelmingly in favour of the RW. This is due to the benefit of misspecification that more than offsets the parameter uncertainty arisen from finite sample estimation. This article uses a *driftless* RW forecast, following the argument given in Medel and Pincheira (2015) and Pincheira and Medel (2016) that driftless RW-based forecasts are unbiased.

APPENDIX B

THE DATA

This appendix statistically describes the dataset used in this article. There are two kinds of data: inflation time series and the output gap, which is constructed using the industrial production (IP) index. The source of actual headline inflation and the IP of all countries is the *OECD Database*, whereas for inflation expectations it is the monthly *Consensus Forecasts* (CF) report prepared by *Consensus Economics*. I also use the RER index in a robustness exercise (source: *International Finance Statistics, International Monetary Fund*). Table B1 presents a detailed summary of the sources, measurement units in their original versions, plus the descriptor of each variable.

Table B1

Variable description (*)

Variable	Country	Unity	Scale	Descriptor	Source
Consumer price index (transformed to inflation series)	BRA	Index	2010=100	Consumer Prices - All Items	OECD Database
	CHL	Index	2010=100	Consumer Prices - All Items	OECD Database
	CHI	Index	2010=100	Consumer Prices - All Items	OECD Database
	EUR	Index	2010=100	Harmonised CP (19 countries)	OECD Database
	JPN	Index	2010=100	Consumer Prices - All Items	OECD Database
	US	Index	2010=100	Consumer Prices - All Items	OECD Database
Inflation expectations	BRA	Basis points	None	Avg. % chg. on prev. yr	Consensus Economics
	CHL	Basis points	None	Avg. % chg. on prev. yr	Consensus Economics
	CHI	Basis points	None	Avg. % chg. on prev. yr	Consensus Economics
	EUR	Basis points	None	Avg. % chg. on prev. yr	Consensus Economics
	JPN	Basis points	None	Avg. % chg. on prev. yr	Consensus Economics
	US	Basis points	None	Avg. % chg. on prev. yr	Consensus Economics
Industrial production (used for the output gap variable)	BRA	Index	2010=100	Production of total industry sa	OECD Database
	CHL	Index	2010=100	Production of total industry sa	OECD Database
	CHI	Index	2010=100	Production of total industry sa	OECD Database
	EUR	Index	2010=100	Production of total industry sa	OECD Database
	JPN	Index	2010=100	Total retail trade (volume)	OECD Database
	US	Index	2010=100	Production of total industry sa	OECD Database

Source: Author's elaboration.

(*) "sa" stands for seasonally adjusted.

The whole sample span runs from 2000.1 to 2014.12 (180 observations). For in-sample modelling diagnostic checking, the first six years of observations (2000.1-2005.12) are used, and the remaining part for evaluation purposes (108 observations, 2006.1-2014.12). As abovementioned, the predictive ability of all the models is analysed with a *shortened evaluation sample* (32 observations, 2006.1-2008.8) for an analysis on model's behaviour prior to the crisis.

B.1. Inflation data

Note that the commodity price boom of 2006-7 and the financial crisis of 2008-9 are included in the evaluation sample, making the task of forecasting more demanding. This is explicitly considered in this article using the *shortened evaluation sample*. This has to be considered when comparing with previous studies using a sample with smoother series.

The descriptive statistics of the inflation series considering the six countries are presented in table B2 for three samples. Actual inflation is transformed using the annual percentage change of the CPI. This is made to fit the specification used by the expectation series. CF survey is entirely reported for the same transformation (for the inflation variable); even if CPI-basket re-definitions will be undertaken. The expectation series are also the limiting variable for the sample span, starting in 2000. Inflation and IP (the latter analysed in appendix C) are available in a useful quality since 1960s (assuming a backward reconstruction for the Eurozone). Notice that for the full sample, it is presented the Augmented Dickey-Fuller (ADF) testing for stationarity. According to the ADF test, the inflation series are stationary at 5% of confidence, except Japan CF which is at 10% of confidence.



Table B2

Descriptive statistics of actual inflation series (*)

	Actual Inflation					Consensus Forecasts (weighted)						
	BRA	CHL	CHI	EUR	JPN	US	BRA	CHL	CHI	EUR	JPN	US
Full sample: 2000.1-2014.12 (180 observations)												
Mean	6.571	3.247	2.316	1.974	-0.032	2.379	5.542	3.178	2.549	1.561	0.077	2.094
Median	6.230	3.026	1.916	2.094	-0.200	2.317	5.300	3.096	2.704	1.563	-0.049	2.137
Max.	17.231	9.854	8.801	4.084	3.707	5.600	11.500	5.733	5.750	2.421	2.334	3.431
Min.	2.963	-3.011	-1.840	-0.645	-2.524	-2.097	3.600	1.550	0.150	0.307	-1.068	-0.448
Std. dev.	2.662	2.128	2.273	0.842	1.087	1.286	1.457	0.641	1.242	0.411	0.817	0.618
Skewness	2.261	0.706	0.608	-0.672	1.278	-0.585	2.356	0.997	0.046	-0.400	1.219	-1.291
Kurtosis	8.854	5.055	3.066	3.850	5.462	4.162	9.810	6.325	2.549	3.024	4.118	7.056
JB-Stat.	410.400	46.600	11.110	18.970	94.430	20.380	514.300	112.700	1.592	4.809	53.980	173.400
p-value	0.000	0.000	0.004	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.451	0.090	0.000	0.000
ADF-Stat.	-3.342	-3.658	-3.142	-3.301	-3.014	-3.700	-3.516	-4.279	-2.896	-3.257	-2.607	-3.771
p-value	0.014	0.005	0.025	0.016	0.035	0.004	0.008	0.007	0.047	0.018	0.093	0.003
Floating	34.20%	27.14%	20.40%	12.94%	3.05%	2.27%	-	-	-	-	-	-
Estimation sample: 2000.1-2005.12 (72 observations)												
Mean	8.430	2.790	1.181	2.183	-0.480	2.689	6.343	3.076	1.756	1.398	-0.349	2.213
Median	7.396	2.953	0.984	2.136	-0.441	2.771	5.888	3.021	1.508	1.453	-0.294	2.188
Max.	17.213	4.694	5.250	3.123	0.797	4.687	11.500	4.046	3.750	1.822	0.228	3.061
Min.	5.155	-0.747	-1.217	1.609	-1.567	1.067	4.217	2.075	0.150	0.307	-1.068	1.570
Std. dev.	3.196	1.173	1.627	0.277	0.436	0.817	1.864	0.476	1.031	0.244	0.322	0.320
Skewness	1.674	-0.819	0.850	0.622	0.080	-0.126	1.709	0.111	0.362	-1.594	-0.206	0.442
Kurtosis	4.443	3.534	3.114	3.802	3.287	2.320	4.991	2.320	1.995	7.370	2.003	3.467
JB-Stat.	39.870	8.905	8.715	6.574	0.323	1.577	46.950	1.536	4.600	87.780	3.490	3.003
p-value	0.000	0.012	0.013	0.037	0.851	0.455	0.000	0.464	0.100	0.000	0.175	0.223

Table B2 (continued)

	BRA	CHL	CHI	EUR	JPN	US	Consensus Forecasts (weighted)					
	Actual Inflation						Evaluation sample: 2006.1-2014.12 (108 observations)					
Mean	5.332	3.552	3.073	1.834	0.267	2.173	5.008	3.246	3.077	1.670	0.361	2.014
Median	5.533	3.212	2.576	1.900	0.000	2.042	5.104	3.100	3.108	1.761	0.250	2.002
Max.	7.309	9.854	8.801	4.084	3.707	5.600	6.317	5.733	5.750	2.421	2.334	3.431
Min.	2.963	-3.011	-1.840	-0.645	-2.524	-2.097	3.600	1.550	0.467	0.581	-1.023	-0.448
Std. dev.	1.095	2.535	2.333	1.043	1.275	1.489	0.725	0.726	1.082	0.462	0.918	0.745
Skewness	-0.467	0.470	0.290	-0.230	0.717	-0.328	-0.079	0.973	-0.085	-0.813	0.662	-0.998
Kurtosis	2.323	3.723	3.000	2.490	3.742	3.409	1.962	5.760	3.465	2.866	2.744	5.001
JB-Stat.	5.993	6.336	1.514	2.120	11.730	2.693	4.958	51.320	1.101	11.970	8.184	35.940
p-value	0.050	0.042	0.469	0.347	0.003	0.260	0.084	0.000	0.577	0.003	0.017	0.000

Source: Author's elaboration.
(*) "JB-Stat." stands for Jarque-Bera test statistic (NH: Data are random). "ADF-Stat." stands for Augmented Dickey-Fuller test statistic (NH: Series has a unit root). ADF equations for actual inflation includes a constant with 4 lags (BRA, CHL, CHI, US), or 10 lags (EUR, JPN). ADF equations for expected inflation includes a constant with 4 lags (BRA, CHL, CHI, EUR, US) or 7 lags (JPN).

As the OE-HNKPC makes use of a weighting scheme, this article uses those coming from the first principal component. These weights are obtained with the full sample, but do not change dramatically with the estimation sample, and are presented in the “*Floading*” row of table B2. This is worth mentioning because a reliable forecasting exercise has to make use of the information conditional on the period in which it is available. For robustness, the forecasting exercise was re-done with an equally-weighted scheme, delivering similar results. The factor loading reported includes the estimation with all the countries. Nevertheless, for each country-level estimation the weights are re-scaled to add to unity with a zero for the currently analysed country.

From table B2, it is easy to notice why Brazil, Chile, and China concentrate close to 81% of the total variance of the inflation factor set. Particularly for the case of Brazil, the most of volatility is found in the estimation sample. Interestingly, and except for the case of the Eurozone, both the mean and the variance of the series have increased during the evaluation sample—due to the two aforementioned episodes—also making the forecasting task more demanding. Another remarkable feature is that Japan exhibits a negative mean (and median) for the estimation sample, with a particularly low variance. Indeed, the behaviour of the Japanese CPI already corresponds to a stationary series.¹⁰

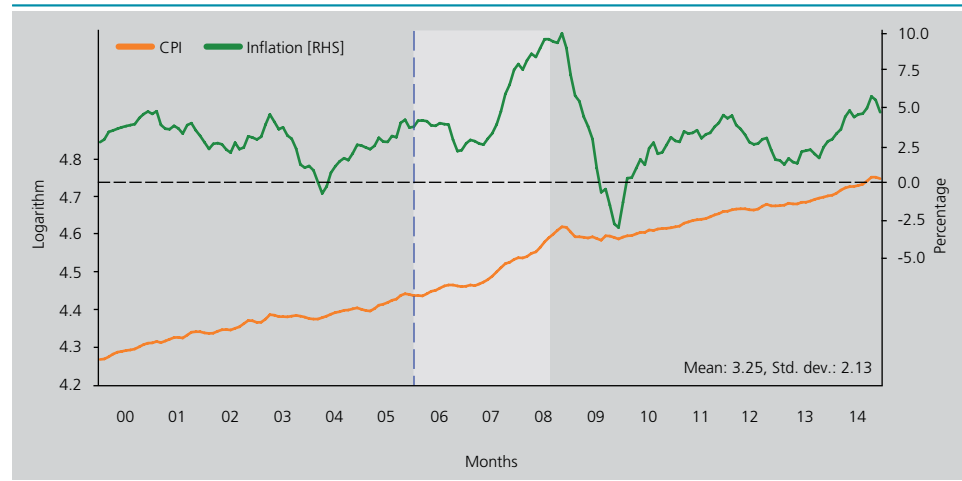
Figure B1 plots both the CPI log-level and the annual percentage change for Chile—the target forecast variable. A quite different dynamic between the estimation and evaluation sample is easy to notice. While the mean achieves a lower 2.8% in the first part of the sample, the second increases to 3.5% (close to the inflation target), peaking at 9.8% in November 2008 and troughing at -3.0% in December 2009. The remaining inflation series are depicted in figure B2, providing three salient features. The most obvious is the different dynamics in the CPI level of Japan, which is already stationary. A second feature is that for China, the Eurozone, Japan, and the United States a V-shaped pattern is observed in the inflation series during the 2008-9 period, which is the major episode contributing to the variance of the series.

¹⁰ However, as stated by Dickey and Pantula (1987), over-differencing of the series does not carry an important issue when forecasting. In contrast, it is not recommended when the aim is to empirically test an economic theory.

Figure B1

Chilean Consumer Price Index. Log-level and annual percentage change (*)

(Full sample)



Source: Author's elaboration.

(*) Vertical line = evaluation sample start point. Shaded area = shortened evaluation sample.

B.2. Inflation expectations data

The CF expectations are reported monthly, providing the point forecast of 15-20 agencies and private consultants for several variables at two fixed horizons: December of the current and the next year. The names of the respondents are explicitly revealed along with their forecasts, making possible a one-by-one accuracy analysis. Given this specific richness of the survey, several articles make use of CF for testing economic/statistic hypotheses. Interestingly, Pincheira and Álvarez (2009) jointly compare Chilean inflation forecasts reported by *Consensus Economics*, time series models, and those generated by Central Bank of Chile's staff.

However, as the estimation is made with constant frequency using recursive estimation, there is the need to adjust the series to have a unique rolling-event forecast. The approach used in this article is to create one series with a weighting scheme of the two forecasts in order to better accommodate the information to the targeted rolling-horizon. Hence, the CF forecast series for each month are weighted according to (in percent):

	Jan.	Feb.	Mar.	Apr.	May	Jun.	Jul.	Aug.	Sept.	Oct.	Nov.	Dec.
Current Dec ($\pi_t^{Current}$):	92	83	75	67	58	50	42	33	25	17	8	0
Next Dec (π_t^{Next}):	8	17	25	33	42	50	58	67	75	83	92	100

Figure B2
Consumer Price Index time series. Log-level and annual percentage change (*)

(Full sample)



Source: Author's elaboration.

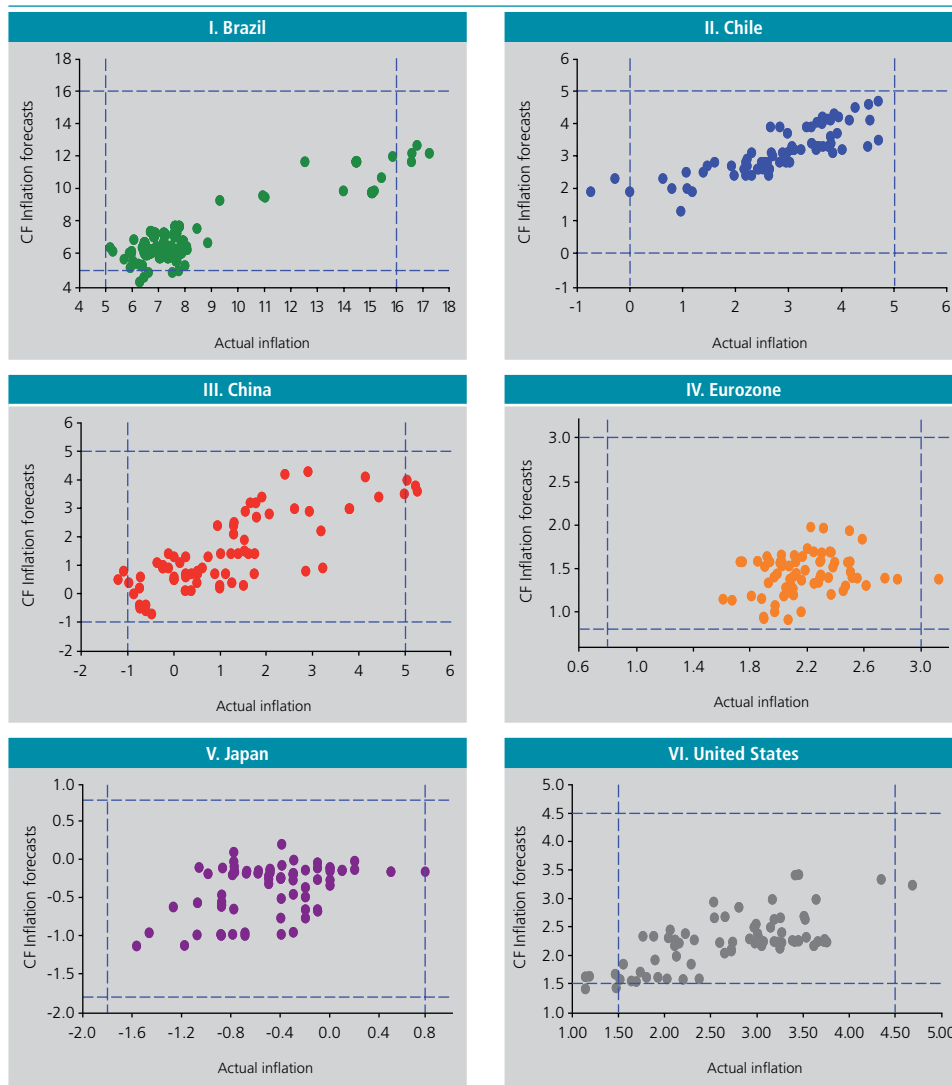
(*) Vertical line = evaluation sample starting point. Shaded area = shortened evaluation sample.

Figure B3 presents the scatter plot between actual inflation and the CF for December of the current year for all the countries. The result, despite that CF is already accurate for the fixed-horizon, is no longer useful in a rolling-event scheme because the majority of the observations lie outside the 45° line. The Chinese CF series is the case that matches best the fixed horizon forecast with the rolling-event evaluation. However, this fact obeys to just a particular case, reinforcing the need to combine both expectations series into a unique measure. For the Chilean case it is found that the CF expectation for December of the current year consistently overestimates the inflation rate expected for the next 12 months when actual inflation is below 3% (i.e., the inflation target). But when the actual inflation is in the vicinity of the target, the expected inflation for December of the current year is close to that forecast 12 months ahead. This fact, added to the results found in Medel (2015b)—that Chilean SPF's expected inflation 24 months ahead is consistently equal to the target—can be read as strong confidence of the forecasters to the commitment of the Central Bank to its mandate.

The last six columns of table B2 show the descriptive statistics of the weighted CF series. In this case, and judging by point estimates (mean and median), the accuracy is notably improved across the sample. A more suitable way to visualise this is presented in the boxplots of figure B4. In figure B4 there are ix pairs of boxplots, each pair showing first the actual and then the CF (weighted) statistics using the full and estimation sample. The most salient feature is the reduced number of outliers in the evaluation sample. Note that the CF weighted series fulfils three desirable features in a forecast series: the mean (green dot) is close to the mean of the actual series, the volatility (proxied by the width of the blue box) is smaller than that of the actual series, and finally, CF exhibits fewer outliers (orange and red dots) than the target variable. This last feature is particularly easy to notice with the evaluation sample.

Figure B3
Scatter plot of CF inflation forecasts for December of current year

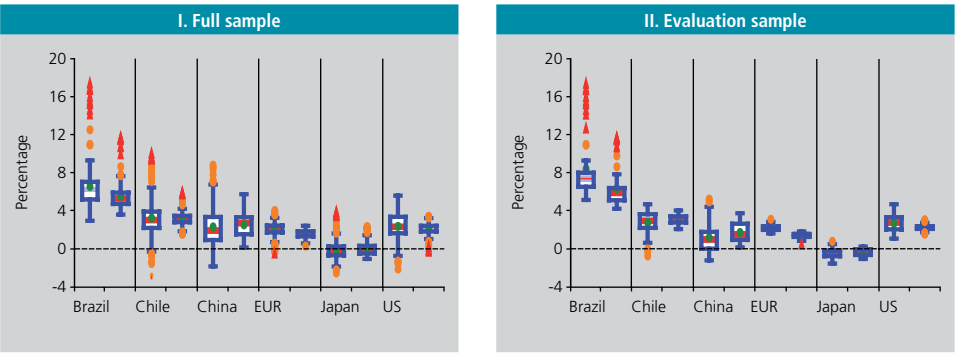
(Evaluation sample)



Source: Author's elaboration.

Figure B4

Descriptive statistics of actual inflation and weighted inflation forecasts



Source: Author's elaboration.

APPENDIX C

OUTPUT GAP BUILDING BLOCKS

This appendix follows closely the output gap construction used in Medel (2015a, 2015b). One of the major drawbacks when estimating the NKPC is the impossibility to accurately measure the excess demand—i.e. marginal costs. As the CE-HNKPC and the OE-HNKPC make use of this measure, it is desirable to have a stable series as new observations are added. The typical alternative to the marginal cost variable is the output gap ($\hat{y}_t$)—i.e. the difference between current and potential output.¹¹

As the estimations are made with monthly data, the IP index is used as a proxy of the quarterly GDP. Table C1 presents the descriptive statistics of these series for all countries and for the two sample spans, for the annual percentage change (Δ^{12}) of the level series.

Note that the transformation achieves stationarity according to the ADF test. The statistics of table C1 remarkably describe the textbook result on growth convergence. In other words, industrialised countries grow less than developed ones because the former are closer to a steady state than the latter. The Eurozone, Japan, and the US exhibit an average rate of growth not greater than 1.5%, whereas for Brazil and Chile this rate achieves 4.5 and 3.8%, respectively. For China, the average rate achieves an astonishing 14%, with a standard deviation similar to that calculated for Brazil and Chile. Graphically (not shown) all the series exhibit the same V-shaped behaviour during the financial crisis, coinciding with the maximum and minimum values reported in table C1.

Basically, instability in the output gap arises with the “end-of-sample” problem of filtering, especially when the Hodrick-Prescott (HP) procedure is used to obtain the potential output: an unobservable component.¹² To alleviate this setback, I follow the approach proposed by Bobbitt and Otto (1990), Kaiser and Maravall (1999), and more recently re-launched by Mise et al. (2005). This consists of adding forecast observations to level series prior to performing any filtering procedure. Hence, the method applied to obtain the output gap follows the steps of figure C1 where the enhancements start in the second shaded block. Note that the seasonal adjustment is made with X12-ARIMA in its default mode, and the filtering method is HP ($\lambda=129,600$).

¹¹ Note that I focus on output gap instead of unemployment gap following the recommendations of Staiger et al. (1997a, 1997b).

¹² See Orphanides (2001) for a discussion on this matter.

Table C1

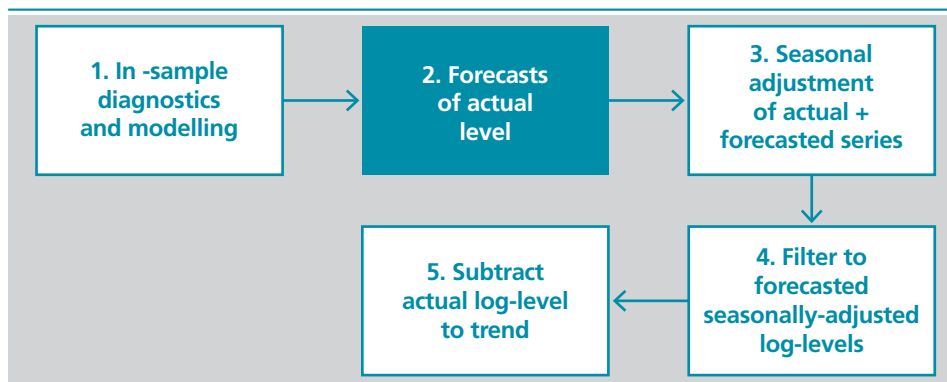
Descriptive statistics of Industrial Production time series (*)

	BRA		CHL	CHI	EUR	JPN	US	Industrial production						
	Estimation sample							Evaluation sample						
Mean	3.775	4.545	13.990	1.483	1.389	1.331	1.416	1.571	12.860	0.015	0.015	-0.174	1.101	
Median	4.120	4.624	14.400	1.237	2.736	2.065	2.048	1.981	12.800	1.450	1.450	1.905	2.708	
Max.	11.282	14.610	23.200	7.302	7.794	5.429	19.690	30.910	20.100	9.296	9.296	27.320	8.519	
Min.	-6.476	-4.367	2.300	-3.832	-12.760	-5.811	-16.450	-17.490	5.400	-21.620	-21.620	-33.330	-15.420	
Std. dev.	3.855	3.976	3.958	2.455	5.267	2.908	6.716	5.997	3.665	6.666	6.666	10.730	5.157	
Skewness	-0.155	-0.031	-0.486	0.159	-1.260	-0.930	-0.036	0.674	0.165	-1.443	-1.443	-0.718	-1.874	
Kurtosis	2.598	2.981	3.426	2.661	3.661	3.000	3.970	8.097	1.960	4.888	4.888	4.812	5.724	
JB-Stat.	0.773	0.012	3.380	0.650	20.370	10.377	4.256	125.100	5.350	53.490	53.490	24.052	96.610	
p-value	0.679	0.994	0.185	0.722	0.000	0.006	0.119	0.000	0.069	0.000	0.000	0.000	0.000	
ADF-Stat.	-3.845	-3.213	-3.618	-4.228	-4.121	-3.083	-	-	-	-	-	-	-	
p-value	0.003	0.020	0.006	0.000	0.001	0.029	-	-	-	-	-	-	-	

Source: Author's elaboration.
(*) "JB-Stat." stands for Jarque-Bera test statistic (NH: Data are random). "ADF-Stat." stands for Augmented Dickey-Fuller test statistic (NH: Series has a unit root). ADF equation includes a constant and 1 lag (CHI), or 4 lags (BRA, CHL, EUR, JPN, US), using the full sample.

Figure C1

Output gap building blocks



The ARIMA forecasting model for IP corresponds to $\Delta^{12}y_t = \bar{y} + \phi\Delta^{12}y_{t-p} + \varepsilon_t + \theta_1\varepsilon_{t-1} + \theta_{12}\varepsilon_{t-12} + \theta_{12}\theta_{12}\varepsilon_{t-13}$, with $\varepsilon_t \sim iid\mathcal{N}(0, \sigma_\varepsilon^2)$. This is a version of the so-called *airline model* (Box and Jenkins, 1970) which has proved to be a model that fits macroeconomic data with substantial success (Ghysels et al., 2006). The in-sample estimates are presented in table C2, which also reveals robust results across countries, and a correct specification according to the Durbin-Watson statistic, defined as $DW = \sum_{t=2}^T (\varepsilon_t - \varepsilon_{t-1})^2 / \sum_{t=1}^T \varepsilon_t^2 \approx 2(1 - \rho_\varepsilon)$, where ρ_ε is errors' autocorrelation.

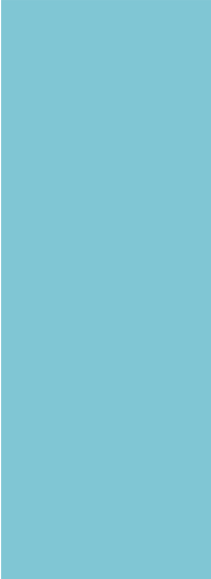
Table C1

In-sample diagnostics of IP forecasting models (*)

	BRA	CHL	CHI	EUR	JPN	US
Dependent variable: Δ^{12}						
Estimation sample						
ϕ	-0.276 [0.031]	-0.790 [0.000]	-0.671 [0.000]	-0.336 [0.000]	-0.381 [0.000]	-0.445 [0.000]
θ_1	-0.896 [0.000]	- [0.000]	- [0.000]	-0.898 [0.000]	-0.900 [0.000]	- [0.000]
θ_2	- [0.000]	-0.752 [0.000]	-0.633 [0.000]	-0.898 [0.000]	-0.900 [0.000]	- [0.000]
θ_3	- [0.000]	- [0.000]	- [0.000]	-0.898 [0.000]	-0.900 [0.000]	0.221 [0.007]
θ_{12}	0.527 [0.000]	0.882 [0.000]	0.833 [0.000]	0.619 [0.000]	0.455 [0.000]	0.889 [0.000]
$\bar{y}$	0.204 [0.001]	0.301 [0.000]	0.400 [0.000]	0.137 [0.000]	0.101 [0.066]	0.149 [0.490]
Adjusted R^2	0.229	0.778	0.759	0.216	0.286	0.701
S.E. Reg.	0.962	2.711	1.721	0.759	1.075	1.179
DW Stat.	2.012	2.098	2.181	2.208	1.731	1.994

Source: Author's elaboration.

(*) Equation: $\Delta^{12}y_t = \bar{y} + \phi\Delta^{12}y_{t-p} + \varepsilon_t + \theta_1\varepsilon_{t-1} + \theta_{12}\varepsilon_{t-12} + \theta_p\theta_{12}\varepsilon_{t-12-p}$, with $\varepsilon_t \sim iid\mathcal{N}(0, \sigma_\varepsilon^2)$. See notes to table 1.



Several articles use the output gap as a proxy of marginal costs, differing often in the way to obtain de-trended output (whether based on HP or other filtering device). The economic rationale behind this measure is striking; it considers the distance between the current state of the economy and the counterfactual that might be obtained if all factors were employed in the absence of shocks. Some examples using the output gap are Rudebusch and Svensson (1999), Stock and Watson (1999), Galí et al. (2005), Lindé (2005), Paloviita and Mayes (2005), Rudd and Whelan (2005), Canova (2007), Dees et al. (2009), and Jean-Baptiste (2012), among others. Moreover, Batini et al. (2005) use the output gap alongside the labour share on the basis of an endogenously determined price mark-up.

Stock and Watson (1999) suggest that, especially when the aim is to forecast, the output gap measure provides a convenient alternative since it relies basically on a univariate ensemble. Also, some of the major problems associated with the output gap—instead of using marginal cost—are rather an empirical issue. The forecasts provided by the models of table C2 tackle part of the “end-of-sample” problem.

APPENDIX D

Figure D1

OE-HNKPC residuals time series



Source: Author's elaboration.

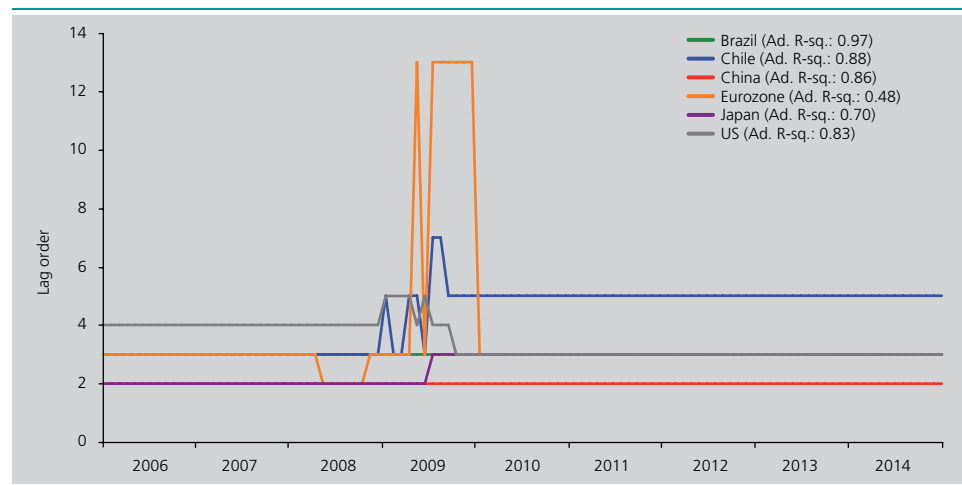
APPENDIX E

AUTO-REGRESSION IN-SAMPLE DIAGNOSTICS

Figure E1 presents the chosen lag profile across the time of the AR models (showing always lags plus one constant). This profile arises from the use of a rolling-window sample scheme. The lag length is chosen according to the BIC. As expected, and in line with the CE-HNKPC estimates, during the 2008-9 more coefficients are required by the model to capture the volatile behaviour of the series. During this period, the Eurozone achieves the maximum number of lags allowed. In table E1, the first point estimates of all AR models are presented, showing significant coefficients and that they are well specified according to the DW statistic.

Figure E1

AR chosen lag length profile across evaluation sample



Source: Author's elaboration.



Table E1

AR models' diagnostics (*)

	BRA	CHL	CHI	EUR	JPN	US
Dependent variable: π_t						
Estimation sample						
θ_1	1.684 [0.000]	1.235 [0.000]	0.922 [0.000]	0.858 [0.000]	0.841 [0.000]	1.188 [0.000]
θ_2	-0.737 [0.000]	-0.321 [0.003]	- [0.000]	-0.286 [0.034]	- [0.000]	-0.664 [0.000]
θ_3	- [0.000]	- [0.000]	- [0.000]	- [0.000]	- [0.000]	0.401 [0.000]
π	8.399 [0.000]	2.832 [0.000]	1.473 [0.170]	2.192 [0.000]	-0.456 [0.006]	2.717 [0.000]
Adjusted R^2	0.971	0.881	0.855	0.477	0.704	0.827
S.E. Reg.	0.548	0.408	0.619	0.199	0.237	0.341
DW Stat.	1.849	1.885	1.864	2.041	1.843	1.817

Source: Author's elaboration.

(*) Equation: $\pi_t = \bar{\pi} + \phi_1 \pi_{t-1} + \phi_2 \pi_{t-2} + \phi_3 \pi_{t-3} + \varepsilon_t$, $\varepsilon_t \sim iidN(0, \sigma_\varepsilon^2)$. See notes to table 1.



HOUSEHOLD SAVING AND LABOR INFORMALITY: THE CASE OF CHILE*

Alfredo Schlclarek**

Mauricio Caggia***

I. INTRODUCTION

One of the main problems facing Latin American and Caribbean (LAC) countries is their low levels of saving, especially if compared with other regions of the world, such as East Asia and the Pacific (EAP), that have shown greater dynamism in saving rates. For example, Gutierrez (2007) presents evidence that, on average, the saving rate for LAC between 2000 and 2003 was 19.2%, while EAP countries had a mean saving rate of 34.5%. Further, Reinhardt (2008) provides evidence that the average gross domestic saving for LAC was 17.1% in the 1990s, compared to 24.8% for a group of 25 developing middle-income countries. In the 2000s, according to Pérez Monteiro et al. (2014), the average gross saving rate was 20% for LAC and 30% for EAP. Chile, meanwhile, despite its higher average saving rate than most other LAC countries, its average 22.3% for the 2000-2003 period is still low compared to EAP countries (Gutierrez, 2007).

Another important concern in the region is related to the high levels of informal employment. Although the 2000s have seen a reduction in the informality figures in comparison to the 1990s, informality affects between 37.7% and 88.4% of total workers in LAC (Tornarolli et al., 2014). In the case of Chile, its levels of informality are the lowest in the region and it has been following a mild downward trend from 40.6% in 1990 to 37.7% in 2009. According to Peticara and Celhay (2010), the informality was reduced from 39.5% in 1998 to 35.8% in 2006. However, when disaggregating between salaried workers and self-employed workers, the figures for 2006 were 24.9% and 71.6%, respectively. Evidently, by disaggregating by type of worker some heterogeneity appears, where it is evident that self-employed workers suffer a much higher level of informality than their salaried counterparts.

A natural question that arises is whether these two phenomena are interrelated and whether the prevalent high informality rates prevent the proper channeling of savings into the formal financial system. Clearly, this could have implications on the efficient allocation of surpluses to increase investment and economic growth.

* We would like to thank Eduardo Cavallo, J. Rodrigo Fuentes and five anonymous reviewers for comments and discussions; and seminar participants at the IDB Workshop Domestic Savings in Latin America and the Caribbean (Washington DC, USA) and Universidad Nacional de Córdoba, Argentina.

** Department of Economics and Finance, Universidad Nacional de Córdoba, Argentina; CONICET, Argentina, and CIPPES, Argentina. E-mail: alfredo@eco.unc.edu.ar; www.cbaeconomia.com.

*** Institute of Economics and Finance, Universidad Nacional de Córdoba, Argentina, and CIPPES, Argentina.

Thus, studying the relationship between household saving and informality could allow governments to develop adequate policies to influence aggregate saving rates. However, although there is plenty of research analyzing the main determinants of saving for the region¹, studies on how informality affects saving and how/why informal workers save are almost non-existent. A notable exception is the recent work by Granda and Hamann (2015), who build a theoretical occupational choice model to calibrate it with data for Colombia and analyze the effects of several formalization policies on saving. The underlying argument, following Browning and Lusardi (1996), is that if informal workers have a more uncertain and variable income stream, we would expect informal workers to save more for precautionary motives. Reaching opposite results, Lorenzo and Osimani (2001) find that lower-income households, which a priori could resemble informal households, have a lower saving rate than the other higher income households. In addition, Dupas and Robinson (2013) find that simply providing a safe place to keep money was sufficient to increase health-care saving by 66 percent in an experiment in Kenya. This study may support the argument that informal workers save less than formal workers because they are less financially included. Finally, Ogbuabor et al. (2013) use time-series analysis for Nigeria and find that informality hinders the growth of aggregate domestic saving. Although these studies reach potentially interesting conclusions, what is lacking is more micro-level empirical evidence on the link between informality and saving.

The objective of this paper is to empirically study the saving behavior of formal and informal workers in Chile, following the microeconomic approach of the pioneering studies of Attanasio and Székely (2000) and Butelmann and Gallego (2000). Following both OLS and probit estimation techniques, we econometrically test whether there are any differences in the saving behavior of formal and informal households. Although we do not econometrically study the potential reasons for the different saving behavior of informal and formal households, we present survey results that characterize how and why informal and formal workers save. In terms of data, we use the microdata from the Central Bank of Chile's Survey of Household Finance for 2007 and have between 2,533 and 1,740 observations of urban households from Chile, depending on the definitions of savings and informality that are used. A novelty of this survey for LAC is that it surveys not only income, expenditure and household characteristics, but also the structure and level of household assets and liabilities with a high degree of detail. Moreover, it surveys the restrictions to credit access for households, the expectations about households' future levels of saving, their access to insurance markets and various other determinants of saving. Thus, we are not only able to compare the saving rate of formal and informal households, but we also analyze the types of financial instruments selected by such households. Clearly, this database allows us to study in much more detail the saving pattern and financial behavior of households than previous studies, which use databases with a focus on labor and expenditure characteristics, such as the CASEN

¹ For Latin America, the following articles may be mentioned: Attanasio and Székely (2000) for Mexico and Peru, Attanasio and Székely (1999) for Mexico, Lorenzo and Osimani (2001) for Uruguay, Butelmann and Gallego (2001) for Chile, and Sandoval-Hernandez (2010) for Mexico.

survey in Chile, the EPH survey in Argentina, the PNAD survey in Brazil or the ENAHO survey in Peru (Maurizio, 2012).

This study is structured as follows. In section II, we make a descriptive analysis of formal versus informal workers giving special attention to the socioeconomic characteristics and borrowing and saving behavior of such workers. Section III presents the data and econometric methodology that has been used to analyze whether informal households save less than formal households. Further, it discusses the main results and findings. Finally, section IV concludes.

II. CHARACTERIZING INFORMALITY IN CHILE

This paper uses data from the Survey of Household Finances (EFH) conducted by the Central Bank of Chile in 2007, which is a Chilean urban survey including demographic, economic, financial and social indicators.² While the 2007 survey covers 3,828 households across the country, for our estimations and calculations we use a subset of these observations because we discard those households that have no member working and those households that have both informal and formal workers, i.e. we kept only those pure households where all working members are either formal or informal. The reason for discarding “mixed” households is that we wanted to compare “pure” informal households against “pure” formal households to avoid any inconsistency that “mixed” households may bring about.

As for the definition of informality, this concept has certain ambiguities, in terms of both the theoretical definition and the empirical measurement. In the case of the theoretical definition, it is not completely clear what exactly we mean when we discuss “informality”. In terms of the empirical measurement, the difficulty rests on how to structure the different questions to measure each particular definition of informality and the content of the already existing surveys. Clearly, this is a complex discussion beyond the reach of this paper and, therefore, in this paper we follow the most common definitions found in the literature, namely the social protection definition and the productive definition (ILO, 2002; Kanbur, 2009; Maloney, 2004; Tornarolli et al., 2014). While the social protection definition stresses non-compliance with labor legislation in terms of labor protection and social security benefits, the productive definition brings up the level of productivity of jobs and the skills needed for carrying out those jobs to characterize informality.

Concretely, the social protection International Labour Organization definition (ILOD) characterizes an informal worker as a salaried or self-employed worker

² Note that although this survey was also available for the years 2008, 2009 and 2010 at the time of carrying out this research, we preferred using the 2007 version because it surveyed urban households from the whole country, while for the other years it surveyed only urban households from the metropolitan region of Santiago de Chile. Furthermore, the 2007 survey covers more households than the other surveys. For more details on the survey and its methodology, please visit the following link: <http://www.bcentral.cl/estadisticas-economicas/financiera-hogares/index.htm>

that does not contribute to a pension (or retirement) plan.³ Further, we consider as informal those salaried workers that declare not having a contract of employment, even if they do contribute to a pension plan. This definition has already been used in Chile when studying informality by Perticara and Celhay (2010) and in other studies such as ILO (2002), Garganta and Gasparini (2015), and Tornarolli et al. (2014).

In terms of the productive definition (PD), we define an informal worker as one that falls under one of these categories: a) self-employed without a post-secondary education degree, b) a salaried worker in a small private firm with five employees or less, or c) an unremunerated family member. Given that an individual could have more than one job, we apply the classification only to his/her main occupation. This definition of informal workers is similar to the one used by Maloney (2004), and Tornarolli et al. (2014).

Further, we construct a third definition of informality that combines the above definitions (COMBD definition), i.e. an informal worker is a worker that is both informal according to the ILOD definition and the PD definition. Clearly, this is a much more restrictive definition of informality.

1. Informality rates and social attributes

In figure 1, we present the informality rates for Chile in 2007 according to the three definitions of informality discussed above.⁴ According to the social protection definition (ILOD), around 36.7% of the work force is informal in Chile, which means that around 2.49 million of the almost 6.8 million workers are informal. Note that Chile had a total population of around 16.6 million people and a 41.1% employment rate in 2007.⁵ In terms of the productive definition (PD), the informality rate is 28.6%, which implies that nearly 1.94 million Chilean workers were informal. For the third definition that combined the social protection and the productive definitions (COMBD), the informality rate is 19.7%, which represents 1.33 million workers. Note, however, that as this definition is stricter, it also means that many workers that are informal according to one definition but not the other (either the ILOD or the PD) would be considered non-informal. From table 1, we see that 1.16 million workers are informal according to the ILOD definition but not according to the PD definition, 606 thousand are informal according to the PD definition but not the ILOD definition, and that 3.69 million are formal according to both definitions. Thus, the exclusion of these workers from the informal group is the reason for the rate being lower than the other two definitions of informality. If we compare pure groups, i.e. the number of formal/informal workers that comply

³ It is important to mention that self-employed workers were not obliged before 2015 to contribute to a pension plan in Chile.

⁴ We find similar results when using the data from the 2008, 2009 and 2010 surveys. The results, which are not included due to space considerations, are available upon request from the authors.

⁵ Note also that the EFH is an urban survey, but we are assuming that employment and informality figures of rural workers can be derived from urban workers. In 2007, the Chilean urban population was 14.42 million and the rural population was 2.18 million.

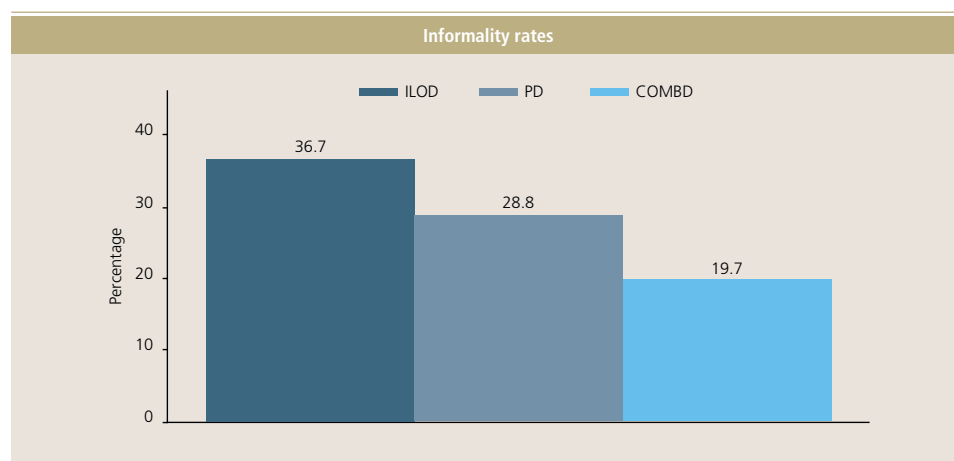
with both definitions, we would obtain an informality rate of 26.6%. Note also that in subsections II.2 and II.3 and section III, when comparing different financial attributes and behaviors of informal and formal workers using this strict definition of informality, we will use pure groups of formal and informal workers in order to avoid possible distortion of results caused by workers that are informal by one definition but not the other.

In figure 2, we present the results of informality rates when discriminating between genders, age groups, educational levels and income groups. The informality rates for women are 39.7%, 33.1%, and 23.1% according to the ILOD, PD, and COMBD definitions, respectively. For men, in contrast, the informality rates are 34.6%, 25.5%, and 17.3%. Clearly, informality affects women more under all three definitions.

When classifying the different definitions of informality by income groups, a clear picture emerges. As can be seen in figure 2, informality affects more those workers with lower incomes. In stratum 1, consisting of households in the 1st to 5th income deciles, 46.6% (ILOD), 41.4% (PD) and 31.1% (COMBD) of workers are informal. In stratum 2, corresponding to persons belonging to households positioned in the 6th to 8th income deciles, 33.9% (ILOD), 26.2% (PD) and 16.9% (COMBD) of those employed are informal. In stratum 3, for workers belonging to households in deciles 9th and 10th of income, the informality rate falls to 28.2% (ILOD), 15.8% (PD) and 9% (COMBD).

Figure 1

Informality rates in Chile



Source: 2007 Survey of Household Finances, Central Bank of Chile.

TABLE 1

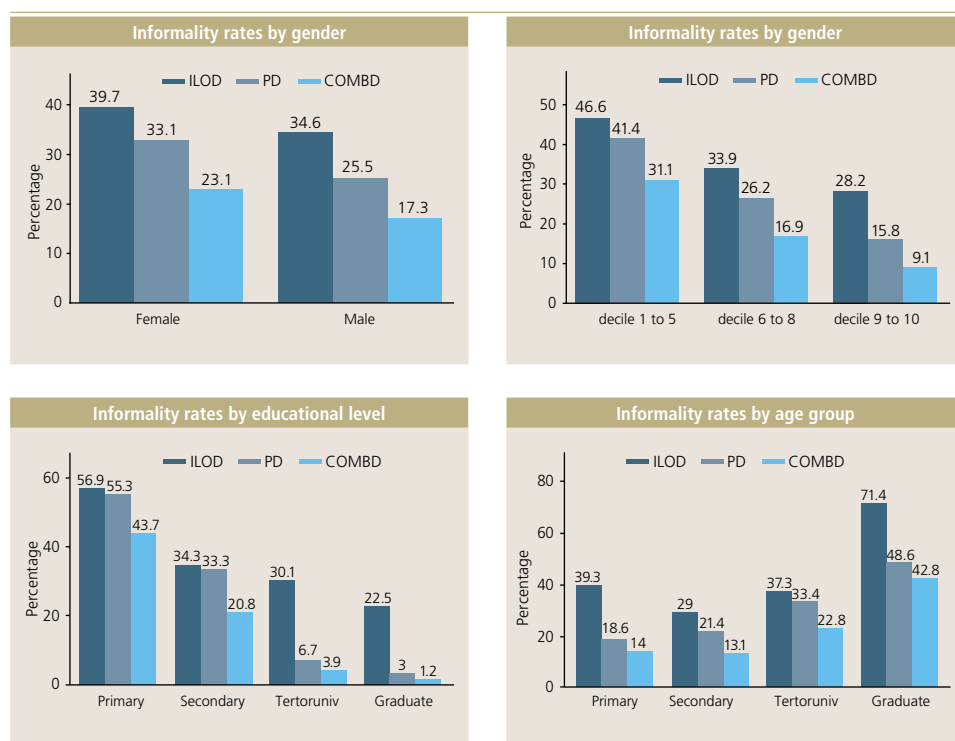
Number and share of formal and informal workers

		Productive definition											
		Female						Male					
		No		Yes		Total		No		Yes		Total	
ILO definition	No	Persons	%	Persons	%	Persons	%	Persons	%	Persons	%	Persons	%
	Yes	1,416,956	0.50	283,191	0.10	1700,147	0.60	2,277,892	0.57	323,536	0.08	2,601,428	0.65
	Total	470,100	0.17	650,326	0.23	1,120,426	0.40	687,998	0.17	689,399	0.17	1,377,397	0.35
		1,887,056	0.67	933,517	0.33	2,820,573	1.00	2,965,890	0.75	1,012,935	0.25	3,978,824	1.00

Source: 2007 Survey of Household Finances, Central Bank of Chile.

Figure 2

Informality rates by gender, income group, educational level and age group



Source: 2007 Survey of Household Finances, Central Bank of Chile.

Educational level shows also a negative relationship with the rate of informality, as can be seen in figure 2. Workers with primary or lower education levels have informality rates of 56.9%, 55.3% and 43.7% for the ILOD, PD and COMBD definitions, respectively. In addition, 34.3% (ILOD), 33.3% (PD) and 20.8%

(COMBD) of workers with secondary education are informal. Further, while workers with a tertiary or undergraduate university degree have informality rates of 30.1% (ILOD), 6.7% (PD), and 3.9% (COMBD), workers with a graduate university degree have rates of 22.5% (ILOD), 3% (PD), and 1.2% (COMBD). Note also that the reductions in the informality rate between lower education levels and higher education levels for the PD and COMBD definitions are very marked. This result is partially explained by the specific construction of the PD definition, where self-employed workers with lower education levels are assumed to be informal.

From figure 2, it is evident that informality is not distributed evenly by age groups. Clearly, informality affects more workers that are older than 65 years, which have rates of 71.4% (ILOD), 48.6% (PD) and 42.8% (COMBD). The second most affected group is old middle-aged workers between 40 and 65 years, with informality rates of 37.3% (ILOD), 33.4% (PD) and 22.8% (COMBD). In the third place, we have young workers aged between 15 to 25 that have informality rates of 39.3% (ILOD), 18.6% (PD) and 14% (COMBD). Finally, we observe that the age group least affected by informality is the young middle-aged between 26 and 39 years, which have informality rates of 29%, 21.4% and 13.1% for the ILOD, PD and COMB definitions, respectively. Note, however, that if we consider only the ILOD definition of informality, the second most affected group is that of young workers and in third place, old middle-aged workers.

2. Informality and access to financial services

In this subsection we compare informal and formal households in terms of access to financial services, using data for 2007.⁶ Note that we define informal (formal) households as those where all the members that are occupied are informal (formal) workers. This implies that we discard households that have no member working or where some members are informal and some are formal workers. Again, we use the three different informality definitions. For the ILOD definition, we end up having 684 informal households and 1,891 formal households. Regarding the PD definition, we have 431 informal households and 2,346 formal households. Finally, for the COMBD definition we have 284 informal households and 1,620 formal households.

We constructed four variables that proxy access to financial services, namely:

- 1) Possession of bank account
- 2) Possession of credit card
- 3) Possession of debit card
- 4) Facing credit constraints

The variable “possession of bank account” indicates households where the head reports being the holder of a bank account. In addition, the variables “possession of credit card” and “possession of debit card” indicate households where there is

⁶ The results for the 2008, 2009 and 2010 surveys do not change our main conclusions. The results, which are not presented due to space consideration, are available upon request from the authors.

at least one member that uses credit card and debit card, respectively. Further, households that face credit constraints are those that have applied to a credit in the last two years and have suffered at least one rejection. We also consider households to be credit constrained if they have been granted a credit but they have declined it because they consider the conditions to be unfavorable. Further, we consider households to be credit constrained if they have been granted a credit but the amount granted is less than what was applied for. Finally, we also consider households to be credit constrained if they do not apply for a credit because they believe that they will not be granted one or believe they will be unable to afford to repay the loan.⁷

From table 2, it is clear that there is a much higher proportion of heads of formal households that possess a bank account than heads of informal households. For the ILOD definition, while the 25.1% of heads of formal households report having a bank account, only 9.9% of heads of informal households possess a bank account. This comparison is 26.6% against 5.9% for the PD definition and 27% against 4.6% for the COMBD definition.

Regarding the use of credit cards, we see in table 2 that a higher proportion of formal households (between 17.4% and 18.6%) use credit cards than informal households (between 11.9% and 13.2%). Again, this pattern is consistent for the three definitions of informality.

Table 2

Access to financial services

(percent)

Informality definition	Household heads with bank account		Households using credit cards	
	Formal	Informal	Formal	Informal
ILOD	25.1	9.9	17.4	13.2
PD	26.6	5.9	18.6	11.9
COMBD	27.0	4.6	17.4	13.2
Informality definition	Households using debit cards		Households with credit constraints	
	Formal	Informal	Formal	Informal
ILOD	12.9	3.9	33.7	46.8
PD	13.7	1.2	36.2	44.9
COMBD	13.9	0.0	34.8	49.1

Source: 2007 Survey of Household Finances, Central Bank of Chile.

Notes: ILOD: ILO definition; PD: productive definition; COMBD: combined definition.

⁷ All these questions are available in the Survey of Household Finances conducted by the Central Bank of Chile in 2007, which allow us to construct the single variable "Face credit constrains".

With respect to the use of debit cards, from table 2 we find a similar pattern to that for the use of credit cards, ranging between 12.9% and 13.9% the proportion of formal households that use debit cards and between 0% and 3.9% of informal households. Note that the use of debit cards is much less extended than the use of credit cards. A possible explanation is that debit cards are associated with the possession of a bank account; instead, credit cards are increasingly being issued by department and retail stores without the need to own a bank account.

In table 2, we see that there is a higher proportion of informal households that suffer credit constraints in comparison with formal households. While between 44.9% and 49.1% of informal households suffer credit constraints, between 33.7% and 36.2% of formal household are credit constraints. Clearly, this pattern is consistent across all three definitions of informality. Moreover, for all the four variables that capture access to financial services, we see that informal households have less access than formal households.

3. Informality and households' assets and liabilities

The database that we use allows us to analyze the proportion of households that have assets and liabilities and compare formal and informal households. In terms of assets, we distinguish between real assets—such as motor vehicles, primary residence and other real estates— and financial assets, such as fixed-income assets (saving accounts, retirement saving plan and term deposits) and variable-income assets (shareholding, mutual and investment funds and business partnership). Further, we also have data on households' liabilities, such as bank credit card debt, personal loans by banks, other bank credit, mortgage loans, retail store credit card debt, personal loans by retail stores and other financial companies, credit by credit unions, car loans, student loans, loans by family and friends, pawnshop credit, bought on credit and other debts.

From table 3, it is clear that there is a higher proportion of formal households that possess assets in comparison to informal households for 2007 in Chile. Although there is not much difference between formal and informal households in terms of ownership of primary residence, it is clear that a higher proportion of formal households possess a motor vehicle and other real estate properties. Furthermore, the difference is blatant in terms of financial assets, especially for variable-income assets such as shareholding, mutual and investment funds and business partnership. Note also that beyond the difference between formal and informal households, possession of financial assets by households is quite low in general, especially if compared with real assets.

With respect to liabilities, it is also clear that a higher proportion of formal households are indebted in comparison to informal households. The difference is especially important for loans granted by banks, such as debt by bank-issued credit cards, personal loans by banks, other bank credit, and mortgage loans. However, when analyzing the loans granted by retail stores (credit card or personal loans) the difference between formal and informal households is less important. Another interesting pattern is that credit card penetration by retail stores is much larger than for bank-issued credit cards. Clearly, retail stores provide an important

source of financing for both formal and informal households. Finally, although a small proportion of households take loans from family and friends and from pawnshops, these are the only categories of liabilities where informal households have a higher percentage than formal households. These results may evidence that informal households have a greater tendency to search for credit through more informal channels.

Table 3

Proportion of formal and informal households with assets and liabilities
(percent)

Assets	ILO definition		Productive definition		Combined definition	
	Formal	Informal	Formal	Informal	Formal	Informal
Real assets	81.2	72.8	78.8	78.4	79.2	73.1
Motor vehicles	41.3	30.5	42.3	29.0	42.0	26.5
Primary residence	67.2	63.5	65.5	68.4	65.8	66.4
Other real states	12.2	8.1	12.4	9.0	11.6	6.1
Financial assets	14.9	7.4	15.8	6.6	15.4	5.9
Fixed-income assets	11.1	6.5	11.7	5.7	11.6	5.9
Savings account	10.1	6.5	10.5	5.5	10.2	5.8
Retirement savings plan	3.2	0.4	3.0	0.9	3.3	0.5
Term deposit	1.6	0.4	1.6	0.3	1.8	4.0
Variable-income assets	5.7	1.2	6.1	0.9	5.8	0.0
Shareholding	2.8	0.5	3.0	0.1	2.8	0.0
Mutual and investment funds	3.5	1.1	4.4	0.4	4.2	0.3
Business partnership	1.3	0.4	1.1	0.7	1.1	0.0
Liabilities	Formal	Informal	Formal	Informal	Formal	Informal
Indebted	65.8	51.0	64.5	50.8	67.1	47.4
Bank credit card debt	15.1	6.5	16.2	3.6	16.9	3.9
Personal loans by banks	15.5	9.2	15.3	8.4	15.7	7.2
Other bank credit	8.3	5.5	9.2	3.5	9.0	3.9
Mortgage loans	16.7	6.0	16.8	5.0	17.7	3.9
Retail store credit card debt	56.1	43.6	55.8	43.8	58.4	42.8
Personal loans by retail stores and other financial companies	6.0	4.8	5.7	5.2	5.9	5.0
Credit by credit unions	8.1	4.0	8.2	4.7	9.3	5.6
Car loans	1.9	1.6	2.2	1.6	1.9	1.4
Student loans	4.9	3.1	5.8	1.1	5.4	0.8
Loans by family and friends	1.0	2.9	1.6	1.5	1.3	2.2
Pawnshop credit	0.0	1.1	0.2	0.5	0.1	0.8
Bought on credit	1.4	1.1	1.5	0.7	1.3	60.0
Other debts	3.0	2.4	2.7	2.9	2.6	2.2

Source: 2007 Survey of Household Finances, Central Bank of Chile.

4. Informality and saving behavior

In this subsection we analyze the saving rates of households, discriminating by different percentiles of income and between formal and informal households for 2007. Further, we present data on the percentage of households that inform being able to save or not in the last year, discriminating by formal and informal households. Finally, we present data on households' reported reasons for saving in 2007. The first step is to conceptualize saving since there is a great diversity of definitions, with some preponderance for the standard notion of total family income, net of retirement contributions and health insurance, minus total household expenditures, including durable goods, health expenses and educational expenses. These last three items are suggested as an unconventional form of saving by, among others, Attanasio (1998) and Butelmann and Gallego (2000). Furthermore, Deaton (2005) points out, as a criticism, that usually household surveys collect revenues of young people without their contributions to the pension system and consider the income of retirees as income and not as dissaving. These two effects may contribute to underestimating saving by young people and dissaving by retirees.

Following the above mentioned literature and benefiting from the richness of the EFH, we use the following three definitions for saving:

Definition 1 (*SR1*): Saving is the difference between total household income, net of retirement contributions and health insurance, and consumption expenditures. The saving rate is given by saving divided by total household income. Total household income includes imputed rent of own property or leased property for free. Consumption expenditures include all surveyed expenses.

Definition 2 (*SR2*): Like definition 1 (*SR1*), but excluding pension incomes from total household income and considering spending on education and health as saving, i.e. consumption expenditures exclude education and health spending.

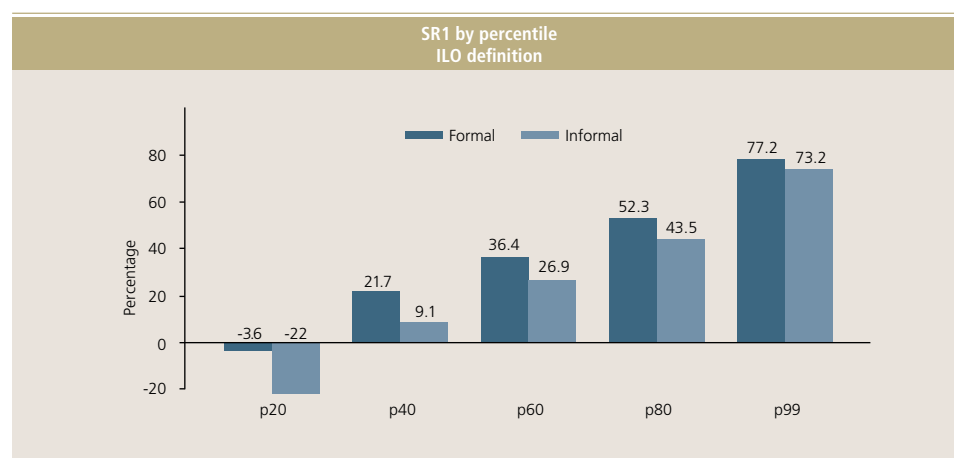
Definition 3 (*SR3*): A binary variable that assumes value 1 if the head of the household answers in the survey that the incomes of the household have been greater than the expenses in the last 12 months (i.e. they have been able to save), and 0 otherwise.

In figure 10 we present the saving rates by income percentile using definition *SR1*, discriminating between formal and informal households according to the ILOD definition for 2007. Two main conclusions are evident. Firstly, for all the different income percentiles, formal households have higher saving rates than informal households. Secondly, saving rates are increasing in the level of income for both formal and informal households, i.e. households with

higher incomes have greater saving rates. These two results are confirmed in figures 11 for the *SR2* definition of the saving rate.^{8,9}

Figure 3

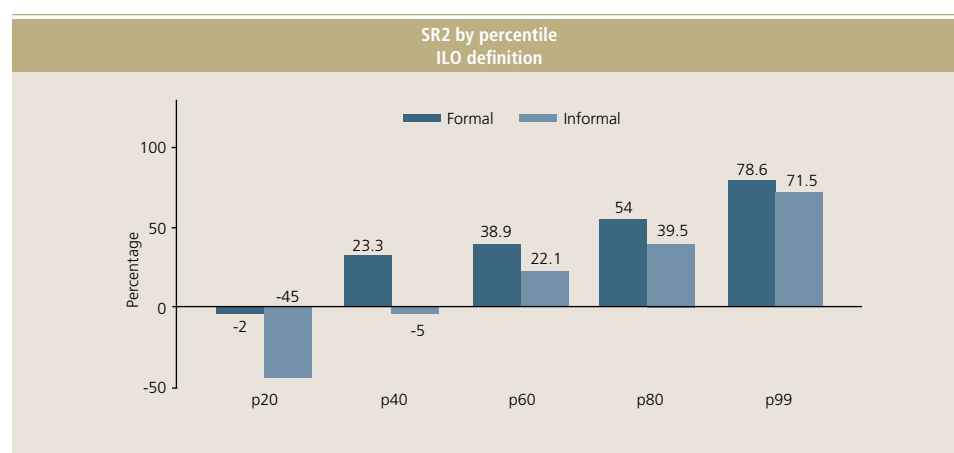
Saving rates *SR1* by income percentile



Source: 2007 Survey of Household Finances, Central Bank of Chile.

Figure 4

Saving rates *SR2* by income percentile



Source: 2007 Survey of Household Finances, Central Bank of Chile.

⁸ We reach the same conclusions using the PD and COMBD definitions of informality, which are not presented due to space considerations, but are available upon request from the authors.

⁹ We reach the same conclusions using two alternative saving definitions to definition 1 (*SR1*), namely as definition 1 (*SR1*), but excluding pension incomes from total household income, and as definition 1 (*SR1*), but considering spending on education and health as saving, i.e. consumption expenditures exclude education and health spending. These results are not presented due to space considerations, but are available upon request from the authors.

Table 4 presents the percentage of households that inform having or not saved in the last year, discriminating between formal and informal households according to the different informality definitions. Note that these are the results for the *SR3* definition of saving. Similarly to the results for the other definitions of saving, we find that the percentage of formal households that save is greater than the percentage of informal households that save for all three definitions of informality. Equivalently, we find that the percentage of formal households that do not save is lower than the percentage of informal households that have not saved in the last year.

Table 4

Share of households that inform having or not saved in the last year

(percent)

	ILOD		PD		COMBD	
	Formal	Informal	Formal	Informal	Formal	Informal
Did not save	64.2	77.7	66.3	77.0	64.8	79.7
Saved	35.8	22.3	33.7	23.0	35.2	20.3

Source: 2007 Survey of Household Finances, Central Bank of Chile.

Notes: ILOD: ILO definition; PD: productive definition; COMBD: combined definition.

In table 5, we present the reported motives for saving, distinguishing between formal and informal households according to the three different informality definitions used in this paper. Note that the data is presented as a percentage of households, including those households that do not report saving for any reason, and that households could respond one or more motive, i.e. the different motives are not mutually exclusive. The primary reason for saving for both formal and informal households is the precautionary motive. Note, however, that a larger proportion of formal households report this reason when compared with informal households. This result can be somehow counter-intuitive if we assume that informal households have less stability in their employments and a larger variation in their income streams, and would, thus, have more incentives for precautionary saving. Another interesting result is that a larger proportion of informal households than formal households state that they save for retirement. This is an intuitive result if we consider that the informality definitions imply that informal workers are less covered by contributory retirement plans than formal workers. Note also that there is no other motive for saving for which informal households report a higher percentage than formal households (an exception with mixed results is the health and education reason). Further, it is interesting to note that a larger proportion of formal households than informal households report saving in order to reduce debt. This may be an intuitive result if we consider that, in general and from table 4, a smaller proportion of informal households are indebted.

Table 5

Households' reported motive for saving (as percentage of households)

Reported reason	ILOD		PD		COMBD	
	Formal	Informal	Formal	Informal	Formal	Informal
Precautionary	24.1	17.9	22.2	20.3	23.4	18.0
Retirement	7.7	10.4	8.2	10.8	7.7	12.7
Durable goods	9.5	8.1	9.3	9.4	9.1	8.2
Health and education	8.8	7.4	8.3	11.3	7.9	9.7
Inheritance	0.7	1.1	0.9	0.5	0.8	0.7
Save	9.4	6.8	9.2	6.7	9.4	6.3
Reduce debt	6.3	3.4	5.6	4.3	5.8	3.3
Other	8.3	5.2	8.7	5.6	8.6	6.3

Source: 2007 Survey of Household Finances, Central Bank of Chile.

Notes: ILOD: ILO definition; PD: productive definition; COMBD: combined definition.

III. DATA, METHODOLOGY AND RESULTS

1. Data and variables

As was discussed in the last section, we use data from the Survey of Household Finances conducted by the Central Bank of Chile. In this section, we present the results for 2007, which covered 3,828 urban households from the whole country. However, we have considered only those households with at least one member employed and have included only pure households where all members are either formal or informal, i.e. we exclude households that have some members that are formal and others that are informal. Thus, our sample is reduced to between 2,533 and 1,740 urban households, depending on the saving rate variable used (*SR1*, *SR2* and *SR3*) and informality definition (ILOD, PD and COMBD).

The variables that are used in the regression analysis are the saving rates *SR1*, *SR2*, and *SR3* that were defined in the last section. In terms of the informality dummy variables, we have *infILOD*, *infPD* and *infCOMBD* that are constructed using the ILOD, PD and COMBD definitions, respectively. In addition, we have the *dprecsav* variable that is a dummy variable indicating a household that declares having saved during the last year due to precautionary motives. *dretsav* is a dummy variable capturing those households that have saved during the last year for retirement motives. The variable *ddurgoodsav* captures households that have saved in order to buy durable goods and *ddebtreducsav* capture those households that have saved to repay loans. In addition, for each of these dummy variables, we create new interaction variables with the informality variable, namely *infprec*, *infret*, *infdurgood* and *infdebt*. For example, *infprec* captures the effect on the saving rate of those households that save for precautionary reasons and are informal.

On top of these variables, we constructed several variables that have been used in the surveyed literature in section I and whose descriptive statistics are presented in table 6.¹⁰ Note that the descriptive statistics of these variables correspond to the ILOD definition of informality. The average age of household heads (*age*) was 48 years and the average number of household members with revenues (*minc*) was 1.67 persons. The *mincsq* variable indicates the square of the number of people in the household with income. The *empspo* variable indicates the percentage of households in which the household head has a spouse or live-in partner who works. We find that 22% of households with at least one worker are in this situation. To control for dependency rates, two variables were constructed: i) *mchild* to define the number of members under 18 years of age for each household and ii) *melderly* to identify the number of family members over 65. The averages were 0.83 and 0.23 per household, respectively. With regard to the gender of the household head, 65% are males. For the educational level of the household head, four indicator variables were developed: i) *primary* to define primary education level, ii) *secondary* to define secondary education level, iii) *tertoruniv* to define college or tertiary education level, and iv) *postgraduate* to define postgraduate education level, with the following prevalence rates: 27%, 43%, 19% and 11%, respectively. Further, we constructed a categorical variable indicating households for which the household head is retired (*hhretired*), obtaining that 11% of households have a pensioner as household head.

Finally, the variable indicating that a household head owns a bank account (*bankacc*) shows an average of 18%. This variable is important because the Modigliani conceptual framework assumes that financial markets operate properly. However, in reality that is not the case and, thus, it is important to control for households that do not have proper access to credit markets and may have difficulties in smoothing their consumption over their lifetime. A binary variable was constructed to indicate whether the household owns at least one durable good, i.e. a car, a house or other property (*durgood*). This variable shows that 79% of households have at least one durable good. In addition, we have the *thincome* variable that measures the household's total monthly income expressed in millions of constant Chilean pesos of 2007 and the *thincomesq* variable that is the square of household's total monthly income, which is supposed to capture non-linearities in the relationship with the saving rate.¹¹

10 In the appendix, we include a table showing all the variable names in English as translated from their original names in Spanish as they appear in the EFH survey.

11 In the regression analysis, we obtained similar results when using, instead of the level of income, an indicator variable that captures the relative position of households in the income distribution. The reason for this robustness test is that, as Sandoval-Hernandez (2010) points out, household income levels and educational levels are strongly correlated, which may imply the risk of facing multicollinearity. The results, which are not presented due to space considerations, are available upon request from the authors.

Table 6

Descriptive statistics of variables used in regression analysis

Descriptive Statistics (ILO definition)
Only formal and informal households

Variable	Label	Mean	St. dev.	Median	10th percentile	90th percentile
<i>SR1</i>	Savings rate (definition 1)	0.11	1.04	0.26	-0.39	0.60
<i>SR2</i>	Savings rate (definition 2)	0.06	1.19	0.25	-0.57	0.61
<i>SR3</i>	Dummy variable (0 not save, 1 save)-(definition 3)	0.20	0.40	0.00	0.00	1.00
<i>inflLOD</i>	Dummy variable (0 Formal household; 1 Informal household)	0.34	0.47	0.00	0.00	1.00
<i>age</i>	Age of household head	48	13	47	30	66
<i>agesq</i>	Age squared of the household head	2,443	1,343	2,209	900	4,356
<i>thincome</i>	Total household income (in millions of pesos)	0.791	3.226	0.420	0.181	1.260
<i>thincomesq</i>	Squared total household income (in millions of pesos)	11.03	348.80	0.18	0.03	1.59
<i>thincome2</i>	Total household income without pensions (in millions of pesos)	0.733	3.205	0.380	0.155	1.153
<i>thincomesq2</i>	Squared total household income w/o pensions (in millions of pesos)	10.81	342.16	0.14	0.02	1.33
<i>minc</i>	Number of household members with income	1.67	0.79	2.00	1.00	3.00
<i>mincsq</i>	Square of number of household members with income	3.40	3.46	4.00	1.00	9.00
<i>empspo</i>	Spouse or live-in partner who is employed	0.22	0.41	0.00	0.00	1.00
<i>mchild</i>	Number of children at home	0.83	0.96	1.00	0.00	2.00
<i>melderly</i>	Number of elderly at home	0.23	0.54	0.00	0.00	1.00
<i>primary</i>	Head of household with primary education	0.27	0.44	0.00	0.00	1.00
<i>secondary</i>	Head of household with secondary education	0.43	0.49	0.00	0.00	1.00
<i>tertoruniv</i>	Head of household with tertiary or university education	0.19	0.39	0.00	0.00	1.00
<i>graduate</i>	Head of household with graduate education	0.11	0.32	0.00	0.00	1.00
<i>bankacc</i>	Head of household who has current account	0.18	0.39	0.00	0.00	1.00
<i>gender</i>	Gender of household head	0.65	0.48	1.00	0.00	1.00
<i>durgood</i>	Home with durable goods	0.79	0.40	1.00	0.00	1.00
<i>hhretired</i>	Head of household is retired	0.11	0.32	0.00	0.00	1.00
<i>dprecav</i>	Dummy precautionary saving	0.22	0.41	0.00	0.00	1.00
<i>dretsav</i>	Dummy retirement saving	0.09	0.28	0.00	0.00	0.00
<i>ddurgoodsav</i>	Dummy saving durable goods	0.09	0.29	0.00	0.00	0.00
<i>ddebtreducav</i>	Dummy savings debt reduction	0.05	0.22	0.00	0.00	0.00
<i>infret</i>	Interaction dummy retirement saving and informality	0.04	0.19	0.00	0.00	0.00
<i>infprec</i>	Interaction dummy precautionary saving and informality	0.06	0.24	0.00	0.00	0.00
<i>infdurgood</i>	Interaction dummy durable goods saving and informality	0.03	0.16	0.00	0.00	0.00
<i>infdebt</i>	Interaction dummy saving debt reduction and informality	0.01	0.11	0.00	0.00	0.00

Source: 2007 Survey of Household Finances, Central Bank of Chile.

2. Empirical methodology

The objective of this section is to determine whether households of informal workers have a different saving behavior relative to households with formal workers. Additionally, the relationship between saving and the main determinants commonly cited in the literature is also analyzed. The empirical strategy follows a cross-section regression analysis by using both ordinary least squares and probit estimation models. It is important to clarify that the estimates are made on a population of households containing only formal workers or only informal workers according to each of the three possible informality definitions (ILOD, PD and COMBD). In other words, in addition to discarding those households that have no member that works, we also remove those households that have some members that are formal and others that are informal. In this way, we are comparing the saving behavior of purely formal households with purely informal households.

Ordinary least squares regression analysis

We perform the regression analysis for each of the two saving rate definitions as the dependent variable (*SR1* and *SR2*). Further, for each saving rate definition, we test the three different informality dummy variables, namely the ILOD, PD and COMBD informality definitions. Further, following Butelmann and Gallego (2000), we remove the extreme percentiles 1st and 99th for each alternative definition of saving rates in order to ensure an adequate empirical treatment since household surveys typically have a high dispersion of data by the presence of outliers, which tend to strongly bias the estimation results.

Concretely, we estimate the following equation by ordinary least squares, weighting with the expansion factors given to each household in the EFH and with robust standard errors for heteroscedasticity:¹²

$$SR_i = \alpha_0 + \alpha_1 inf_i + \alpha_2 age_i + \alpha_3 agesq_i + \alpha_4 thincome_i + \alpha_5 thincomesq_i + \alpha_6 minc_i + \alpha_7 mincsq_i + \alpha_8 empspo_i + \alpha_9 mchild_i + \alpha_{10} melderly_i + \alpha_{11} secondary_i + \alpha_{12} tertoruniv_i + \alpha_{13} postgraduate_i + \alpha_{16} bankacc_i + \alpha_{17} gender_i + \alpha_{18} durgood_i + \alpha_{19} hhretired_i + \alpha_{20} Dprecsav_i + \alpha_{21} Dretsav_i + \alpha_{22} Ddurgoodsav_i + \alpha_{23} Ddebtredusav_i + \alpha_{24} infprec_i + \alpha_{25} infret_i + \alpha_{26} infdurgood_i + \alpha_{27} infdebt_i + \epsilon_i$$

where the i subscript represents household i , SR_i is the saving rate variable, inf_i is the informality dummy variable, and the other variables are the ones described in subsection III.1. Note that this model is estimated using two different dependent variables, namely the *SR1* and the *SR2* definitions of saving rate. Further, it is estimated using the three different independent variables regarding the informality variable, namely the ILOD, the PD and the COMBD definitions of informality. Thus, the model is estimated in total for six different combinations of the saving rate variable and the informality dummy variable,

¹² See Madeira (2011) for a discussion of the computation of population weights for the EFH survey and Solon et al. (2013) for the use of population weights in studies about causal effects.

namely: $(SR1;infILOD)$, $(SR1;infPD)$, $(SR1;infCOMBD)$, $(SR2;infILOD)$, $(SR2;infPD)$, and $(SR2;infCOMBD)$.

Probit regression analysis

In the case of the probit regression we use the saving definition 3 ($SR3$) as the dependent variable. In addition, we use the three different informality dummy variables, namely the $ILOD$, PD and $COMBD$ informality definitions. Note that we are not removing the extreme percentiles as in the OLS regression because the $SR3$ is a dummy variable without the variability of the $SR1$ and $SR2$ variables.

We estimate the following model using a probit regression methodology, correcting the standard errors for heteroskedasticity, but without weighting with the expansion factors given to each household in the EFH as we did in the OLS regression:

$$P[SR3_i=1] = \Phi [\beta_0 + \beta_1 inf_i + \beta_2 age_i + \beta_3 agesq_i + \beta_4 thincome_i + \beta_5 thincomesq_i + \beta_6 minc_i + \beta_7 mincsq_i + \beta_8 empspo_i + \beta_9 mchild_i + \beta_{10} melderly_i + \beta_{11} secondary_i + \beta_{12} tertoruniv_i + \beta_{13} graduate_i + \beta_{14} bankacc_i + \beta_{15} gender_i + \beta_{16} durgood_i + \beta_{17} hhretired_i]$$

Note that, given that there is a non-linear relationship between the dependent variable and its determinants, Φ is the standard normal cumulative distribution function corresponding to the probit methodology. Also, estimating this equation means that we are estimating the probability that the dependent variable $SR3$ is equal to 1, i.e. that a household saved in the last year, conditional on the other independent variables. Further, we have not included the dummy variables $dprecisavi$, $dretsavi$, $ddurgoodsavi$, $ddebtreducsavi$, $infpreci$, $infreti$, $infdurgoodi$, and $infdebt$ because these variables and the dependent variable $SR5$ are constructed from the same survey questions.

3. Results

OLS regression results

Tables 7, 8 and 9 present the estimation results for each of the two definitions of saving rates and for each of the three definitions of informality for the year 2007.^{13,14} It should be noted that the size of the linear coefficients of determination (R^2) varies between 0.245 and 0.284. This means that between 28.4% and 24.5% of the saving rates' variability is explained by the dependent

¹³ We reached similar conclusions when using two alternative saving definitions to definition 1 ($SR1$), namely as definition 1 ($SR1$), but excluding pension incomes from total household income, and as definition 1 ($SR1$), but considering spending on education and health as saving, i.e. consumption expenditures excludes education and health spending. The results, which are not presented due to space considerations, are available upon request from the authors.

¹⁴ We reached similar conclusions when using the 2008, 2009 and 2010 surveys. The results, which are not presented due to space considerations, are available upon request from the authors.

variables included in the regressions, so the specification of the equations appears to be correct in terms of the results.

Table 7 presents the estimation results for each of the two definitions of saving with the ILOD definition of informality. In the model using the saving rate definition 1 (*SR1*), the dummy variable indicating households that have informal workers (*infILOD*) yields a coefficient of -0.124 , which turns out to be significant at the 1% level. Further, for the *SR2* definition, the informal household coefficient (*infILOD*) is -0.201 and is significant at the 1% level. These results imply that informal households according to the ILOD definition save between 12.4 and 20.1 percentage points less than formal households.

In table 8, where the PD definition of informality is used for the two saving regressions, we find similar results. We get coefficient values of -0.167 and -0.257 for the *SR1* and *SR2* definitions of saving, respectively, all with a statistical significance level of 1%. Accordingly, for the PD definition of informality, informal households save between 16.7 and 25.7 percentage points less than formal households. Finally, in table 9 for the COMBD informality definition, the informality dummy coefficient has the values -0.228 and -0.332 for the saving definitions *SR1* and *SR2*, respectively, and in all four cases with significance levels of 1%. These results imply that for the COMBD definition of informality, informal households save between 22.8 and 33.2 percentage points less than formal households. Concluding, for all two definitions of saving rate and all three informality definitions, informal households have a lower saving rate than formal households. Note also that the negative relationship found between households' saving rates and informal workers may also be indicating, particularly in the ILOD definition of informality, that there might not be any trade-off between pension saving and voluntary household saving. This result is in contrast to the one obtained by Butelmann and Gallego (2000).

Regarding the dummy variables for the stated motives of saving and the corresponding interaction variables, we find that the variable *infprec* is positive and significant, meaning that informal households that indicate that they save for precautionary motives save between 13.6 and 32.4 percentage points more than other households. When comparing the size of these coefficients with the size of the coefficients of the informality variables *infILOD*, *infPD* and *infCOMBD*, we reach the conclusion that informal households that save for precautionary motives have saving rates similar to formal households. Note also that the *dprecsav* is insignificant in all specifications, meaning that formal households that state that they save for precautionary motives do not have significantly different saving rates than the rest of formal households. In addition, there is some evidence that the *infdurgood* variable is positive and significant, meaning that informal households that save for buying a durable good have between 19.8 and 23.6 percentage points higher saving rates than the rest of informal households. Further, there is also some evidence that informal households that save for retirement (*infret*) have between 16.3 and 20 percentage points higher saving rates than the other informal households. Note that both the *ddurgoodsav* and *dretsav* variables are insignificant, which implies that formal households that save for either of these motives do not have

significantly different saving rates than the other formal households. Finally, the other indicator variables capturing the motive of reducing debt (*ddebtreducsav* and *infdebtred*) are insignificant.

With regard to the variables that relate to the life cycle hypothesis, age and age squared of the household head, for most of the different specifications we get negative —and significant— values for the age variable, and positive and significant values for the age squared variable. Note that these results imply that the age profile of saving rates presents a U shape, instead of the expected inverted-U shape. This result is in line with the findings of Butelmann and Gallego (2000) for the Chilean economy, as well as of Sandoval-Hernandez (2010) for the Mexican economy. One possible explanation for this finding focuses on different saving preference structures between generations.

For all the regression equations, we find a positive relationship between the household's income variable *thincome* and the rates of household saving, i.e. households with higher incomes save more. These results are in line with Harris et al. (2002), Sandoval-Hernandez (2010) and Beckman et al. (2013), among others. Further, we included the square of the income variable (*thincomesq*), which is negative and significant, meaning that there is an inverted-U relationship between income and the saving rate. In addition, the number of household members with incomes (*minc*) has a significant and positive relationship in most of the estimates, also in line with the results commonly seen in the literature, such as in Sandoval-Hernandez (2010). Further, the square of the number of members with income (*mincsq*) is mostly negative and significant, meaning that there is an inverted-U relationship between *minc* and the saving rates. Further, households headed by men seem to save between 14.4 and 8.96 percentage points more than those in which the head is a woman, which is in line with Attanasio (1998) and Sandoval-Hernandez (2010). To control for household dependency ratio, two variables are introduced: *mchild* and *melderly*. *mchild* shows a negative and statistically significant relationship in all econometric specifications as in Xiao (1996), Harris et al. (2002), and Sandoval-Hernandez (2010). In terms of the *melderly* variable, a negative relationship is found, but it is only statistically significant for the saving rate definition 2 (*SR2*).

In most studies, the educational level has shown to be an important determinant of household saving, with a positive sign. In our study, education is insignificant for most specifications. This result, however, should be taken with caution because the household income level and the educational level are strongly correlated, which may imply the risk of facing multicollinearity (Sandoval-Hernandez, 2010). In order to capture the effect of households not restricted to credit, a dummy variable, *bankacc*, indicating household heads that have a bank account, is defined. In most specifications, this variable is insignificant. For the variable capturing households that own durable goods, we find highly significant results in all three specifications with the same positive sign as most studies (Attanasio, 1998; Butelmann and Gallego, 2000; Harris et al., 2002; Sandoval-Hernandez, 2010). This result may be explained by taking into account that most durable goods are bought on credit, which implies that households need to save more in order to repay the loan.

The variable *hhretired* shows a statistically significant relationship in almost all cases, but the sign of the coefficient varies depending on the definition of saving that is used. While for the saving definition 1 (*SR1*), the sign is positive, for the saving definition 2 (*SR2*), it is negative. This apparently contradictory result may be justified by taking into account that saving definition 2 (*SR2*) considers retirement income as dissaving.

Table 7

Saving rates regressions with ILOD definition of informality

Dependent variable: saving rate	(1)		(2)	
<i>inflLOD</i>	-0.124***	(-3.25)	-0.201***	(-4.74)
<i>age</i>	-0.0101**	(-2.12)	-0.0156***	(-2.64)
<i>agesq</i>	0.000	(1.53)	0.000133**	(2.19)
<i>thincome</i>	0.206***	(10.58)		
<i>thincomesq</i>	-0.00719***	(-9.35)		
<i>minc</i>	0.317***	(4.59)	0.167**	(2.04)
<i>mincsq</i>	-0.0470***	(-3.55)	-0.0249	(-1.41)
<i>empspo</i>	-0.021	(-0.58)	0.0323	(0.74)
<i>mchild</i>	-0.0833***	(-4.40)	-0.056***	(-2.63)
<i>melderly</i>	-0.032	(-1.43)	-0.0976***	(-3.18)
<i>secondary</i>	-0.040	(-1.11)	-0.00283	(-0.07)
<i>tertoruniv</i>	-0.017	(-0.41)	-0.0216	(-0.39)
<i>graduate</i>	-0.007	(-0.15)	-0.0541	(-0.90)
<i>bankacc</i>	-0.0964***	(-2.60)	-0.0562	(-1.50)
<i>gender</i>	0.0998***	(3.11)	0.144***	(3.92)
<i>durgood</i>	0.141***	(4.01)	0.249***	(5.07)
<i>hhretired</i>	0.169***	(4.95)	-0.0849	(-1.48)
<i>dretsav</i>	-0.064	(-1.47)	0.00322	(0.08)
<i>infret</i>	0.101	(1.15)	-0.0402	(-0.44)
<i>dprecsv</i>	0.007	(0.26)	-0.0506	(-1.09)
<i>infprec</i>	0.136**	(2.57)	0.193**	(2.56)
<i>ddurgoodsav</i>	-0.093	(-1.41)	-0.0738	(-1.05)
<i>infurgood</i>	0.202**	(2.18)	0.198**	(1.98)
<i>ddebtreducsav</i>	0.032	(0.72)	0.0264	(0.64)
<i>infdebtrd</i>	-0.142	(-1.40)	-0.0918	(-0.94)
<i>thincome2</i>			0.271***	(9.92)
<i>thincome2sq</i>			-0.0095***	(-8.96)
<i>constant</i>	-0.067	(-0.51)	0.0626	-0.41
No. observations	2355		2346	
Adjusted R-squared	0.245		0.251	
F	15.87		17.14	

Source: 2007 Survey of Household Finances, Central Bank of Chile.

(1) Saving rate 1 definition. (2) Saving rate 2 definition.

Econometric methodology: Ordinary least squares with robust standard errors.

t statistics in parentheses.

*** $p < 0.01$ ** $p < 0.05$ * $p < 0.10$.

Table 8

Saving rates regressions with PD definition of informality

Dependent variable: saving rate	(1)		(2)	
<i>infPD</i>	-0.167***	(-3.58)	-0.257***	(-4.93)
<i>age</i>	-0.0127***	(-2.65)	-0.0145***	(-2.59)
<i>agesq</i>	0.0000952*	(1.95)	0.000125**	(2.12)
<i>thincome</i>	0.165***	(8.32)		
<i>thincomesq</i>	-0.00453***	(-5.73)		
<i>minc</i>	0.338***	(5.49)	0.148**	(2.06)
<i>mincsq</i>	-0.0551***	(-4.47)	-0.0215	(-1.43)
<i>empspo</i>	-0.034	(-1.06)	0.0303	(0.8)
<i>mchild</i>	-0.072***	(-4.31)	-0.0513***	(-2.84)
<i>melderly</i>	-0.0201	(-0.90)	-0.0971***	(-3.24)
<i>secondary</i>	-0.057*	(-1.69)	-0.0194	(-0.50)
<i>tertoruniv</i>	-0.0684*	(-1.74)	-0.033	(-0.75)
<i>graduate</i>	-0.0306	(-0.75)	-0.026	(-0.55)
<i>bankacc</i>	-0.0552	(-1.55)	-0.0239	(-0.68)
<i>gender</i>	0.0993***	(3.34)	0.135***	(4.34)
<i>durgood</i>	0.115***	(3.56)	0.216***	(5.34)
<i>hhretired</i>	0.160***	(4.68)	-0.0961*	(-1.75)
<i>dretsav</i>	-0.0551	(-1.02)	-0.0201	(-0.39)
<i>infret2</i>	0.163**	(2.06)	0.0338	(0.36)
<i>dprecav</i>	0.012	(0.48)	-0.015	(-0.52)
<i>infprec2</i>	0.106	(1.6)	0.198***	(2.8)
<i>ddurgoodsav</i>	0.00798	(0.24)	0.0174	(0.52)
<i>infdurogood2</i>	-0.108	(-0.62)	-0.0538	(-0.31)
<i>ddebtreducsav</i>	0.0377	(0.96)	0.0472	(1.54)
<i>infdebtreducsav</i>	-0.0401	(-0.33)	0.00266	(0.02)
<i>thincome2</i>			0.203***	(7.94)
<i>thincomesq2</i>			-0.00557***	(-5.47)
<i>_cons</i>	0.0421	(0.31)	0.113	(0.75)
No. observations	2533		2527	
Adjusted R-squared	0.25		0.254	
F	15.36		17.84	

Source: 2007 Survey of Household Finances, Central Bank of Chile.

(1) Saving rate 1 definition. (2) Saving rate 2 definition.

Econometric methodology: Ordinary least squares with robust standard errors.

t statistics in parentheses.

***p<0.01 ** p<0.05 * p<0.10.



Table 9

Saving rates regressions with COMBD definition of informality

Dependent variable: saving rate	(1)		(2)	
<i>infCOMBD</i>	-0.228***	(-3.70)	-0.332***	(-5.03)
<i>age</i>	-0.00662	(-1.09)	-0.0152**	(-2.09)
<i>agesq</i>	0.0000465	(0.77)	0.000143*	(1.87)
<i>thincome</i>	0.198***	(9.75)		
<i>thincomesq</i>	-0.00704***	(-8.86)		
<i>minc</i>	0.228***	(2.96)	0.0214	(0.23)
<i>mincsq</i>	-0.0319**	(-2.08)	0.00554	(0.26)
<i>empspo</i>	0.0393	(1.04)	0.123***	(2.84)
<i>mchild</i>	-0.0634***	(-4.35)	-0.0286*	(-1.67)
<i>melderly</i>	-0.00468	(-0.18)	-0.0755**	(-2.00)
<i>secondary</i>	-0.0732*	(-1.81)	-0.0533	(-1.17)
<i>tertoruniv</i>	-0.0527	(-1.11)	-0.0772	(-1.16)
<i>graduate</i>	-0.0444	(-0.91)	-0.0586	(-1.09)
<i>bankacc</i>	-0.0802*	(-1.79)	-0.0353	(-0.77)
<i>gender</i>	0.0896**	(2.57)	0.120***	(2.96)
<i>durgood</i>	0.166***	(4.15)	0.276***	(4.9)
<i>hhretired</i>	0.171***	(4.48)	-0.108	(-1.59)
<i>dretsav</i>	-0.0693	(-1.38)	0.0047	(0.11)
<i>infret3</i>	0.200**	(2.41)	0.00904	(0.09)
<i>dprecav</i>	0.00759	(0.24)	-0.0633	(-1.17)
<i>infprec3</i>	0.219***	(2.91)	0.324***	(3.31)
<i>ddurgoodsav</i>	-0.0439	(-0.94)	-0.0116	(-0.25)
<i>infdurgood3</i>	0.236**	(1.97)	0.219*	(1.7)
<i>ddebtreducsav</i>	0.0366	(0.71)	0.0345	(0.8)
<i>infdebtreducsav</i>	-0.0775	(-0.50)	-0.0493	(-0.36)
<i>thincome2</i>			0.239***	(9.64)
<i>thincomesq2</i>			-0.00858***	(-8.65)
<i>Constant</i>	-0.0766	(-0.47)	0.178	(0.93)
No. observations	1742		1740	
Adjusted R-squared	0.261		0.284	
F	15.6		17.22	

Source: 2007 Survey of Household Finances, Central Bank of Chile.

(1) Saving rate 1 definition. (2) Saving rate 2 definition.

Econometric methodology: Ordinary least squares with robust standard errors.

t statistics in parentheses.

*** $p < 0.01$ ** $p < 0.05$ * $p < 0.10$.

Probit regression results

The estimation results for the probit regression analysis for the year 2007 are presented in table 10. For the variables indicating households that belong to informal households, we find negative and significant results at the 1% level for the ILOD definition of informality (*infILOD*) and at the 10% level for the COMBD definition of informality (*infCOMBD*). In terms of the marginal effects for these estimations given the average value of the other independent variables, we obtain that households with informal workers have between 9.13% and 8.31% lower probability of saving than households with only formal workers.¹⁵ Using the PD definition, we do not find that the variable *infPD* is significant.¹⁶

Table 10

Dependent variable: saving rate (definition 3)	(1)		(2)		(3)	
<i>infILOD</i>	-0.254***	(0.0814)				
<i>age</i>	-0.0353**	(0.0173)	-0.0194	(0.0164)	-0.0252	(0.0209)
<i>agesq</i>	0.000224	(0.000184)	0.000111	(0.000175)	0.000119	(0.000224)
<i>thincome</i>	0.305***	(0.0502)	0.114***	(0.0348)	0.305***	(0.0578)
<i>thincomesq</i>	-0.0163***	(0.00298)	-0.00359**	(0.00165)	-0.0162***	(0.00332)
<i>minc</i>	0.0797	(0.176)	0.0504	(0.158)	0.238	(0.219)
<i>mincsq</i>	-0.0411	(0.0361)	-0.0333	(0.031)	-0.0754	(0.0471)
<i>empspo</i>	0.0553	(0.0892)	0.0911	(0.0834)	-0.00135	(0.107)
<i>mchild</i>	-0.235***	(0.0383)	-0.210***	(0.0358)	-0.257***	(0.0452)
<i>melderly</i>	-0.0072	(0.0842)	0.00933	(0.0787)	-0.00227	(0.104)
<i>secondary</i>	-0.137	(0.107)	-0.0625	(0.107)	-0.0572	(0.131)
<i>tertoruniv</i>	0.0198	(0.123)	0.139	(0.122)	0.0221	(0.154)
<i>graduate</i>	0.0473	(0.135)	0.317**	(0.131)	0.169	(0.163)
<i>bankacc</i>	0.245***	(0.0911)	0.310***	(0.0841)	0.262**	(0.105)
<i>gender</i>	-0.0757	(0.0713)	-0.0178	(0.0682)	-0.128	(0.0835)
<i>durgood</i>	0.514***	(0.0986)	0.522***	(0.0952)	0.475***	(0.114)
<i>hhretired</i>	0.0863	(0.136)	-0.00954	(0.128)	-0.0342	(0.168)
<i>infPD</i>			-0.163	(0.105)		
<i>infCOMBD</i>					-0.229*	(0.13)
Constant	0.382	(0.449)	-0.165	(0.423)	0.029	(0.549)
No. observations	1550		1672		1137	
Pseudo R-squared	0.136		0.117		0.149	

Source: 2007 Survey of Household Finances. Central Bank of Chile.

Econometric methodology: probit. Standard errors in parentheses.

¹⁵ The calculations of the marginal effects are not presented due to space considerations but are available upon request from the authors.

¹⁶ We also estimate the probit model using sample weights (the "pw" sample weight comando in Stata). The *infILOD* coefficient continues being significant but at the 5% level, the *infPD* coefficient continues being insignificant and the *infCOMBD* becomes insignificant. However, as Angrist and Pischke (2009) claim, it is not clear that using sample weights is a better estimation strategy. These results are not presented due to space considerations but are available upon request from the authors.

For the income variables *thincome* and *thincomesq*, we find similar results to the OLS results from last section. Household income and the probability of saving appear to have an inverted-U relationship, which means that the probability of saving is increasing to household income but at a decreasing rate. In the case of the age variables (*age* and *agesq*), we only find that it is significant at the 5% level for the ILOD definition but not for the other definitions, which means that we cannot establish a clear pattern for age and saving. For the household dependency ratio *mchild*, we find that households with children have a significantly lower probability of saving at the 1% level for all three informality definitions. In addition, we find a positive—and significant at the 1% level—relationship between the probability of saving and the variable *bankacc*, i.e. household heads that have a bank account. Note that this relationship was insignificant in the OLS estimations. The possession of durable goods (*durgood*) is positively and significantly related at the 1% level to the probability of saving. Note that we have not included the dummy variables that capture the motives for saving and their interaction with the informality variables because these variables and the dependent variable *SR3* are constructed from the same survey questions.

IV. CONCLUSIONS

The purpose of this paper is to compare the saving behavior of formal and informal workers. Further, we provide a socioeconomic and financial characterization for these workers. We use the Survey of Household Finances conducted by the Central Bank of Chile in 2007 and have between 2,533 and 1,740 observations of urban households from Chile, depending on the saving definition and the informality definition that is used. For the saving variable we have used three different definitions and for the informality variable we have also used three different definitions. In terms of the cross-section estimation methodology, we have used an OLS model and a probit model. Furthermore, we did robustness checks using data for 2008, 2009 and 2010.

The regression results tend to indicate that informal households save less than formal households. Although this conclusion is robust to most specifications, there are some results that indicate a non-significant difference. We also find evidence that those informal households that in the survey questionnaire declare saving for precautionary motives have higher saving rates than the other informal households. In addition, we find evidence that those informal households that declare saving in order to buy durable goods or for retirement also have higher saving rates. Further, the estimation results for the other determinants of saving are in line with the literature on saving, the most relevant determinant being the income level. In addition, the descriptive data indicate that informal workers seem to have less access to financial services and possess less financial assets and liabilities.

Putting forward some tentative explanations for the differential in the saving behavior between informal and formal households, one possible explanation is that informal households are less risk averse than formal households. Thus,

they prefer to consume a higher proportion of their income and have lower saving rates than formal households. It might be that informal households are more used to having short-term temporary jobs and a more unstable income stream than formal households. Thus, this experience of living in a more volatile environment may end up influencing their risk aversion preferences. Note that our results do not support the hypothesis that informal households have higher saving rates than formal households due to precautionary saving given the higher variability of the income stream of informal households. We find, however, support that the saving rates of informal households that state that they save for precautionary motives is higher than in the rest of informal households.

Regarding policy implications, it seems that combating informality may have positive consequences on the aggregate saving rate. However, we should be careful with this tentative conclusion as more research is needed, especially in terms of understanding why informal households save less than formal households.



REFERENCES

- Angrist, J.D. and J.S. Pischke (2009). *Mostly Harmless Econometrics: An Empiricist's Companion*. Princeton, NJ: Princeton University Press.
- Attanasio, O. (1998). "A Cohort Analysis of Saving Behavior by U.S. Households." *Journal of Human Resources* 33(3): 575–609.
- Attanasio, O. and M. Székely (1999). "Ahorro de los hogares y distribución del ingreso en México." *Economía Mexicana NUEVA ÉPOCA* 8(2): 267-338.
- Attanasio, O. and M. Székely (2000). "Household Saving in Developing Countries - Inequality, Demographics and All That: How Different are Latin America and South East Asia?" *Research Department Publications* No. 4221, Inter-American Development Bank.
- Beckmann, E., M. Hake and J. Urvová (2013). "Determinants of Households' Savings in Central, Eastern and Southeastern Europe." *Focus on European Economic Integration* 3: 8-29.
- Browning, M. and A. Lusardi (1996). "Household Saving: Micro Theories and Micro Facts." *Journal of Economic Literature* 34(4): 1797–855.
- Butelmann, A. and F. Gallego (2000). "Household Saving in Chile: Microeconomic Evidence." *Economía Chilena* 3(1): 5–24.
- Deaton, A. (2005). "Franco Modigliani and the Life Cycle Theory of Consumption." *Banca Nazionale del Lavoro Quarterly Review* 58(233-234): 91–107.
- Dupas P. and J. Robinson (2013). "Why Don't the Poor Save More? Evidence from Health Savings Experiments." *American Economic Review* 103(4): 1138–71.
- Garganta, S. and L. Gasparini (2015). "The Impact of a Social Program on Labor Informality: The Case of AUH in Argentina." *Journal of Development Economics* 115(July): 99–110.
- Granda, C. and F. Hamann (2015). "Informality, Savings and Wealth Inequality." Borradores de Economía No. 873, Banco de la República de Colombia.
- Gutierrez, M. (2007). "Savings in Latin America after the Mid-1990s. Determinants, Constraints and Policies." Cepal – Serie Macroeconomía del Desarrollo No. 57.
- Harris, M., J. Loundes, and E. Webster (2002). "Determinants of Household Saving in Australia." *Economic Record* 78: 207–23.

International Labour Organization (2002). “Decent Work and the Informal Economy.” International Labour Conference 90th Session, Report IV.

Kanbur, R. (2009). “Conceptualizing Informality: Regulation and Enforcement.” IZA Discussion Papers No. 4186.

Lorenzo, F. and R. Osimani (2001). “Alternativas de Política para Fortalecer el Ahorro de los Hogares de Menores Ingresos: El Caso de Uruguay.” Cepal Serie Financiamiento del Desarrollo No. 110.

Madeira, C. (2011). “Computing Population Weights for the EFH Survey.” Mimeo, Central Bank of Chile, March.

Maloney, W.F. (2004). “Informality Revisited.” *World Development* 32(7): 1159–78.

Maurizio, R. (2012). “Labour Informality in Latin America: The Case of Argentina, Chile, Brazil and Peru.” Brooks World Poverty Institute Working Paper No. 165.

Ogbuabor, J.E., V.A. Malaolu and I.C. Mba (2013). “Informality and Domestic Savings in Nigeria: Lessons from Time Series Analysis.” *International Journal of Development and Economic Sustainability* 1(3): 24–32.

Perticara, M. and P. Celhay (2010). “Informalidad Laboral y Políticas Públicas en Chile.” Ilades-Georgetown University Working Papers No. 257, Ilades-Georgetown University, Universidad Alberto Hurtado, Chile /School of Economics and Business.

Pérez-Monteiro M., P. Cavalcante-Ferreira and L. Radusweski-Quintal (2014). “The Latin American Saving Gap.” Working Paper Anais do XL Encontro Nacional de Economia.

Reinhardt, N. (2008). “The Conundrum of Low Saving Rates in Latin America.” *Development Policy Review* 26(6): 727-744.

Sandoval-Hernandez, J. (2010). “Household Saving Behavior in México: Evidence from Cross-Sectional Analysis and Synthetic Panels.” Mimeo, University of California.

Solon, G., S. Haider, and J. Wooldridge (2013). “What Are We Weighting For?” NBER Working Papers No. 18859.

Tornarolli, L., D. Battistón, L. Gasparini, and P. Gluzmann (2014). “Exploring Trends in Labor Informality in Latin America, 1990-2010.” CEDLAS Documento de Trabajo No. 159.

Xiao, J. (1996). “Effects of Family Income and Life Cycle Stages on Financial Asset Ownership.” Association for Financial Counseling and Planning Education.



APPENDIX A

Translation of variable names in English to original names in Spanish as they appear in the EFH survey

Variable	Label	Etiqueta
SR1	Savings rate (definition 1)	Tasa de ahorro (definición 1)
SR2	Savings rate (definition 2)	Tasa de ahorro (definición 2)
SR3	Dummy variable (0 did not save, 1 saved)- (definition 3)	Variable dicotómica (0 no ahorró, 1 ahorró) (definición 3)
inflLOD	Dummy variable (0 Formal household; 1 Informal household)	Tasa de ahorro de hogares informales definición OIT (variable dicotómica)
age	Age of household head	Edad del jefe de hogar
agesq	Age squared of the household head	Edad al cuadrado del jefe de hogar
thincome	Total household income (in millions of pesos)	Ingreso total familiar (en millones de pesos)
thincomesq	Square Total household income (in millions of pesos)	Cuadrado del ingreso total familiar (en millones de pesos)
thincome2	Total household income w/o pensions (in millions of pesos)	Ingreso total del hogar sin contabilizar ingresos de pensiones (en millones de pesos)
thincomesq2	Square Total household income without pensions (in millions of pesos)	Cuadrado del ingreso total del hogar sin contabilizar ingresos de pensiones (en millones de pesos)
minc	Number of household members with income	Número de miembros del hogar con ingresos
mincsq	Square of number of household members with income	Cuadrado del número de miembros del hogar con ingresos
empspo	Spouse or live-in partner who is employed	Esposo(a) o conviviente que está empleado
mchild	Number of children at home	Número de niños en el hogar (menores de 18 años)
melderly	Number of elderly at home	Número de personas mayores en el hogar (mayores de 65 años)
primary	Primary education	Educación básica
secondary	Secondary education	Educación media
tertoruniv	Tertiary or university education	Educación superior o universitaria
graduate	Graduate education	Educación de postgrado
bankacc	Head of household who has current account	Jefe de hogar que posee cuenta corriente
gender	Gender of household head	Género del jefe de hogar
durgood	Home with durable goods	Hogar que posee bienes durables
hhretired	Head of household who is retired	Jefe de hogar jubilado o retirado
dprecsav	dummy precautionary saving	Variable indicadora de hogar que declara ahorro precautorio
dretsav	dummy retirement saving	Variable indicadora de hogar que declara ahorro para el retiro
ddurgoodsav	dummy saving durable goods	Variable indicadora de hogar que declara ahorro para compra de bienes durables
ddebtreducsav	dummy saving debt reduction	Variable indicadora de hogar que declara ahorro para reducir deuda
infret	interaction dummy retirement saving and informality	Variable de interacción entre dummy ahorro para el retiro y dummy hogar informal
infprec	interaction dummy precautionary saving and informality	Variable de interacción entre dummy ahorro precautorio y dummy hogar informal
infdurgood	interaction dummy durable goods saving and informality	Variable de interacción entre dummy ahorro para compra de bienes durables y dummy hogar informal
infdebt	interaction dummy saving debt reduction and informality	Variable de interacción entre dummy ahorro para reducción de deuda y dummy hogar informal



DESVIACIONES DE LA PARIDAD CUBIERTA DE TASAS DE INTERÉS: EXPERIENCIA INTERNACIONAL Y EL CASO DE CHILE*

Catalina Morales L.**
Rodrigo Vergara M.**

I. PARIDAD CUBIERTA DE TASAS DE INTERÉS, 2004-2017

Uno de los principios mejor establecidos en finanzas internacionales es la paridad cubierta de tasas de interés (PCI), el cual indica la igualdad entre las tasas de interés nacional e internacional, una vez que se ha cubierto el riesgo cambiario. Es relativamente sencillo argumentar por qué la PCI debería constituir una verdad empírica, ya que de lo contrario se podría generar una ganancia segura endeudándose a la tasa más baja y prestando a la más alta. Pese a esto, el principio de paridad cubierta de tasas de interés se rompió durante la crisis financiera del año 2008 y la desviación ha persistido en los años posteriores, siendo particularmente significativa desde mediados del 2014. Esto se ha convertido en un verdadero enigma en finanzas internacionales. ¿Cómo puede existir una posibilidad de ganancia sin riesgo y no ser aprovechada? ¿Por qué no se ha generado el arbitraje?

La PCI fue violada inicialmente durante la crisis financiera global del año 2008, período en el cual los intermediarios financieros se encontraban bajo un alto grado de estrés. En dicho escenario, el que la PCI no se cumpliera no parecía inusual. Sin embargo, lo llamativo de la situación actual es que es un período de relativa calma en el cual la paridad cubierta de tasas de interés no se está cumpliendo (Shin, 2016).

Para medir la desviación de la paridad cubierta de tasas de interés, comúnmente se utiliza el denominado *cross-currency basis* (CCB), que mide la diferencia entre el valor de la tasa Libor (*London InterBank Offered Rate*) y la tasa de interés implícita en el precio de los *FX swap*¹. Si el CCB es distinto de cero, significa que la tasa de interés del mercado local no es coherente con la tasa de interés del mercado internacional ajustada por el tipo de cambio², lo que constituiría una clara oportunidad de arbitraje. En la medida en que esta oportunidad es explotada, deberíamos observar una convergencia a cero del CCB.

* Agradecemos a Luis Felipe Alarcón, a Luis Óscar Herrera y a un árbitro anónimo por sus comentarios y sugerencias en el desarrollo de este trabajo. Errores u omisiones son de exclusiva responsabilidad de los autores.

** Centro de Estudios Públicos (CEP Chile). E-mails: cmorales@cepchile.cl; rvergara@cepchile.cl.

1 Un *FX swap* es un contrato financiero en el cual se compra o vende una moneda, con el compromiso de revertir la operación con otra moneda, a un precio o tipo de cambio determinado.

2 Nótese que estamos hablando de un tipo de cambio futuro cierto, por cuanto se puede adquirir en el mercado de derivados.

Formalmente, el CCB (respecto del dólar) se define de la siguiente forma:

$$\left(1 + i_{t,t+n}^*\right)^n = (1 + i_{t,t+n} + x_{t,t+n})^n \frac{S_t}{F_{t,t+n}} \quad (1)$$

donde $i_{t,t+n}^*$ es la tasa de interés en dólares a n años plazo (comúnmente se utiliza la Libor), $i_{t,t+n}$ es la tasa de interés en moneda extranjera a n años plazo, S_t y $F_{t,t+n}$ son el tipo de cambio *spot* y *forward*, respectivamente y $x_{t,t+n}$ denota el CCB a n años plazo.

Diversos autores han mostrado que el CCB se alejó del cero durante la crisis financiera del año 2008 y el período posterior a ella, para las principales monedas del mundo. El cuadro 1 nos muestra este hecho para las diez monedas más líquidas del mundo respecto al dólar³, desde el 2004 hasta el 2017, en los plazos de un año y cinco años⁴.

Cuadro 1

Promedio cross-currency basis, 2004-2017

	1 año				5 años			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(1)	(2)	(3)	(4)
	Promedio	Desv. est.	Mín.	Máx.	Promedio	Desv. est.	Mín.	Máx.
Dólar australiano	9,83	6,79	-37,00	26,50	17,52	10,33	-50,00	48,00
Dólar canadiense	-1,77	10,94	-40,00	38,00	6,53	7,85	-31,00	43,13
Euro	-21,43	21,64	-132,50	3,10	-19,22	17,91	-66,75	3,30
Franco suizo	-19,85	17,15	-81,00	1,50	-24,99	19,58	-66,50	6,00
Libra esterlina	-9,40	13,96	-136,65	6,71	-7,54	11,62	-75,00	7,50
Corona noruega	-21,51	18,79	-144,00	-3,50	-12,78	9,71	-43,00	2,44
Dólar neozelandés	12,38	6,99	-5,50	35,25	20,18	14,14	-5,50	52,00
Corona sueca	-17,70	14,45	-105,00	31,50	-3,75	7,53	-28,50	34,50
Yen	-23,10	20,30	-83,25	12,00	-38,09	32,32	-102,50	34,00
Corona danesa	-44,36	34,57	-185,00	0,25	-33,44	25,97	-85,50	2,90

Fuente: Bloomberg.

Nota: El cuadro muestra estadística descriptiva para las series diarias de CCB entre el 1 de enero de 2004 y el 4 de junio de 2017.

³ Las monedas corresponden al dólar australiano (AUD), dólar canadiense (CAD), franco suizo (CHF), corona danesa (DKK), euro (EUR), libra esterlina (GBP), yen japonés (JPY), corona noruega (NOK), dólar neozelandés (NZD) y corona suiza (SEK).

⁴ Todas las series de CCB usadas en esta sección se obtuvieron directamente de Bloomberg. Específicamente, estas series reflejan la diferencia entre la tasa US Libor y la tasa de interés implícita en dólares al intercambiar moneda extranjera por dólares mediante un swap.

Se aprecia en el cuadro que efectivamente se ha producido una violación de la PCI en todo el período analizado y que el CCB ha resultado ser negativo en promedio, en los plazos tanto de un año como de cinco años para la mayoría de los países analizados⁵. A cinco años plazo, se ven varios países con CCB superiores a 20 puntos base en valor absoluto; algunos como el yen y la corona danesa muestran valores en torno a los 30-40 puntos base, en valor absoluto.

Con un CCB negativo, un arbitrador puede generar ganancia sin riesgo, vendiendo bonos denominados en dólares y comprando bonos denominados en, por ejemplo, francos suizos, cubriéndose del riesgo cambiario a través de un *swap* de monedas. Del cuadro anterior, vemos que el promedio del CCB es positivo solo para el dólar australiano y el dólar neozelandés a uno y cinco años, y para el dólar canadiense a cinco años. En estos casos, los bancos deben realizar la operación inversa a la recién descrita para generar ganancias sin riesgo.

A continuación, se separa el período bajo análisis en tres subperíodos: previo y posterior a la crisis financiera global, y durante dicha crisis. El cuadro 2 muestra los CCB anteriores a la crisis, entre 2004 y 2007⁶.

Cuadro 2
Promedio cross-currency basis, 2004-2007

	1 año				5 años			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(1)	(2)	(3)	(4)
	Promedio	Desv. est.	Mín.	Máx.	Promedio	Desv. est.	Mín.	Máx.
Dólar australiano	5,71	1,39	1,00	10,50	8,71	2,06	4,22	14,10
Dólar canadiense	6,74	3,92	0,10	22,25	8,39	4,87	0,50	16,25
Euro	1,38	2,20	-15,00	3,10	1,49	1,20	-4,50	3,30
Franco suizo	-0,25	1,66	-9,00	1,50	-1,96	0,63	-3,60	0,55
Libra esterlina	-0,62	1,80	-7,05	4,75	0,81	1,26	-3,25	6,25
Corona noruega	-6,01	0,85	-10,00	-3,50	-5,00	0,72	-7,00	-3,75
Dólar neozelandés	4,74	2,07	0,50	11,25	5,44	1,94	0,63	9,75
Corona sueca	-5,88	0,65	-10,50	-4,50	-2,10	0,57	-3,75	0,25
Yen	-1,28	2,16	-6,75	3,00	-0,17	2,60	-5,20	6,20
Corona danesa	-1,95	2,77	-17,00	0,25	-0,26	1,15	-5,25	2,90

Fuente: Bloomberg.

Nota: El cuadro muestra estadística descriptiva para las series diarias de CCB entre el 1 de enero de 2004 y el 31 de diciembre de 2007.

⁵ Si testeamos la significancia estadística de estas desviaciones de la PCI para cada una de las monedas expuestas, encontramos que tanto a uno como a cinco años el CCB es estadísticamente distinto de cero con un 95% de confianza.

⁶ No existe un consenso generalizado en la literatura en cuanto al período específico sobre el cual se extendió la crisis financiera global. En este trabajo determinamos el período de crisis entre los años 2008 y 2010 siguiendo a Belhocine et al. (2016) y a Malliaris y Ziemba (2015), entre otros.

Cuadro 3

Promedio *cross-currency basis*, 2011-2017

	1 año				5 años			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(1)	(2)	(3)	(4)
	Promedio	Desv. est.	Mín.	Máx.	Promedio	Desv. est.	Mín.	Máx.
Dólar australiano	14,69	4,82	5,00	26,50	24,19	5,23	5,30	37,50
Dólar canadiense	-10,14	8,52	-28,50	11,50	2,12	6,26	-10,50	14,00
Euro	-30,38	18,78	-106,64	-0,04	-30,20	14,16	-66,75	0,75
Franco suizo	-29,48	14,28	-81,00	-6,50	-41,01	12,16	-66,50	-14,50
Libra esterlina	-7,51	7,29	-31,20	4,50	-6,10	5,76	-20,25	7,50
Corona noruega	-25,60	16,19	-113,70	-4,50	-13,94	8,79	-39,00	2,44
Dólar neozelandés	16,82	5,40	5,70	35,25	29,82	7,57	18,50	48,00
Corona sueca	-21,73	9,60	-58,00	-6,50	-3,97	7,87	-19,50	22,00
Yen	-36,62	17,72	-83,25	-12,62	-67,09	15,11	-102,50	-37,87
Corona danesa	-57,72	16,88	-107,00	-21,12	-48,94	14,66	-84,80	-18,00

Fuente: Bloomberg.

Nota: El cuadro muestra estadística descriptiva para las series diarias de CCB entre el 3 de enero de 2011 y el 4 de junio de 2017.

Se observa que el CCB es cercano a cero para la mayoría de las monedas analizadas en el período anterior a la crisis. Nunca es superior a diez puntos base en valor absoluto y, en la mayoría de los casos, muy inferior a eso. Además, casi la mitad de los países tienen CCB positivos y la otra mitad, negativos⁷.

En el cuadro 3 se hace el mismo ejercicio, pero para el período poscrisis, esto es, 2011-2017.

Al contrario de lo visto en el cuadro previo, en el tercer cuadro se observa que la desviación de la PCI es muy superior en magnitud luego de la crisis financiera. El CCB promedio es mayor a los 20 puntos base en el 60% de los casos y supera incluso los 40 puntos base en valor absoluto para algunas monedas⁸.

Finalmente, el cuadro 4 muestra el promedio de los CCB para los años de la crisis financiera (2008-2010). Se puede observar que efectivamente para el período de la crisis se produce un quiebre en la PCI en las monedas analizadas⁹.

⁷ Si testeamos la significancia estadística de estas desviaciones de la PCI para el período señalado, encontramos que son distintas de cero con un 95% de confianza. Sin embargo, como ya fue mencionado, en magnitud son cercanas a cero e inferiores a las observadas en el período completo (cuadro 1) o en otros subperíodos analizados (cuadros 3 y 4).

⁸ Las desviaciones de la PCI para cada una de las monedas expuestas son estadísticamente distintas de cero, tanto a uno como a cinco años, con un 95% de confianza.

⁹ Las desviaciones de la PCI para cada una de las monedas expuestas son estadísticamente distintas de cero, tanto a uno como a cinco años, con un 95% de confianza.



Cuadro 4

Promedio *cross-currency basis*, 2008-2010

	1 año				5 años			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(1)	(2)	(3)	(4)
	Promedio	Desv. est.	Mín.	Máx.	Promedio	Desv. est.	Mín.	Máx.
Dólar australiano	-1,37	7,74	-37,00	9,00	15,74	14,41	-50,00	48,00
Dólar canadiense	4,11	8,99	-40,00	38,00	13,13	8,38	-31,00	43,13
Euro	-33,10	18,22	-132,50	0,40	-23,70	12,46	-61,05	-0,75
Franco suizo	-23,75	12,71	-76,87	-0,40	-23,29	12,30	-50,00	6,00
Libra esterlina	-24,47	20,07	-136,65	6,71	-21,49	15,24	-75,00	3,82
Corona noruega	-34,53	21,77	-144,00	-7,50	-20,70	10,29	-43,00	-4,75
Dólar neozelandés	12,91	5,71	-5,50	29,00	18,38	16,48	-5,50	52,00
Corona sueca	-26,40	19,95	-105,00	31,50	-5,51	10,69	-28,50	34,50
Yen	-23,88	12,05	-71,00	12,00	-27,74	18,86	-68,00	34,00
Corona danesa	-71,65	34,49	-185,00	-11,00	-43,70	21,88	-85,50	-3,75

Fuente: Bloomberg.

Nota: El cuadro muestra estadística descriptiva para las series diarias de CCB entre el 2 de enero de 2008 y el 31 de diciembre de 2010.

En el período posterior a la crisis, para muchas monedas las desviaciones de la PCI son incluso marginalmente superiores a las observadas durante la crisis, lo que constituye una sorpresa. En efecto, es más fácil entender que haya un quiebre en la PCI durante un período de crisis financiera, en que la situación de tensión que se vivía haya dificultado los arbitrajes. Por ejemplo, es posible que ciertos agentes no se hayan podido endeudar en cierta moneda, lo que les impidió producir el arbitraje de tasas de interés.

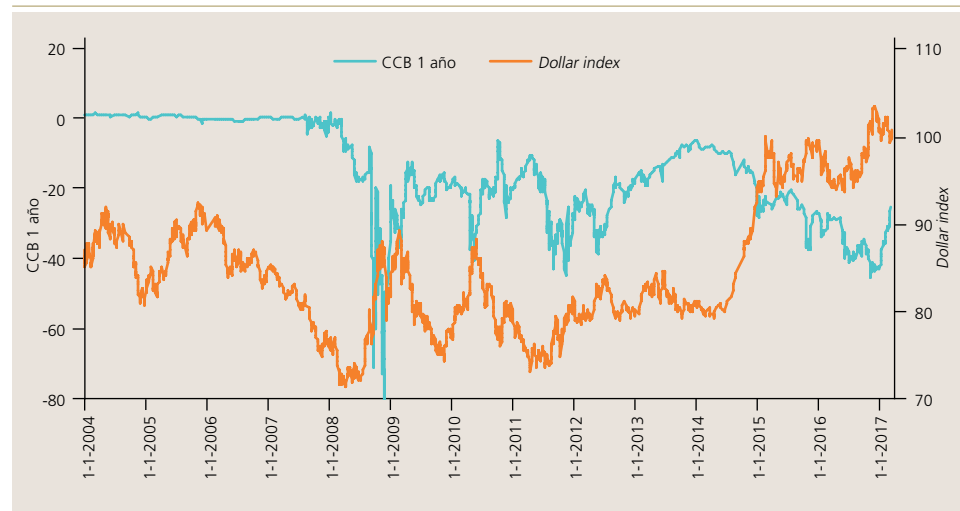
Hay un cuerpo de literatura más reciente que ha intentado dar algunas explicaciones a la violación de la PCI en tiempos de calma financiera. En el año 2016, Avdihev et al. investigaron la desviación de la PCI a tres meses y a cinco años (en relación con el dólar estadounidense) de las diez monedas más líquidas del mundo, entre los años 2007 y 2015. Encuentran que existe una alta correlación entre el valor del dólar y el CCB. En particular, los autores exponen que, cuando el dólar se fortalece, aumenta la desviación de la paridad cubierta de tasas de interés.

Los gráficos 1 y 2 muestran la relación gráfica entre el CCB y la fortaleza del dólar (medida a través del *dollar index*), a un año y a cinco años, respectivamente. Podemos observar que, tanto a un año como a cinco años, el CCB es el espejo del *dollar index*¹⁰, desde el año 2009 aproximadamente. Observamos que, cuando el dólar se fortalece (*dollar index* sube), el CCB aumenta en valor absoluto (se hace más negativo)¹¹.

10 Índice que mide el valor del dólar estadounidense en relación con una canasta de monedas.

11 La correlación entre el *dollar index* y el CCB a 1 año es de -0,39 para el período completo y de -0,56 para el período comprendido entre el 2009 y el 2017. En el caso del CCB a 5 años, la correlación entre dicha serie y el *dollar index* es de -0,44 para el período completo y de -0,61 para el período 2009-2017.

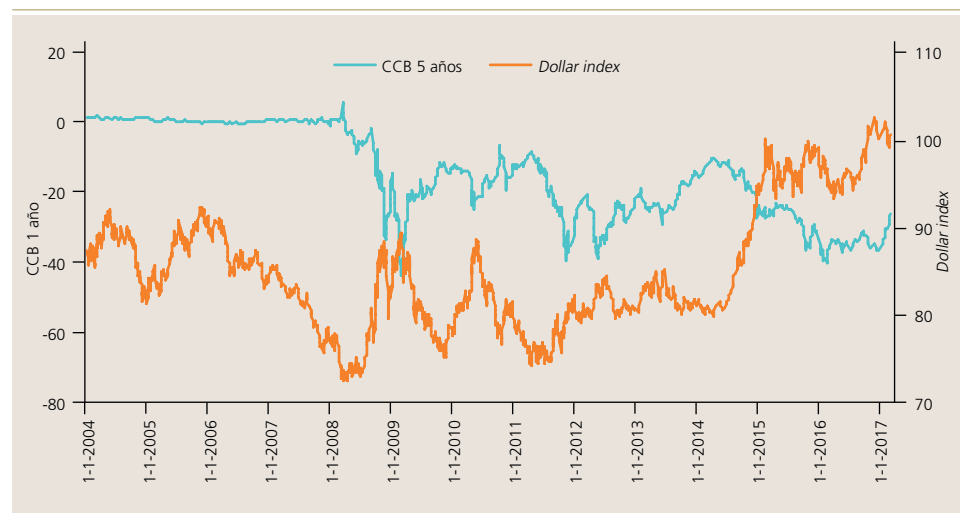
Gráfico 1

Cross-currency basis 1 año (pb) y dollar index

Fuente: Bloomberg.

Nota: La serie *cross currency basis* corresponde al promedio simple del *cross currency basis* diario del dólar canadiense, euro, libra británica, franco suizo, yen y corona sueca respecto del dólar estadounidense.

Gráfico 2

Cross-currency basis 5 años (pb) y dollar index

Fuente: Bloomberg.

Nota: La serie *cross currency basis* corresponde al promedio simple del *cross currency basis* diario del dólar canadiense, euro, libra británica, franco suizo, yen y corona sueca respecto del dólar estadounidense.

La conclusión del estudio de Avdijev et al. (2016), es que un fortalecimiento del dólar se asocia a una mayor desviación de la paridad cubierta de tasas. La razón es que genera un impacto negativo en el balance de los bancos que tienen deudas en dólares, disminuyendo su capacidad de endeudamiento y, por lo tanto, impidiendo aprovechar la oportunidad de arbitraje. En otras palabras, los bancos tienen restricciones cuantitativas para endeudarse en dólares y aprovechar las oportunidades de arbitraje.

Por su parte, Du et al. (2017) estudian la desviación de la PCI en los años posteriores a la crisis financiera. Argumentan que una de las razones que explican este fenómeno es el cambio en la regulación bancaria luego de la crisis financiera, lo cual habría endurecido las restricciones de deuda a los bancos, impidiéndoles arbitrar la desviación de la PCI. Esta explicación, aunque diferente, tiene la similitud con la anterior de que el arbitraje no se produce porque hay restricciones al endeudamiento (de mercado o regulatorias).

Otra línea de investigación se ha dedicado a estudiar la desviación de la PCI durante la pasada crisis financiera. Baba y Packer (2009) estudian el CCB euro-dólar durante la crisis financiera y en qué medida esta es el reflejo de la turbulencia de los mercados financieros mundiales. Los autores encuentran que la diferencia en la percepción del riesgo de contraparte entre las instituciones financieras europeas y americanas fue uno de los factores determinantes en la desviación de la PCI. En particular, encuentran que la diferencia en el *CDS spread*, entre las instituciones financieras europeas y norteamericanas, tiene un efecto positivo y significativo en la desviación de la PCI en el mercado de *FX swaps*.

Por su parte, Coffey et al. (2009) encuentran que las restricciones de capital de los arbitradores fue un factor fundamental en la desviación de la PCI durante la crisis financiera. Asimismo, encuentran que la incertidumbre respecto al riesgo de contraparte también jugaría un rol importante en esta desviación de la PCI.

Por otro lado, Tuckman y Porfirio (2003) argumentan que una de las razones que explican la violación a la PCI sería la diferencia en el riesgo crediticio en las tasas de interés de una moneda en relación con otra. Es decir, el CCB estaría reflejando la diferencia en el riesgo crediticio de la tasa USD Libor y la tasa Libor en otra moneda.

En resumen, la literatura ha demostrado que efectivamente existe una desviación de la PCI para las principales monedas del mundo, producida inicialmente durante la pasada crisis financiera, pero que se ha mantenido hasta hoy. Respecto al porqué de dicho fenómeno, en general se ha desarrollado dos líneas explicativas: la primera tiene relación con el empeoramiento de los balances contables de los bancos sumado a un endurecimiento de la regulación bancaria, lo cual los inhabilitaría para aprovechar la oportunidad de arbitraje. La segunda línea guarda relación con factores de riesgo que en la práctica implican que las tasas de interés no reflejan el verdadero costo del crédito.

En esta explicación, más que una violación de la PCI, el problema es que no capturamos bien la tasa de interés relevante¹².

A continuación analizamos qué ha ocurrido con la PCI en el caso de Chile para el período 2007-2017.

II. EL CASO DE CHILE

Para medir desviaciones de la PCI en Chile, estudios anteriores han utilizado la diferencia entre la tasa de interés *on-shore* y la tasa Libor, diferencia a la que se llama *spread on-shore*. La tasa de interés *on-shore* corresponde a la tasa de interés implícita en el precio de los activos *forward* sobre la base de la tasa de captación *marginal prime*. Cuando la PCI está siendo violada, observamos una diferencia o *spread* entre dicha tasa *on-shore* y la Libor. Si la tasa *on-shore* está sobre la Libor, implica que el comprador de *forwards* está pagando más que la tasa de interés del mercado abierto.

Para obtener la tasa de interés *on-shore*, se utiliza la ecuación de la paridad cubierta de tasas, definida de la siguiente forma:

$$(1 + i_{t,t+n}^*)^n = \frac{S_t}{F_{t,t+n}} (1 + i_{t,t+n})^n \quad (2)$$

donde S_t corresponde al tipo de cambio *spot*, $F_{t,t+n}$ es el tipo de cambio *forward*¹³, $i_{t,t+n}$ es la tasa de captación *marginal prime* en pesos y corresponde a la tasa de interés implícita en el mercado *forward* o tasa de interés *on-shore*. Para obtener la desviación de la PCI o *spread on-shore*, se resta la Libor a la tasa *on-shore*¹⁴.

Como se puede apreciar, la definición del *spread on-shore* es igual a la del CCB, pero con el signo cambiado. Por lo tanto, para hacer comparable la serie del *spread on-shore* con las series de CCB presentadas en la sección anterior, utilizaremos el *spread on-shore* multiplicado por menos uno. De esta forma, el *spread on-shore* quedará definido como el valor de la tasa Libor menos la tasa *on-shore*, análogo a la definición de CCB presentada en la sección anterior.

El gráfico 3 nos muestra cómo ha evolucionado el *spread on-shore* (en puntos base) a tres meses y a un año, entre los años 2007-2017¹⁵.

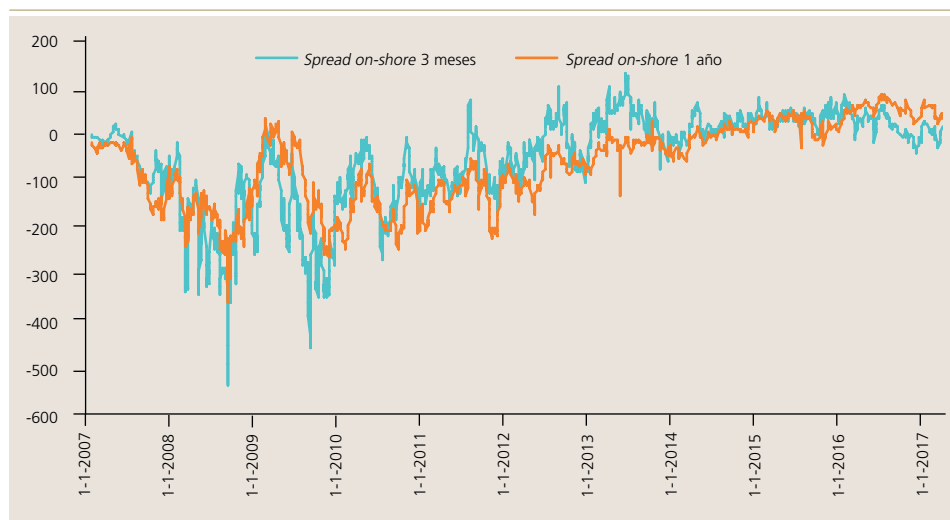
¹² En estricto rigor, la hipótesis del endeudamiento también puede verse como un problema de la tasa de interés relevante, en cuanto el arbitrador (banco) no consigue financiamiento a la tasa de mercado.

¹³ Un *forward* es un contrato de compra o venta de una divisa específica en una fecha futura, a un tipo de cambio determinado.

¹⁴ Las series de *spread on-shore* utilizadas en esta sección provienen directamente de las bases de datos públicas del Banco Central de Chile.

¹⁵ Se utiliza la serie diaria del *spread on-shore* entre 14/02/2007 y 17/04/2017. No fue posible abarcar el mismo período que en la sección anterior porque la disponibilidad de datos para el *spread on-shore* comienza en el año 2007.

Gráfico 3

Spread on-shore a 3 meses y 1 año

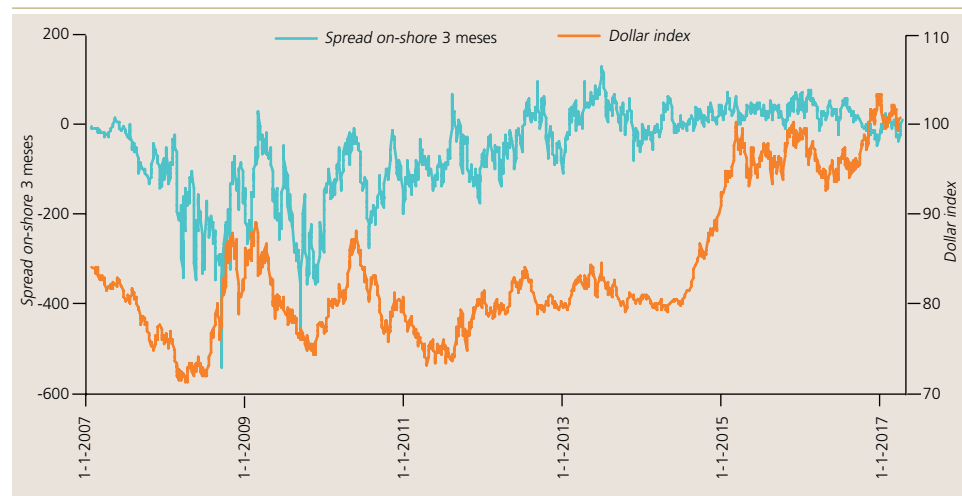
Fuente: Elaboración propia sobre la base del Banco Central de Chile.

Observamos que el *spread on-shore* fue negativo hasta el 2013-2014, pasando a terreno levemente positivo en ese entonces y oscilando cerca del cero en los últimos años, comparativamente hablando. Ambas series alcanzan su máximo en el 2009, con valores superiores a 500 y 300 puntos base en valor absoluto, para el *spread* a tres meses y a un año, respectivamente. Está claro que en el caso de Chile, y en general en las economías emergentes, las magnitudes han sido significativamente superiores a la de los países desarrollados vistos en la sección anterior. Es posible que esto tenga que ver con mercados financieros menos desarrollados donde quedan abiertas oportunidades de arbitraje.

No obstante, es importante mencionar que desde el año 2011 el *spread on-shore* se ha ido acercando a cero. Es decir, a diferencia del mundo desarrollado, luego de la crisis financiera, el CCB vuelve a niveles normales. Más aún, el promedio del *spread* en el período 2012-2017 es de 8 y -11 puntos base, a tres meses y a un año, respectivamente. El cuadro A1 del apéndice A muestra el promedio del *spread on-shore* para el período 2008-2010 (crisis) y 2011-2017 (poscrisis). Al comparar el panel A y B de dicho cuadro vemos que, a diferencia de lo ocurrido con las monedas presentadas en la sección anterior, el *spread on-shore* disminuye sustancialmente en el período posterior a la crisis.

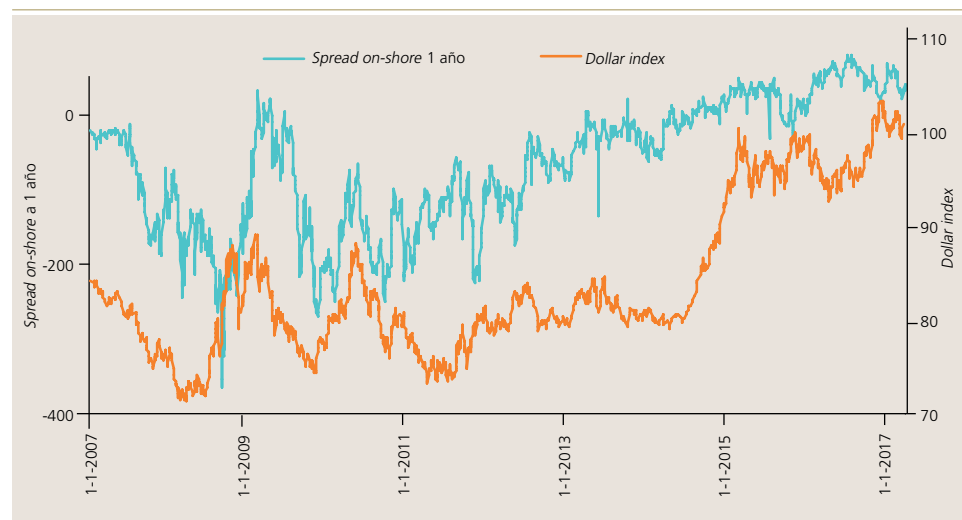
Los gráficos 4 y 5 grafican la relación existente entre el *spread on-shore* a tres meses y a un año y el *dollar index*, respectivamente.

Gráfico 4

Spread on-shore a 3 meses (Pb) y dollar index

Fuente: Elaboración propia sobre la base de Bloomberg y Banco Central de Chile.

Gráfico 5

Spread on-shore a 1 año (Pb) y dollar index

Fuente: Elaboración propia sobre la base de Bloomberg y Banco Central de Chile.

Aunque queda menos claro que en los gráficos de la sección anterior, observamos a priori que en ambos se produce un cierto efecto espejo entre la fortaleza del dólar y el *spread on-shore*. Sin embargo, la correlación entre el *spread on-shore* y el *dollar index* es de 0,54 y 0,72 a tres meses y a un año, respectivamente, lo cual se opone a la evidencia internacional presentada en la sección anterior. No obstante, como ya fue mencionado, la trayectoria del *spread on-shore* después de la crisis no se asemeja a la seguida por las series de CCB presentadas en la sección anterior.

En el apéndice B se presenta una estimación similar a la expuesta por Adijev et al. (2016), que intenta captar el efecto de la fortaleza del dólar en el *spread on-shore* a tres meses y a un año (cuadros B1 y B2), para el período 2007-2017; controlando por factores de riesgo y por el diferencial de tasas de los bonos soberanos de Chile y EE.UU. Podemos observar en ambos cuadros que el tipo de cambio bilateral entre el dólar y el peso chileno afecta negativa y significativamente el *spread on-shore*, mientras que el *dollar index* no presenta un efecto significativo. El efecto del tipo de cambio bilateral es mayor en magnitud y presenta mayor robustez en el caso del *spread on-shore* a un año. Concretamente, observamos que una apreciación del dólar de un 1%, disminuye el *spread on-shore* en 0,9 y 2,3 puntos base a tres meses y a un año, respectivamente. Esto sugiere que la fortaleza del dólar, relativa al peso, se encuentra asociada con un *spread on-shore* más negativo. Sin embargo, tal como argumentan Adijev et al. (2016), dicho efecto podría deberse a un cambio en la demanda por cobertura cambiaria debido a fluctuaciones idiosincráticas del valor de la moneda local respecto del dólar¹⁶.

Siguiendo a Alarcón et al. (2008), se puede argumentar que la tasa externa que efectivamente enfrentan los bancos no es simplemente la tasa Libor, sino que existe un *spread* sobre esta tasa dado principalmente por factores de riesgo como, por ejemplo, el riesgo país. El gráfico 6 muestra la evolución de los CDS (en puntos base) de los bonos soberanos a un año. Podemos observar que el máximo valor de la serie se alcanza en el 2009 con un valor de 200 puntos base aproximadamente. Si comparamos la evolución de esta serie con la del *spread on-shore*, pareciera que el aumento en los CDS no fuera suficiente para explicar las desviaciones de la PCI, ya que en este mismo año el *spread on-shore* a un año supera los 300 puntos base en valor absoluto.

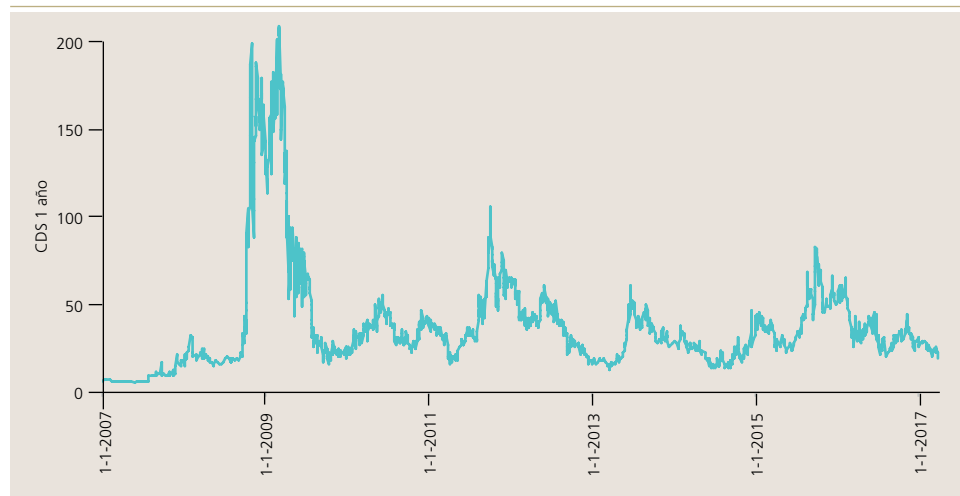
Alarcón et al. (2008) buscan una banda de no arbitraje que incorpore la diferencia entre la tasas de captación y colocación y los impuestos existentes. Encuentran que, a pesar de las grandes fluctuaciones de la tasa *on-shore*, esta es acorde con el marco de bandas propuesto en su período de análisis, en el cual incluyen fricciones del mercado local.

¹⁶ En el apéndice C se presenta la relación gráfica entre el *spread on-shore* y el tipo de cambio bilateral entre el peso chileno y el dólar estadounidense.

Gráfico 6

CDS Bonos soberanos a 1 año

(Puntos base)



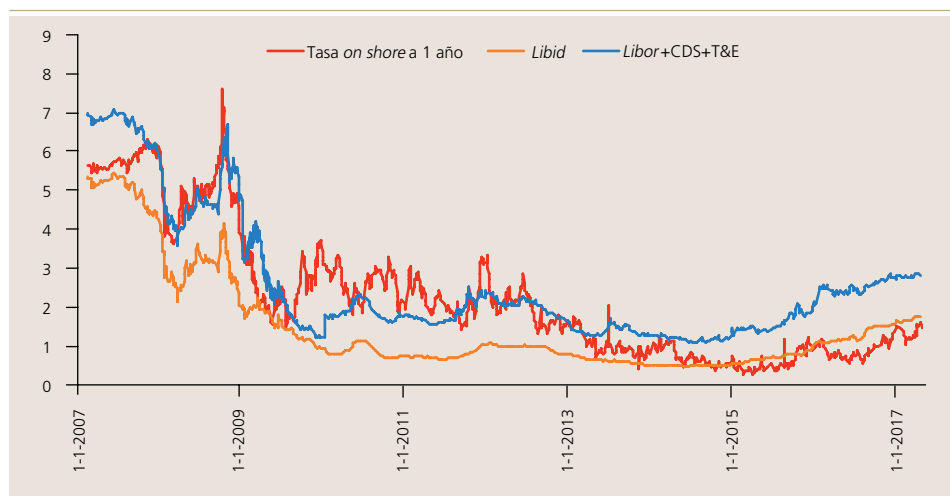
Fuente: Bloomberg.

Siguiendo la metodología de Alarcón et al. (2008), construimos el rango dentro del cual no podría haber arbitraje de tasas de interés, para analizar qué ha ocurrido en el período posterior a la crisis financiera. El rango inferior se encuentra dado por la tasa activa o tasa a la cual los bancos pueden depositar en el mercado internacional, la que será igual a la Libid (*London InterBank Bid Rate*). Por su parte, el rango superior está determinado por la tasa pasiva o la tasa a la cual los bancos se pueden endeudar en el mercado internacional, la que será igual a la Libor más el riesgo país, más el riesgo propio de la institución financiera, más el impuesto de timbres y estampillas. El gráfico 7 muestra la evolución de la tasa *on-shore* y el rango de flotación para el período 2007-2017. Es importante destacar que la cota superior fue construida solo a base de la Libor, el riesgo país y el impuesto de timbres y estampillas, por lo que dicha cota podría ser mayor debido a la existencia de un riesgo bancario por sobre el riesgo país. Podemos observar que la tasa *on-shore* salió significativamente del rango relevante desde fines del 2008, coincidiendo con la crisis financiera global y su mayor impacto en Chile, volviendo a él a finales del año 2012. Desde el año 2015 la tasa ha vuelto a salir del rango, pero esta vez en el sentido contrario y en pequeñas magnitudes. La conclusión para Chile es que, desde el 2012, la tasa *on-shore* ha estado en o cerca de la banda de arbitraje, lo cual implica que se ha dado la PCI.

Gráfico 7

Rango tasa *on-shore* a 1 año

(Porcentaje)



Fuente: Elaboración propia sobre la base de Bloomberg y Banco Central de Chile.

Es interesante notar que, después de un período de volatilidad debido a la crisis, la tasa *on-shore* se mantiene hasta principios del 2013 en torno al techo, e incluso algo por arriba, de la banda de arbitraje. Luego pasa a la parte baja y se mantiene ahí, con vaivenes, hasta la actualidad. Una posible explicación para este fenómeno dice relación con los cambios que se han producido en relación con la visión sobre mercados emergentes durante estos años. Luego de la crisis, y hasta el segundo trimestre del 2013, hubo un aumento en la demanda de activos de países emergentes y sus monedas se mantuvieron estables o se apreciaron, lo que llevó a los fondos de cobertura y a otros inversionistas a apostar por dichos países. Se trató de un período en el que apostar por monedas emergentes como la chilena pagaba¹⁷. En Chile, este tipo de inversionista muchas veces no entra en forma directa comprando activos como bonos o depósitos en pesos, sino que lo hace a través del mercado de NDF (*non-deliverable forwards*). La consecuencia es que en un período de “*risk on*” hay una presión de venta de dólares (o compra de pesos) en el mercado NDF, lo que pone una presión a la baja al premio *forward*, o lo que es lo mismo una presión al alza en la tasa *on shore*.

Luego, cuando viene el “*risk off*”, el peso se deprecia, los inversionistas se salen del mercado NDF y se produce una presión contraria sobre la tasa *on-shore*. Se debe recordar que fue precisamente en mayo del 2013 cuando el entonces presidente de la Reserva Federal, Ben Bernanke, hizo su hoy famoso discurso

17 También denominados períodos de “*risk on*”.

sobre empezar a retirar el estímulo monetario en Estados Unidos. Eso provocó una fuerte alza de las tasas de interés de largo plazo junto a una salida de capitales y depreciaciones en los mercados emergentes¹⁸.

Por último, al realizar el mismo ejercicio anterior, pero calculando la tasa de interés *on-shore* sobre la base de la tasa *swap* CLP a un año, se obtiene algo similar a lo expuesto en el gráfico 7. La tasa *on-shore* traspasa el piso de la banda de no arbitraje desde el año 2013. No es posible realizar un mayor análisis debido a la falta de datos para el tipo de cambio *forward*, especialmente para el período 2007-2012. El mismo problema ocurre al calcular la tasa *on-shore* sobre la base de la tasa *swap* CLP a cinco años. No obstante, al graficar la serie con los datos disponibles, observamos que la tasa *on-shore* a cinco años se ha movido dentro de la banda de no arbitraje desde el año 2015.

III. CONCLUSIONES

Desde la pasada crisis financiera global, las finanzas internacionales se han encontrado con un fenómeno poco habitual: la paridad cubierta de tasas de interés, uno de los principios financieros mejor establecidos ha sido violado. Observando las series de *cross-currency basis* para las diez monedas más liquidas del mundo, vemos que en los años anteriores a la crisis financiera global, estas presentaban en promedio un CCB cercano a cero. Durante la crisis financiera, el CCB se alejó del cero y, curiosamente, se ha mantenido así hasta hoy.

Se ha desarrollado principalmente dos líneas de investigación relativas al porqué de dicho fenómeno. La primera guarda relación con un empeoramiento de los balances contables de los bancos y una regulación bancaria más estricta, lo cual los inhabilitaría para aprovechar la oportunidad de arbitraje. La segunda línea argumenta que son los diferenciales de riesgo de contraparte y crediticio los que estarían explicando esta desviación de la PCI.

Analizando el caso del peso chileno, observamos que también se produjo una desviación de la PCI durante el período de la crisis financiera. Al observar la relación entre el *spread on-shore* y el valor internacional del dólar, vemos que no ocurre lo mismo que con otras monedas del mundo: no se observa una relación clara y concluyente entre la fortaleza del dólar (medida por el *dollar index*) y el *spread on-shore*. En efecto, nuestros resultados sugieren que el efecto de la fortaleza del dólar en el *spread on-shore* se relaciona más con variaciones de demanda por cobertura cambiaria. Más aún, al contrario de la situación de varias monedas del mundo, el *spread on-shore* del peso chileno respecto del dólar (o CCB) se ha ido acercando progresivamente a cero, luego de la crisis y ha oscilado cerca de dicho valor en el último tiempo, tanto a tres meses como a un año. Parece ser que, al menos para nuestra moneda, la paridad cubierta de las tasas de interés ha vuelto a ser una realidad empírica.

18 El episodio se denominó el “*taper tantum*”. Ver Bernanke (2013).



REFERENCIAS

Alarcón, F., D. Calvo y P. Jervis (2008). “Mercado de Cobertura Cambiaria y Tasa de Interés Local en Dólares”. *Economía Chilena* 11(2): 79–88.

Avdjiev, S., W. Du, C. Koch y H.S. Shin (2016). “The Dollar, Bank Leverage and the Deviation from Covered Interest Parity”. BIS Working Paper 592. Disponible en: <http://www.bis.org/publ/work592.pdf>

Baba, N. y F. Packer (2009). “Interpreting Deviations from Covered Interest Parity during the Financial Market Turmoil of 2007–08”. *Journal of Banking and Finance* 33(11): 1953–62.

Belhocine, N., E. Crivelli, E., M.N. Geng y M.J. Wiegand (2016). “Taking Stock of Monetary and Exchange Rate Regimes in Emerging Europe”. International Monetary Fund. Disponible en: <https://www.imf.org/external/pubs/ft/dp/2016/eur1603.pdf>

Bernanke, B.S. (2013). “The Economic Outlook”. Testimonio ante el *Joint Economic Committee*, Congreso de los Estados Unidos y Sistema de la Reserva Federal, Washington DC.

Coffey, N., W.B. Hrungrung y A. Sarkar (2009). “Capital Constraints, Counterparty Risk, and Deviations from Covered Interest Rate Parity”. Federal Reserve Bank of New York Staff Reports 393. Disponible en: https://www.newyorkfed.org/medialibrary/media/research/staff_reports/sr393.pdf

Du, W., A. Tepper y A. Verdelhan (2017). “Deviations from Covered Interest Rate Parity”. *National Bureau of Economic Research*. Disponible en: http://faculty.chicagobooth.edu/workshops/finance/pdf/Verdelhan_Deviations.pdf

Malliaris, A.G y W.T. Ziemba (2015). *The World Scientific Handbook of Futures Markets*, vol. 5. World Scientific.

Shin, H.S. (2016). “Global Liquidity and Procyclicality”. Charla presentada en la Conferencia del Banco Mundial, “*The State of Economics, the State of the World*”, Washington DC.

Tuckman, B. y P. Porfirio (2003). “Interest Rate Parity, Money Market Basis Swaps, and Cross-currency Basis Swaps”. *Fixed Income Liquid Markets Research, Lehman Brothers*, vol. 1. Disponible en: [http://quantlabs.net/academy/download/free_quant_institutional_books_/\[Lehman%20Brothers,%20Tuckman\]%20Interest%20Rate%20Parity,%20Money%20Market%20Basis%20Swaps,%20and%20Cross-Currency%20Basis%20Swaps.pdf](http://quantlabs.net/academy/download/free_quant_institutional_books_/[Lehman%20Brothers,%20Tuckman]%20Interest%20Rate%20Parity,%20Money%20Market%20Basis%20Swaps,%20and%20Cross-Currency%20Basis%20Swaps.pdf)

APÉNDICE A

ESTADÍSTICA DESCRIPTIVA DEL *SPREAD ON-SHORE* POR PERÍODOS

Cuadro A1

	Promedio	Desv. est.	Mín.	Máx.
Panel A: Período 2008-2010				
<i>Spread on-shore</i> a 3 meses	-165,66	93,02	-541,40	26,16
<i>Spread on-shore</i> a 1 año	-146,92	70,93	-366,00	29,24
Panel B: Período 2011-2017				
<i>Spread on-shore</i> a 3 meses	-7,93	55,08	-200,00	126,00
<i>Spread on-shore</i> a 1 año	-32,05	69,74	-226,00	78,54

Fuente: Elaboración propia a base del Banco Central de Chile.
Nota: El panel A del cuadro muestra estadística descriptiva para las series diarias de CCB entre el 2 de enero de 2008 y el 30 de diciembre de 2010. El panel B muestra estadística descriptiva para las series diarias de CCB entre el 3 de enero de 2011 y el 17 de abril de 2017.

APÉNDICE B

ESTIMACIÓN DEL EFECTO DE LA FORTALEZA DEL DÓLAR EN EL *SPREAD ON-SHORE*

Estimación simple del efecto de la fortaleza del dólar sobre el *spread on-shore* a tres meses, en Chile, en el período comprendido entre 14/02/2007 y 17/04/2017:

Cuadro B1

	(1)	(2)	(3)	(4)
ΔTC_t		-0,865*	-0,942**	-0,885*
		(0,435)	(0,471)	(0,499)
$\ln V IX_t$			0,0448	0,0449
			(0,104)	(0,104)
$\Delta \ln V IX_t$			3,492	3,511
			(4,410)	(4,411)
$\Delta(y - y^{US})_t$			-0,0138	-0,0159
			(0,0947)	(0,0949)
$\Delta Dollar_t$	-0,643			-0,213
	(0,559)			(0,615)
N° de observaciones	2,532	2,528	2,386	2,386
R^2	0,001	0,002	0,002	0,002

Errores estándar entre paréntesis. *** p<0,01; ** p<0,05, * p<0,1.

Estimación simple del efecto de la fortaleza del dólar sobre el *spread on-shore* a un año, en Chile, en el período comprendido entre el 14/02/2007 y 17/04/2017:

Cuadro B2

País	(1)	(2)	(3)	(4)
ΔTC_t		-2,018***	-2,233***	-2,295***
		(0,282)	(0,306)	(0,324)
$\ln V IX_t$			0,0343	0,0342
			(0,0673)	(0,0673)
$\Delta \ln V IX_t$			4,344	4,323
			(2,865)	(2,866)
$\Delta(y - y^{US})_t$			0,0301	0,0324
			(0,0615)	(0,0616)
$\Delta Dollar_t$	-0,746**			0,228
	(0,365)			(0,400)
N° de observaciones	2,532	2,528	2,386	2,386
R^2	0,002	0,020	0,022	0,022

Errores estándar entre paréntesis. *** p<0,01; ** p<0,05, * p<0,1.

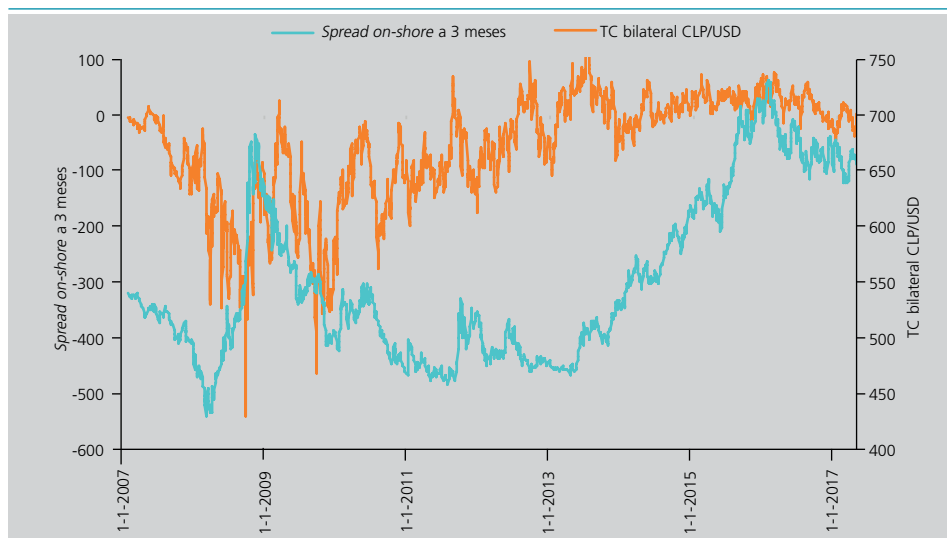
Donde ΔTC_t es el cambio porcentual en el tipo de cambio bilateral CLP/USD entre t y $t-1$ (diario), $\ln VIX_t$ es el logaritmo natural del índice VIX en el momento t , $\Delta \ln VIX_t$ es el cambio en el logaritmo natural del índice VIX entre t y $t-1$ (diario), $\Delta(y - y^{US})_t$ es el cambio en el *spread* entre la tasa de interés de los bonos soberanos de Chile y EE.UU. a 10 años, entre t y $t-1$ (diario); y $\Delta Dollar_t$ es el cambio porcentual en el *dollar index* entre t y $t-1$ (diario).

APÉNDICE C

SPREAD ON-SHORE Y TIPO DE CAMBIO BILATERAL

Gráfico C1

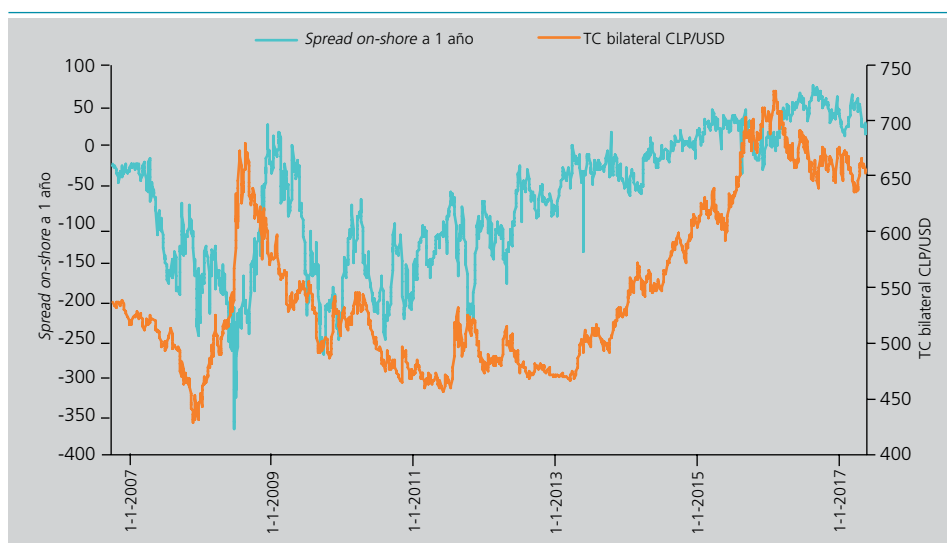
Spread on-shore a 3 meses (pb) y tipo de cambio



Fuente: Elaboración propia sobre la base de Bloomberg y Banco Central de Chile.

Gráfico C2

Spread on-shore a 3 meses (Pb) y tipo de cambio



Fuente: Elaboración propia sobre la base de Bloomberg y Banco Central de Chile.



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.

EXPOSICIÓN INTERNACIONAL DE LA BANCA EN CHILE: CARACTERÍSTICAS Y RIESGOS

Luis Cabezas V.*
Alejandro Jara R.*
Faruk Miguel L.**

I. INTRODUCCIÓN

Tras la Crisis Financiera Global (CFG), la actividad bancaria internacional debió hacer un ajuste severo en respuesta a los cambios regulatorios y de supervisión bancaria que se implementaron en las principales jurisdicciones alrededor del mundo (Cerutti et al., 2017; Avdjiev et al., 2016). Por otra parte, los bancos que enfrentaron restricciones de liquidez durante la CFG recortaron sus préstamos transfronterizos y la actividad de sus filiales (Cetorelli y Goldberg, 2011), lo que a la postre se tradujo en un completo rediseño del modelo de negocios que regía la actividad transfronteriza anterior a la CFG. El impacto neto de estos cambios en las distintas economías receptoras fue diverso. Mientras los flujos bancarios transfronterizos hacia economías avanzadas se redujo en buena parte de ellas, en algunas economías emergentes la presencia de la banca extranjera se expandió (Ehlers y Wooldridge, 2015).

En Chile, al igual que en otras economías de América Latina, la relación de la banca local con la banca internacional se caracterizó por mantenerse relativamente estable frente a los cambios en las condiciones financieras y regulatorias durante la CFG. Esta relativa estabilidad de la actividad bancaria internacional en la región se vio reflejada, por ejemplo, en la dinámica de los flujos bancarios transfronterizos durante la CFG, la que a pesar de disminuir

Se agradecen los comentarios de Rodrigo Cifuentes, de los participantes en el seminario de la División de Estadísticas del Banco Central de Chile y de los editores de Economía Chilena. Las opiniones expresadas en esta nota son de exclusiva responsabilidad de los autores y no representan las del Consejo del Banco Central de Chile.

* Gerencia de Investigación Financiera. E-mails: lcabezas@bcentral.cl; ajara@bcentral.cl

** Gerencia de Información Estadística. E-mail: fmiguel@bcentral.cl

con posterioridad a la crisis (BID, 2012), se recuperó con relativa rapidez y no generó un mayor impacto sobre la actividad local (Kamil y Rai, 2010). Esto se explica en parte porque en Chile, al igual que en el resto de la región, el principal canal de exposición a la banca internacional es a través de la actividad local desarrollada por las subsidiarias de bancos extranjeros, en desmedro de las operaciones transfronterizas (Peek y Rosengreen, 2000; Galindo et al. 2005; FMI, 2010; BID, 2012).

Sin embargo, la presencia de banca extranjera también puede convertirse en una fuente de riesgos, en particular si esta reacciona abruptamente a los cambios en las condiciones financieras. De hecho, los préstamos bancarios transfronterizos se han caracterizado históricamente por ser más volátiles que otras formas de flujos de capitales, debido a su mayor sensibilidad a cambios repentinos en el retorno esperado en el país de origen *vis-à-vis* el retorno del país que los hospeda (BID, 2012; FMI, 2010).

Esta nota analiza la exposición del sistema bancario de Chile a la banca internacional, caracteriza la forma en que esta se materializa y cómo ha evolucionado en el tiempo. Su principal foco es en la relación “pasiva” del sistema bancario local con la banca internacional.¹ Adicionalmente, discute los potenciales riesgos asociados a esta exposición, en particular aquellos derivados de la concentración en el origen de las fuentes de financiamiento y de la presencia de prestamista común. Finalmente, analiza el rol de la concentración en la dinámica de los préstamos y depósitos transfronterizos en un modelo bilateral de gravedad.

En particular, la exposición del sistema bancario chileno a la banca internacional y los riesgos asociados a esta se abordan a partir del análisis descriptivo de una serie de indicadores que combinan información agregada del BIS con información individual de los bancos en Chile, mientras que el rol de la concentración en la dinámica de los préstamos transfronterizos se aborda a partir de una serie de estimaciones de los determinantes de estos flujos bancarios bajo un esquema de panel bilateral. Nuestros resultados muestran que la exposición consolidada de la banca en Chile —la que incluye los activos de la banca extranjera residente— es particularmente alta en comparación con la de otras economías emergentes. A pesar de ello, su financiamiento transfronterizo es bajo en términos del PIB y está concentrado en préstamos y depósitos. En relación con la exposición al riesgo de prestamista común, encontramos que el sistema bancario de México y de Brasil presenta una estructura de financiamiento de la banca a través de préstamos y depósitos transfronterizos relativamente similar a la de Chile. Por otro lado, la concentración —en el país de origen— de préstamos y depósitos transfronterizos de la banca establecida en Chile es relativamente alta bajo

¹ Una tendencia incipiente que ha caracterizado a varias economías emergentes en el último tiempo, incluida la chilena, es la mayor relación internacional “activa”. Esta mayor exposición activa se ha materializado a través de una mayor tenencia de instrumentos financieros internacionales (préstamos y depósitos), y a través de una mayor participación en la propiedad de bancos en el exterior por parte de la banca local.



distintas métricas. Sin embargo, nuestras estimaciones muestran que esta concentración en el origen se relaciona en forma inversa al volumen bilateral de préstamos y depósitos.

En lo que sigue, esta nota se organiza de la siguiente forma. La sección II describe las distintas formas en que el sistema bancario está expuesto a la banca internacional. La sección III analiza el riesgo de concentración en el origen y el riesgo de prestamista común. La sección IV presenta un breve análisis de los determinantes de los préstamos bancarios transfronterizos. Finalmente, la sección V concluye.

II. EXPOSICIÓN A LA BANCA INTERNACIONAL

1. Los datos

La principal fuente de información que utilizamos en nuestro análisis corresponde a las estadísticas bancarias internacionales (IBS) que un conjunto de países reporta trimestralmente al Banco de Pagos Internacionales o BIS por su sigla en inglés. Esta información contiene las denominadas “Estadísticas Bancarias Territoriales” (LBS) y las “Estadísticas Bancarias Consolidadas” (CBS).

Las LBS capturan los flujos de activos y pasivos transfronterizos que las distintas jurisdicciones realizan bajo el criterio de residencia del país reportante, de manera similar a la que registran los flujos de capitales en las estadísticas de Balanza de Pagos. Las CBS, en cambio, miden los activos consolidados a escala internacional de los bancos establecidos en el país reportante, incluyendo la actividad realizada por las filiales en el extranjero, y excluyendo las posiciones entre las mismas instituciones (BIS, 2013).² En ambas estadísticas es posible desagregar las posiciones reportadas de muchas formas, como la consideración del país de la contraparte, la moneda, el sector de la contraparte, y el tipo de instrumentos, entre otros criterios.

Para el análisis individual de la exposición a la banca internacional se utiliza la información contenida en el formulario C17 de la Superintendencia de Bancos e Instituciones Financieras (SBIF). Esta información es la misma que alimenta las estadísticas agregadas del BIS, pero nos permite contar con la exposición a nivel individual por banco.³ Adicionalmente, combinamos esta información con la de balance de los bancos en Chile provista por la SBIF (SBIF, 2009), data

² Las IBS datan desde 1964; sin embargo Chile reporta información en ambas estadísticas solo a partir del 2002. A la fecha, existen 46 países reportantes en las estadísticas LBS, y 31 países reportantes para las CBS. En ambos casos, con este número de economías reportantes al BIS es posible capturar más del 90% de los flujos transfronterizos (BIS, 2016).

³ La información contenida en el archivo C17 está estandarizada bajo las normas contables IFRS y es coherente con otras fuentes de información bancaria, lo que garantiza coherencia con otros productos estadísticos como la posición de inversión internacional de la balanza de pagos.

macrofinanciera del Banco Central de Chile e información macroeconómica del Banco Mundial y del Fondo Monetario Internacional.

2. Exposición consolidada

La presencia de la banca extranjera en el sistema financiero local se puede medir tanto a partir de la actividad realizada localmente por los bancos de propiedad extranjera (subsidiarias o filiales de bancos extranjeros), como por la actividad transfronteriza. El cuadro 1 muestra los activos consolidados brutos que los bancos extranjeros tienen en cada país como porcentaje del PIB, incluyendo la actividad tanto transfronteriza como local. Como se puede observar, la presencia de la banca extranjera en Chile al año 2015 alcanza casi al 50% del PIB, superior a la que se observa en economías emergentes de Asia y América Latina, e incluso superior a la de varias economías avanzadas.

Cuadro 1

Presencia de la banca extranjera

Partidas contables (UM)	Activos totales (% PIB)			Activos locales (% activos totales)		
	2007	2011	2015	2007	2011	2015
Chile	46,3	50,5	51,0	59,7	57,9	62,8
Australia	62,2	36,1	34,5	58,3	50,9	44,8
Canadá	25,9	22,3	24,4	49,9	49,0	32,8
Estados Unidos	42,4	35,6	29,4	56,0	60,5	58,6
Japón	17,0	13,6	17,6	49,9	49,3	48,9
Reino Unido	134,1	110,0	87,9	30,9	38,8	48,7
Corea del Sur	31,3	25,7	17,4	46,8	43,2	45,6
India	15,8	14,1	11,9	38,9	34,7	39,0
Indonesia	13,8	12,7	15,8	26,0	30,7	26,0
Malasia	53,8	48,5	47,5	59,2	65,1	59,4
Tailandia	20,1	22,3	32,2	65,3	63,5	68,6
Argentina	11,2	8,5	7,3	45,4	56,2	61,9
Brasil	21,1	18,8	18,4	67,0	64,0	51,3
Colombia	12,7	11,4	16,6	53,1	59,6	51,6
México	32,3	29,9	31,3	75,9	68,2	65,8
Perú	21,8	24,5	31,3	33,8	35,0	35,0

Fuente: Cálculo de los autores a partir de información de las Estadísticas Bancarias Internacionales Consolidadas del BIS (CBS) y del WEO-FMI.

Nota: Corresponde al total de activos consolidados brutos que los países que reportan al BIS mantienen sobre las distintas economías. Información sobre la base de contraparte inmediata, considera todas las monedas y todos los sectores. Los "activos totales" corresponden a la suma de activos internacionales en la definición del BIS, es decir corresponde a los activos transfronterizos más los activos domésticos en moneda extranjera, además de los activos locales en moneda local de la banca extranjera residente.

Los cambios regulatorios observados con posterioridad a la CFG en varias jurisdicciones alrededor del mundo en términos de requerimientos de capital y liquidez más restrictivos, redujeron la actividad transfronteriza a nivel global. En Chile se destaca que la presencia de bancos extranjeros mostró alta estabilidad y, en el margen, aumentó. Situación contraria se observó en las economías avanzadas, mientras en el resto de las economías emergentes la situación fue más heterogénea.

En cuanto a la composición de los activos consolidados de bancos extranjeros hacia fines del 2015, en Chile más de 60% de esta presencia se refleja en activos locales, es decir, en la actividad de filiales de bancos extranjeros. El 40% restante corresponde a lo que se denomina “actividad internacional” en las estadísticas consolidadas del BIS, la que incluye tanto la posición transfronteriza como los préstamos locales en moneda extranjera (McGuire y Wooldridge, 2005). En resumen, la importancia relativa de filiales y subsidiarias en Chile supera la observada en la mayoría de las economías desarrolladas y emergentes, con la excepción de economías como Tailandia y México.

3. Exposición transfronteriza

Los flujos de financiamiento transfronterizo de la banca están compuestos por tres tipos de instrumentos: i) préstamos y depósitos, ii) títulos de deuda y iii) otros instrumentos.⁴ Los flujos de financiamiento transfronterizo hacia el sistema bancario chileno, como porcentaje del PIB, han mostrado una tendencia creciente durante el período posterior a la CFG. Situación opuesta muestran los países reportantes al BIS, quienes han experimentado una disminución los últimos años. A pesar de ello, este tipo de financiamiento para el sistema bancario chileno es bajo desde una perspectiva internacional (gráfico 1), situándose en el período entre 2004 y 2015 en torno al 7% del PIB (equivalente también a 7% de los activos bancarios totales).

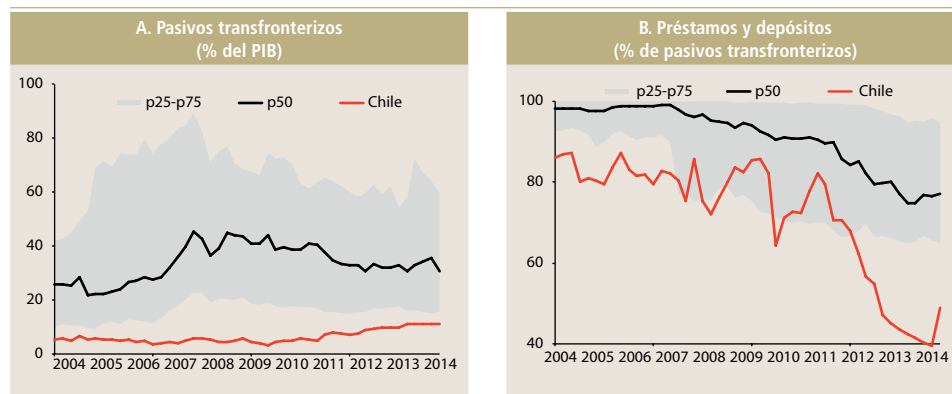
Entre estos flujos de financiamiento, los préstamos y depósitos han sido desde la década del 2000 la mayor fuente de financiamiento transfronterizo de la banca en Chile. Hasta el año 2013 estos instrumentos representaban alrededor de 80% del total del financiamiento (gráfico 1B), situación que ha tendido a revertirse los últimos años. Este fenómeno es común entre las principales economías del mundo. De hecho, más del 75% de las economías reportantes al BIS también poseen a lo menos el 70% de sus fuentes de financiamiento transfronterizo en la forma de préstamos y depósitos bancarios. Sin embargo, durante los últimos años la importancia de los préstamos y depósitos en el financiamiento transfronterizo ha disminuido en forma sostenida.

En Chile, la menor importancia relativa de los préstamos y depósitos transfronterizos se explica por una mayor emisión de bonos, muy probablemente como consecuencia de la mayor liquidez internacional y las condiciones de financiamiento más favorables que han prevalecido durante los últimos años. De acuerdo con Avdjiev et al. (2016), el aumento en la emisión de títulos de deuda internacional ha sido un fenómeno común después de la CFG y responde en buena parte a la mayor sensibilidad de estos flujos de capitales a las tasas de interés de Estados Unidos.

4 Esta categoría corresponde principalmente a derivados; ver BIS (2015) para más detalles.

Gráfico 1

Pasivos transfronterizos y composición



Fuente: Cálculo de los autores a partir de información de LBS- BPI y WEO-FMI.

Nota: Los paneles A y B consideran información de pasivos reportada por las LBS del BIS agregada por la residencia de la contraparte. Se consideran todos los sectores de la contraparte para todos los instrumentos (panel A) y préstamos y depósitos (panel B). Por otra parte, el PIB corresponde a este reportado por el WEO-FMI. El área sombreada corresponde al rango intercuartil de la distribución de los países reportantes al BPI, excluyendo los centros *off-shore*.

III. RIESGOS DE CONCENTRACIÓN Y DE PRESTAMISTA COMÚN

Las operaciones de filiales y subsidiarias de bancos extranjeros tienden a ser más estables que la actividad transfronteriza debido a que son financiadas principalmente por fuentes locales (BID, 2012). La actividad transfronteriza, en cambio, se caracteriza por ser más volátil y, en consecuencia, representar una fuente mayor de riesgo.

En Chile, a pesar de la relativamente baja exposición hacia los flujos bancarios transfronterizos, existen riesgos asociados a la alta concentración en el país de origen de estos flujos y al riesgo de contagio internacional que puede surgir al estar expuestos a prestamistas comunes.

1. Concentración en el país de origen

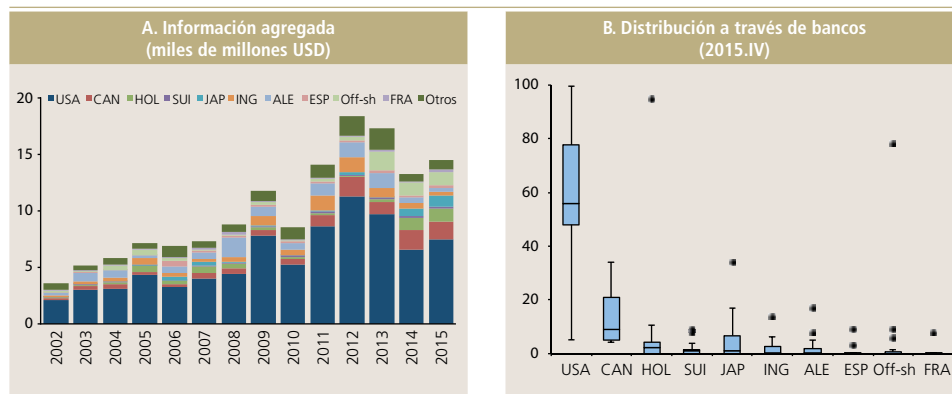
El gráfico 2 muestra el país de origen de los préstamos y depósitos que los bancos internacionales mantienen en la banca local. Estados Unidos es la economía más relevante como país de origen de estos fondos en Chile (gráfico 2A), seguida por Canadá. Destaca la baja relevancia de España como origen de los préstamos y depósitos transfronterizos, lo que contrasta con su alta importancia a nivel consolidado en Chile, producto de la actividad de filiales de bancos cuya casa matriz se encuentra en ese país.⁵

⁵ Al igual que en Chile, en América Latina, España es el país de origen de mayor exposición bancaria consolidada (FMI, 2010; BID, 2012).

Gráfico 2

Préstamos y depósitos transfronterizos

(según país de origen de la contraparte)



Fuente: Cálculo de los autores a partir de información de LBS- BIS, SBIF y Banco Central de Chile.

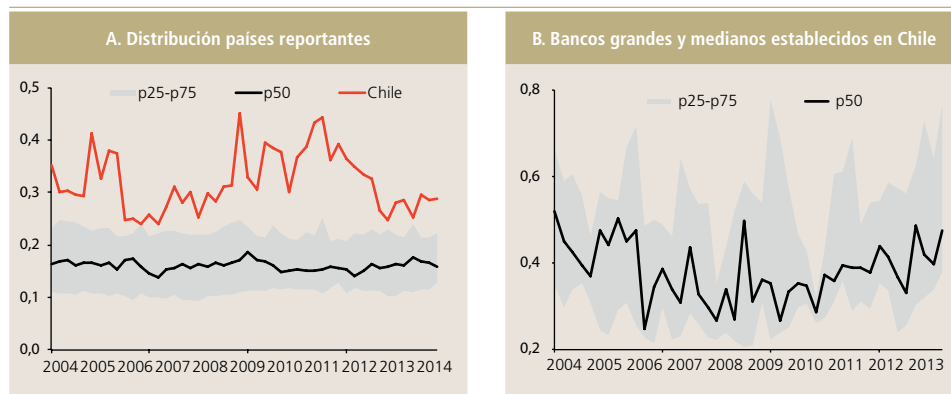
Los fenómenos descritos también se mantienen cuando se analiza la concentración por país de origen de bancos a nivel individual. El gráfico 2B muestra la distribución del porcentaje que representan los préstamos y depósitos transfronterizos de distintos países de origen hacia fines del 2015. Si bien existe un alto nivel de heterogeneidad, Estados Unidos mantiene una gran participación en el financiamiento de préstamos y depósitos para un gran número de instituciones bancarias. Canadá es el segundo país de origen más relevante para los bancos en Chile, a pesar de que ciertos bancos están altamente expuestos a países como Holanda o a algunos centros financieros *offshore* (gráfico 2B).

El panel A considera información de pasivos reportada por las LBS del BIS agregada por la residencia de la contraparte. Este gráfico considera todos los sectores de la contraparte. La altura de cada barra corresponde a la fracción que representa cada país de contraparte en los pasivos de Chile. El panel B excluye valores atípicos. Los límites de la caja representan el primer y tercer cuartil, siendo la banda en su interior la mediana. El *whisker* superior representa el valor más alto que se encuentra a 1,5 veces el rango intercuartílico (IQR) del cuartil superior. El *whisker* inferior representa el valor más bajo que se encuentra a 1,5 veces el IQR del cuartil inferior. Mientras que los puntos sobre o bajo cada *whisker* corresponden a valores extremos (*outliers*). Esto es conocido como *boxplot* de Tukey (Tukey, 1977).

Gráfico 3

Concentración de las fuentes de financiamiento

(índice de Herfindahl para el endeudamiento transfronterizo)



Fuente: Cálculo de los autores a partir de información de LBS- BIS, SBIF y Banco Central de Chile.

Nota: El panel A considera información de pasivos reportada por las LBS del BIS agregada por la residencia de la contraparte. Este gráfico considera solo préstamos y depósitos considerando todos los sectores de la contraparte. El área sombreada corresponde al rango intercuartil de la distribución de los países reportantes a BPI, excluyendo los centros *offshore*. El panel B considera información de préstamos y depósitos a nivel de bancos considerando todos los sectores de la contraparte e incluye solo bancos grandes y medianos.

De igual forma, el gráfico 3 reporta el índice de Herfindahl para la concentración en el origen de préstamos y depósitos transfronterizos. Construimos primero este índice a nivel agregado y lo comparamos con el resto de las economías reportantes al BIS, y luego a nivel individual de los bancos grandes y medianos en Chile (gráfico 3 A y B, respectivamente). Esta medida muestra que el grado de concentración es sustancialmente superior a la distribución observada en el resto de las economías reportantes, pese a que habría disminuido hacia el final de la muestra (gráfico 3A).

Por otro lado, cuando se analiza la concentración en el origen de préstamos y depósitos a nivel de cada banco, se puede observar que la concentración ha llegado a niveles incluso más altos que los observados a nivel agregado (gráfico 3B). Lo anterior implica que, si bien la alta concentración en el origen de préstamos y depósitos parece caracterizar a toda la banca en Chile, la dinámica más reciente de este indicador parece diferir dependiendo del tamaño de los bancos. En particular, los bancos de mayor tamaño muestran un nivel de concentración en el origen de préstamos y depósitos transfronterizos relativamente menor que el resto de las instituciones financieras.

1. Prestamista común

Un canal bastante estudiado de contagio financiero internacional es el derivado de la presencia de prestamista común. El grado de exposición a un prestamista común es posible evaluarlo a partir del denominado índice de competencia absoluta por financiamiento (FC) propuesto por van Rijckeghem y Weder (2001). Este índice mide la similitud en la estructura de financiamiento entre dos economías respecto de un tercer país, tal que:

$$FC = \sum_c \frac{(b_{0c} + b_{ic})}{b_0 + b_i} * \left[1 - \frac{|b_{0c} - b_{ic}|}{(b_{0c} + b_{ic})} \right] \quad (1)$$

donde el subíndice 0 corresponde al país bajo análisis, en nuestro caso Chile. A la vez, el subíndice i corresponde al país con el cual Chile compara su estructura de financiamiento y el subíndice c corresponde al país acreedor (origen de los préstamos y depósitos) respecto al cual se compara Chile y el país i . En términos simples, el primer componente mide la importancia total del acreedor para el país bajo análisis (Chile) y el país i , mientras el segundo componente captura la diferencia o la “competencia” por el financiamiento de estas dos economías por parte del mismo acreedor. Un índice de 1 indica que la composición o estructura de financiamiento entre las dos economías es la misma y cuando este es igual a 0, no hay acreedor común con el otro país.

El cuadro 2 muestra el índice FC para las diez economías que presentan el mayor grado de prestamista común con Chile. Este *ranking* se muestra tanto para fines del 2015 como para el período previo al comienzo de la CFG (2007.IV).

Cuadro 2

Índice de prestamista común

(ranking de índice absoluto de acreedor común para pasivos transfronterizos)

A. Ranking acreedor común 2015.IV

País	Clasificación	Ranking	Índice
México	Latinoamérica y El Caribe	1	0,67
Curazao	Centros <i>offshore</i>	2	0,66
Panamá	Centros <i>offshore</i>	3	0,48
Grecia	Países desarrollados	4	0,28
Brasil	Latinoamérica y El Caribe	5	0,28
Sudáfrica	África en desarrollo y Medio Oriente	6	0,24
Corea del Sur	Asia en desarrollo y Pacífico	7	0,23
Guernesey	Centros <i>offshore</i>	8	0,21
Suecia	Países desarrollados	9	0,21
Taiwán	Asia en desarrollo y Pacífico	10	0,21

Cuadro 2

Índice de prestamista común

(ranking de índice absoluto de acreedor común para pasivos transfronterizos)

B. Ranking acreedor común 2007.IV

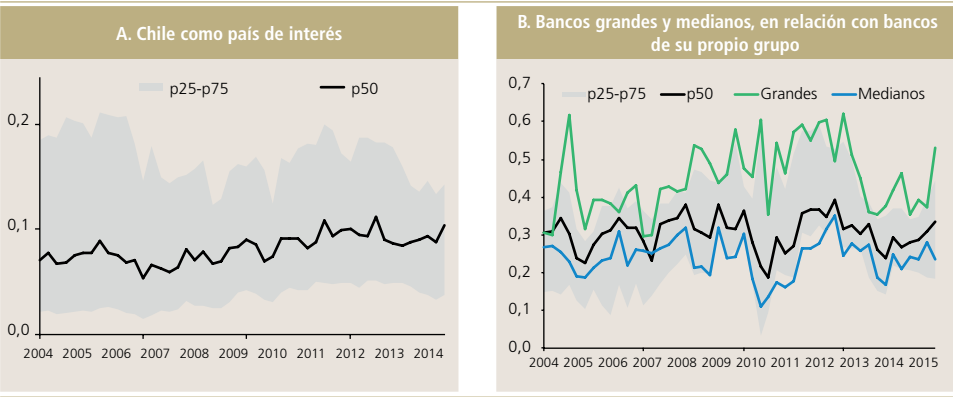
País	Clasificación	Ranking	Índice
México	Latinoamérica y El Caribe	1	0,78
Panamá	Centros <i>offshore</i>	2	0,42
Taiwán	Asia en desarrollo y Pacífico	3	0,21
Finlandia	Países desarrollados	4	0,2
Macao	Centros <i>offshore</i>	5	0,19
Brasil	Latinoamérica y El Caribe	6	0,18
Isla de Man	Centros <i>offshore</i>	7	0,15
Corea del Sur	Asia en desarrollo y Pacífico	8	0,08
Bahrein	Centros <i>offshore</i>	9	0,08
Guernesey	Centros <i>offshore</i>	10	0,08

Fuente: Cálculo de los autores a partir de información de LBS- BIS, SBIF y Banco Central de Chile.
Nota: El cuadro considera información de pasivos reportada por las LBS del BIS agregada por la residencia de la contraparte. Este cuadro considera solo préstamos y depósitos considerando todos los sectores de la contraparte.

Gráfico 4

Índice de prestamista común

(índice absoluto de acreedor común para pasivos transfronterizos de Chile)



Fuente: Cálculo de los autores a partir de información de LBS- BPI, SBIF y Banco Central de Chile.
Nota: El panel A considera información de pasivos reportada por las LBS del BIS agregada por la residencia de la contraparte. Este gráfico considera solo préstamos y depósitos considerando todos los sectores de la contraparte. En el panel A el área sombreada corresponde al rango intercuartil de la distribución de los países reportantes a BPI. En el panel B el área sombreada corresponde al rango intercuartil de la distribución de los bancos grandes y medianos.

Los resultados muestran que México tiene la estructura de financiamiento en el origen de préstamos y depósitos más similar a la de Chile. Esto es válido para ambos períodos de análisis, aunque a fines del 2015 este índice es menor. Dentro de la misma región de América Latina, y sin considerar los centros *offshore*, Brasil muestra una alta y creciente exposición al riesgo de prestamista

común con Chile. Por otra parte, Corea del Sur y Taiwán también aparecen entre las diez economías cuya estructura de financiamiento es relativamente similar a la observada en el sistema bancario chileno, al igual que algunos centros *offshore*, muy posiblemente atribuible a la alta presencia de Estados Unidos como fuente de financiamiento de préstamos y depósitos bancarios transfronterizos en Chile.

El gráfico 4A muestra la distribución en el tiempo del índice FC para Chile respecto de un conjunto amplio de países.⁶ Como se puede observar, la gran mayoría de las economías consideradas presenta un índice de prestamista común con Chile por debajo de 0,2. Si bien la mediana de este índice muestra una leve tendencia al alza a partir de principios del 2008, su nivel es relativamente bajo.

El gráfico 4B, por otro lado, muestra el índice de prestamista común de los bancos grandes y medianos en Chile, tomando como base de comparación la estructura promedio de los bancos pertenecientes a su mismo grupo. Por lo tanto, mide el grado de similitud en la estructura de financiamiento entre bancos grandes y medianos por separado. En cambio, el área gris y la mediana (percentil 50) de este mismo gráfico muestran la distribución del índice de prestamista común al comparar todos los bancos entre sí. Como se observa, la similitud promedio de la estructura de financiamiento entre bancos grandes es mayor que la observada entre bancos medianos y está, en la mayoría de los casos, por sobre el rango intercuartil de toda la distribución. Ambos promedios, por otra parte, superan sustancialmente el nivel del índice de prestamista común presentado en el gráfico 4A. Lo anterior refleja que, en promedio, los bancos en Chile tienen una estructura de financiamiento en el origen similar entre sí, pero relativamente distinta a la de otras economías.

IV. DETERMINANTES DE LOS PRÉSTAMOS Y DEPÓSITOS TRANSFRONTERIZOS

¿Qué implicancias tiene el grado de concentración en el origen de préstamos y depósitos transfronterizos sobre la dinámica de estos flujos? Para abordar esta pregunta estimamos los determinantes de la relación bilateral de préstamos y depósitos a partir de un modelo de gravedad para flujos bancarios, similar a los utilizados en Bruggemann et al. (2011), Okawa y van Wincoop (2012), Buch et al. (2013) y Niepmann (2015).

En particular, aplicamos el modelo propuesto por Buch et al. (2013), quien estudia los determinantes de las posiciones transfronterizas activas de los bancos en Alemania, por lo que, en este estudio, estimamos los determinantes de los pasivos transfronterizos que los bancos en Chile reciben en forma de préstamos y depósitos, y analizamos específicamente el rol del grado de concentración

⁶ Este análisis considera un conjunto de 216 países contrapartes para los cuales es posible medir la exposición de préstamos y depósitos de 42 economías reportantes al BIS.

en el origen en la dinámica de estos flujos. Específicamente, evaluamos la significancia del índice de Herfindahl presentado previamente (gráfico 3B) en la siguiente estimación base:

$$\ln Y_{bjt} = \alpha_1 X_{bt} + \alpha_2 Z_{ijt} + \delta_j + \varepsilon_{bjt} \quad (2)$$

donde Y_{bjt} corresponde al monto de los préstamos y depósitos transfronterizos bilaterales, es decir, aquellos flujos transfronterizos del banco b originados en el país j en el período t . Por otra parte, X_{bt} corresponde al set de características bancarias en el período t utilizadas como control. Cada una de estas variables se incluye rezagada dos períodos para evitar problemas de endogeneidad y son construidas con información provista por la Superintendencia de Bancos e Instituciones financieras, estas incluyen: liquidez (activos líquidos como porcentaje de activos totales), tamaño (logaritmo de activos totales), e índice de adecuación de capital (patrimonio efectivo como porcentaje de activos ponderados por riesgo).

Siguiendo la literatura de gravedad, incorporamos un conjunto de variables que capturan fricciones financieras entre el país i —que en nuestro caso corresponde a la nacionalidad del banco— y el país de origen j ⁷. La variable Z_{ijt} representa estas variables e incluye la distancia geográfica (en términos logarítmicos), una variable dicotómica para la presencia de frontera común (*borde común*) y otra variable dicotómica para lenguaje común.⁸

Agregamos además un conjunto de efectos fijos a nivel del país de origen (δ_j) para capturar la resistencia multilateral y dar cuenta de potenciales problemas de endogeneidad, tal como sugiere Buch et al. (2013). Finalmente, analizamos el rol de la concentración en el origen de los préstamos y depósitos transfronterizos a través del índice de Herfindahl presentado previamente. Esta variable corresponde al índice de Herfindahl estimado para cada banco *vis-à-vis* los países de origen de los préstamos y depósitos. La incluimos como media móvil de cuatro trimestres y la rezagamos en 4 períodos para evitar una posible correlación con otras variables bancarias.

En el cuadro 3 se presentan los principales resultados de estimar la ecuación (2) para el período 2002.I–2014.IV, los que en resumen indican que:

Los bancos que presentan un mayor nivel de activos líquidos, mayor tamaño y menos capitalización son los que reciben un mayor volumen de préstamos y depósitos transfronterizos.

7 Es preciso notar que las variables de gravedad capturan la relación existente entre el país de nacionalidad del banco y el origen de los préstamos y depósitos. En nuestro caso, la mayoría de los bancos son de nacionalidad chilena, aunque también está representado España, Estados Unidos, Canadá, Holanda y Brasil. En este sentido, nuestra estimación es similar a Buch et al. (2013), pero distinta a la literatura de gravedad que relaciona la residencia de los flujos transfronterizos.

8 Como mostramos en la sección II, la mayoría del financiamiento transfronterizo proviene desde economías avanzadas que no poseen borde común con Chile y con lenguaje distinto del español. Además, hay que considerar que no todos los bancos establecidos en Chile poseen nacionalidad chilena. De esta manera, dichas variables no resultan ser colineales con los efectos fijos a nivel de país.

A diferencia de los modelos de gravedad tradicional, la distancia con el país de origen incrementa el volumen de préstamos y depósitos transfronterizos en Chile.⁹ Esto se explica porque, a pesar del alto crecimiento experimentado recientemente en América Latina como fuente de origen de flujos transfronterizos, la mayor relación bilateral en Chile se sigue encontrando con los centros financieros tradicionales, tales como Estados Unidos y los países de Europa. De igual forma, aquellos países con los cuales Chile posee un lenguaje común y una frontera común presentan una relación bilateral menor.

La relación entre el índice de Herfindahl de concentración en el origen y el volumen bilateral de préstamos y depósitos transfronterizos es negativo (cuadro 3, columna (2)). Es decir, aquellos bancos cuyos préstamos y depósitos provienen de un menor número de economías, tienden a tener un nivel de flujos bilaterales menor, una vez controlado con las características idiosincráticas de cada banco y por efectos fijos del país de origen.¹⁰

Como pruebas de robustez, incorporamos efectos fijos a nivel de banco en el modelo recién estudiado lo que se aprecia en la columna (3) del cuadro 3. En este caso, la mayoría de los resultados anteriores se mantienen y mejora el ajuste del modelo, sin embargo la distancia pierde su significancia estadística. Adicionalmente, agregamos el rezago de la variable dependiente lo que se aprecia en la columna (4) del mismo cuadro. En este caso borde común y distancia pierden su significancia estadística y mejora considerablemente el ajuste del modelo, medido a partir del R-cuadrado ajustado, el que pasa de 44,7% a 76,1%. En ambos casos, la variable de concentración de las fuentes de financiamiento mantiene el coeficiente negativo, tal como se enfatizó previamente.¹¹

9 En Okawa et al (2012) la distancia captura fricciones de información, mientras que en Brugemann et al (2013) ésta captura costos de monitoreo.

10 La evidencia empírica de otros estudios que analizar el rol de la concentración en un modelo de gravedad es mixto. Mientras Ehlers y Wooldridge (2015) encuentran que los bancos cuyas fuentes de financiamiento están más concentradas muestran mayor crecimiento en sus activos, Brugemann et al. (2012) encuentran la relación opuesta.

11 Cabe notar que la incorporación de variable dependiente rezagada en nuestro modelo de datos de panel puede generar sesgo en los restantes coeficientes estimados. Sin embargo, la resolución de estos problemas va más allá del alcance de esta nota.

Cuadro 3

Determinantes de los flujos bancarios transfronterizos, 2002-2014

Variable	(1)	(2)	(3)	(4)
Liquidez	3,4966*** (0,5120)	3,5141*** (0,5558)	4,0925*** (1,0264)	0,7718** (0,3446)
Índice de adecuación de capital	-11,3044*** (1,2265)	-10,3945*** (1,3446)	-9,8481*** (2,6384)	-2,4477*** (0,8713)
Tamaño del banco	0,8146*** (0,0276)	0,9019*** (0,0315)	0,5252*** (0,0819)	0,1881*** (0,0261)
Borde común ($D=1$)	-0,4686** (0,2060)	-0,5865** (0,2316)	-0,6726*** (0,2509)	-0,1859 (0,1582)
Lenguaje común ($D=1$)	-1,1069*** (0,1153)	-1,0646*** (0,1284)	-0,7737*** (0,1245)	-0,2004** (0,0811)
Distancia	0,0985* (0,0553)	0,0995* (0,0593)	0,0542 (0,0656)	0,0013 (0,0426)
Concentración (media móvil)		-6,6951*** (0,7303)	-4,4255*** (0,7626)	-1,3643*** (0,5153)
Pasivos transfronterizos ($t-1$)				0,7513*** (0,0158)
N° de observaciones	9.391	7.857	7.857	7.367
R-cuadrado ajustado	0,434	0,447	0,484	0,761
Within R-cuadrado aj.	0,123	0,131	0,191	0,618
E.F. país	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ
E.F. banco	NO	NO	SÍ	NO

Fuente: Estimaciones de los autores a partir de información del BIS, SBIF y Banco Central de Chile.

Nota: La variable dependiente es el logaritmo de los préstamos y depósitos transfronterizos del país j en el banco b durante el período 2002.III-2014.IV. Todas las especificaciones consideran efecto fijo a nivel país de la contraparte. Los errores estándar entre paréntesis son robustos. ***, ** y * indican significancia al nivel de 1%, 5% y 10%, respectivamente.

V. CONCLUSIONES

En esta nota discutimos aquellos aspectos a tener en consideración al momento de evaluar la exposición de la banca en Chile con los bancos a nivel internacional. Enfatizamos que la exposición consolidada en Chile, la que incluye los activos de la banca extranjera residente, es particularmente alta en comparación con la observada en otras economías emergentes. En particular, hacia fines del 2015, más del 60% de la relación con la banca extranjera se origina en la actividad de las subsidiarias de bancos extranjeros que operan en Chile, en desmedro de la actividad transfronteriza. Destacamos, tal como lo ha hecho la literatura en esta materia, que este aspecto estructural del sistema bancario local lo hace relativamente estable.



Por otra parte, el financiamiento transfronterizo de la banca en Chile es bajo en términos del PIB y está concentrado, al igual que en la mayoría de las economías consideradas, en préstamos y depósitos. A pesar de esto, la emisión de títulos de deuda ha crecido fuertemente en los últimos años, en particular con posterioridad a la CFG.

La nota muestra distintos indicadores que dan cuenta de una alta concentración en el origen de préstamos y depósitos transfronterizos, tanto a nivel agregado como al considerar las instituciones bancarias por separado. Por otra parte, en materia de exposición al riesgo de prestamista común, mostramos que, en América Latina, el sistema bancario de México y Brasil presenta una estructura de financiamiento de los préstamos y depósitos relativamente similar a la observada en Chile, debido a la preponderancia de Estados Unidos como origen de este financiamiento. Por último, mostramos que el alto nivel de concentración en el origen observado se relaciona negativamente con el volumen bilateral de préstamos y depósitos.

REFERENCIAS

- Avdjiev S., L. Gambacorta, L. Goldberg y S. Schiaffi (2016). "The Shifting Drivers of International Capital Flows". Mimeo, Banco de Pagos Internacionales.
- Banco Interamericano de Desarrollo (2012). "La Banca Europea y América Latina y el Caribe." En *El Mundo de los Senderos que se Bifurcan: América Latina y el Caribe ante los Riesgos Económicos Globales*. Andrew Powell.
- Banco de Pagos Internacionales, BIS (2013). "Guidelines for Reporting the BIS International Banking Statistics." Monetary and Economic Department, BIS.
- Banco de Pagos Internacionales, BIS (2015). "BIS Locational Banking Statistics: Explanation of the Data Structure Definitions." BIS version 201501.
- Banco de Pagos Internacionales, BIS (2016). "BIS Statistical Bulletin". Monetary and Economic Department, diciembre.
- Brüggemann, B., J. Kleinert y E. Prieto (2011). "A Gravity Equation for Bank Loans". Mimeo, Universities of Frankfurt, Graz and Tuebingen.
- Buch C., K. Neugebauer y C. Schröder (2013). "Changing Forces of Gravity: How the Crisis Affected International Banking". IAW Discussion Papers 100, Institut für Angewandte Wirtschaftsforschung (IAW).
- Cerutti E, R. Correa, E. Fiorentino y E. Segalla (2017). "Changes in Prudential Policy Instrument. A New Cross-Country Database". International Finance Discussion Papers 1169, Board of Governors of the Federal Reserve System (U.S.).
- Cetorelli N. y L. Goldberg (2011). "Global Banks and International Shock Transmission: Evidence from the Crisis". IMF Economic Review, Palgrave Macmillan; International Monetary Fund, vol. 59(1): 41-76.
- Ehlers, T. y P. Wooldridge (2015). "Channels and determinants of foreign bank lending". BIS Paper, (82c).
- Fondo Monetario Internacional (2010). "Análisis del Ciclo Crediticio Más Reciente para un Mejor Manejo del Próximo". En *Perspectivas Económicas. Las Américas: Caluroso en el sur, Más Frío en el Norte*. Washington, D.C.: Fondo Monetario Internacional.
- Galindo A., A. Micco y A. Powell (2005). "Loyal Lenders or Fickle Financiers: Foreign Banks in Latin America." Research Department Working Paper Series N°529, Banco Interamericano de Desarrollo.
- Kamil, H y K. Rai (2010). "The Global Credit Crunch and Foreign Banks' Lending to Emerging Markets: Why Did Latin America Fare Better?" IMF Working Paper 10/102.



- Kaminsky, G. y C. Reinhart (2000). “On Crises, Contagion, and Confusion”. *Journal of International Economics* 51(1): 145–68.
- McGuire, P. y P. Wooldridge (2005). “The BIS Consolidated Banking Statistics: Structure, Uses and Recent Enhancements”. *BIS Quarterly Review*, September.
- Niepmann F. (2015). “Banking across Borders”. *Journal of International Economics* 96(2): 244–65.
- Okawa Y. y E. van Wincoop (2012). “Gravity in International Finance”. *Journal of International Economics* 87(2): 205–15.
- Peek J. y E. Rosengren (2000). “Collateral Damage: Effects of the Japanese Bank Crisis on Real Activity in the United States”. *American Economic Review* 90(1): 30–45.
- Superintendencia de Bancos e Instituciones Financieras, SBIF (2009). “Sistema Contable”.
- Tukey J. (1977). “Exploratory Data Analysis” Reading, MA: Addison–Wesley.
- Van Rijckeghem C. y B. Weder (2001). “Sources of Contagion: Is It Finance or Trade?” *Journal of International Economics* 54(2): 293–308.

NUEVAS ESTIMACIONES DE LA TASA REAL NEUTRAL DE CHILE*

Luis Ceballos S.**
Jorge A. Fornero**
Andrés Gatty S.**

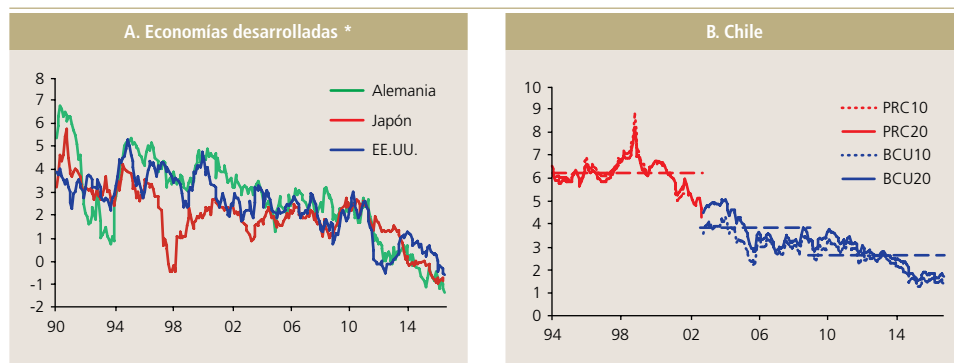
I. INTRODUCCIÓN

Una de las características más llamativas del escenario internacional es el bajísimo nivel que han alcanzado las tasas de interés de largo plazo en las economías desarrolladas. Este fenómeno se puede explicar en parte por la debilidad cíclica de dichas economías y de la agresiva respuesta de política monetaria de los bancos centrales, incluyendo un aumento sin precedente de sus compras de activos que ha comprimido los premios por plazo¹. Asimismo, otros factores estructurales relacionados con el mayor ahorro en varias economías, aumento en la demanda de activos de bajo riesgo y deterioro en la tasa de inversión, han sido otros determinantes en el nivel de tasas de interés a nivel global². En el caso de Chile, se ha observado similar tendencia, donde las tasas reales de largo plazo se han ubicado en torno a 2,6% en el período posterior a la crisis financiera mundial del 2008, 360 puntos base por debajo del promedio de tasas en el período previo a la nominalización de la TPM (gráfico 1).

Gráfico 1

Tasas de interés reales de largo plazo

(datos mensuales, porcentaje)



Fuentes: Banco Central de Chile, Bloomberg y OCDE.

Nota: Tasas de bonos nominales a 10 años ajustadas por IPC subyacente. En el caso de Chile, las líneas horizontales segmentadas denotan los promedios simples en tres submuestras: (1) enero 1993 a agosto 2002 (6,2%), (2) septiembre 2002 a septiembre 2008 (3,8%), y (3) octubre 2008 a agosto 2016 (2,6%), respectivamente. (2) Corresponde a la diferencia entre el decil 9 y 1 de la EEE respecto de la inflación esperada a un año.

* Se agradecen los comentarios y sugerencias de Alberto Naudon, Miguel Fuentes y del árbitro anónimo.

** Gerencia de Análisis Macroeconómico, Banco Central de Chile. [lceballos@bcentral.cl; jfornero@bcentral.cl; agatty@bcentral.cl].

1 Ver Recuadro I.1, Informe de Política Monetaria (IPoM) de diciembre del 2015.

2 Ver Fondo Monetario Internacional (2014).

Recientemente, las principales economías han revisado a la baja sus estimaciones de PIB potencial³. Así, la anterior evidencia de moderación del crecimiento en el mundo ha coincidido con registros de inflación subyacente sin cambios relevantes. Todo ello hace pensar que los tamaños de las brechas de capacidad se han ajustado a la par para reflejar una dinámica más lenta de crecimiento del PIB potencial.

En el IPoM de septiembre del 2015 el Banco Central de Chile (BCCh) revisó las metodologías de estimación del PIB potencial e hizo la distinción conceptual entre PIB potencial —de mediano plazo o coherente con ausencia de presiones inflacionarias— y tendencial o sostenible de largo plazo, más relacionado con factores reales: demográficos y de productividad. En el IPoM de septiembre del 2016 se actualizaron las estimaciones⁴. Concordante la distinción elaborada por Albagli y Naudon (2015) asociada al crecimiento del PIB potencial versus de tendencia, es posible también derivar dos conceptos de tasas neutrales de interés. Así, un primer concepto de TIRN se asocia a un plazo más corto o contemporáneo al ciclo económico, es decir, coherente con brechas de actividad e inflación cerradas. En este horizonte, la TIRN puede fluctuar en el tiempo como lo hace el producto potencial, el cual es variable debido a la ocurrencia de *shocks* en el ciclo económico. En un horizonte de largo plazo, el nivel de la TIRN tiene una variabilidad acotada en el tiempo y es coherente con el largo plazo donde se han disipado todos los *shocks* (aunque factores demográficos pueden influir en una leve tendencia). Brevemente, estas tasas neutrales son relevantes porque sirven de referencia para inferir si el impulso monetario es positivo, neutro o negativo. Dicha diferenciación ha sido explícita en mediciones de la TIRN en otros bancos centrales, como se detalla en la sección II.

Entonces, el desafío es estimar TIRN que constituyan referencias útiles, en un contexto internacional donde las tasas de largo plazo tanto externas como locales han mostrado una clara tendencia a la baja. Consecuentemente, el objetivo de esta nota es actualizar las estimaciones de la TIRN para Chile a base de métodos recurrentes en la revisión internacional, en particular haciendo foco en un período posterior al año 2008. Así, nuestro análisis hace uso ecléctico de los métodos disponibles de estimación de la TIRN.

De acuerdo con la evidencia previa de Chile, las estimaciones de la TIRN han descendido desde 6,2% a mediados de los años 90 hasta niveles en torno al 2,0% hacia mediados del 2012. Los resultados de esta nota sugieren que la TIRN contemporánea se ubica en el rango de 1,0 a 1,4%, y la medida de largo plazo en un rango de 0,9 a 1,8% recientemente.

³ Medidas de crecimiento de PIB potencial sugeridas por Holston et al. (2016) para Estados Unidos, Canadá, la Eurozona y el Reino Unido. Para EE.UU. la Oficina de Presupuesto del Congreso (CBO por su sigla en inglés) ha revisado el crecimiento y la tasa de interés de largo plazo. También, el FOMC revisó las tasas de interés esperadas de largo plazo gradualmente a la baja.

⁴ Ver Recuadro V.1 en IPoM de septiembre del 2016.

En primer lugar, nuestros resultados se pueden comparar con estudios previos para Chile. Calderón y Gallego (2002) analizan estimaciones de TIRN desde los años 90 y encuentran que han seguido una tendencia a la baja. Ello no sorprende a la luz de la disminución de las tasas tanto en el mundo como con Chile, como ilustra el gráfico 1. Una segunda mirada comparativa es más contemporánea, usando como referencia estimaciones de TIRN de otros países. En efecto, estimaciones recientes para países desarrollados entregan TIRN negativas desde el 2012, que luego escalaron a cero cuando la Fed empezó a normalizar las tasas⁵. Abordaremos una comparación más amplia en la siguiente sección, donde revisamos la literatura relacionada.

La estructura de esta nota es la siguiente. Luego de la sección II que presenta la revisión de la literatura en términos de evidencia reciente de estimaciones de la TIRN en otras economías, métodos de estimación y temporalidad de la TIRN, la sección III describe brevemente las metodologías que sustentan nuestras estimaciones de la TIRN. La sección IV reporta los principales resultados y la sección V concluye.

II. EVIDENCIA RECIENTE DE ESTIMACIONES DE LA TIRN

En esta sección se presenta una revisión de la estimación de la tasa de interés real neutral de otras economías, con particular énfasis en estimaciones posteriores a la crisis financiera global del 2008, con el objetivo de dar cuenta del fenómeno global de menores tasas reales neutrales en economías tanto desarrolladas como emergentes, así como el uso de nuevos métodos que intentan cuantificar la TIRN y la temporalidad de dichas estimaciones.

1. Estimaciones recientes de la TIRN

La evidencia internacional de la estimación de la TIRN ha sido documentada principalmente en economías desarrolladas (cuadro 1), en particular para EE.UU., el Reino Unido y la Eurozona. Dentro de lo reportado en varios estudios, se documenta en forma sistemática la disminución de las estimaciones de la TIRN en dichas economías. En el caso de EE.UU., diferentes autores sugieren que la medida de la tasa real neutral ha aumentado por sobre los niveles observados en el 2012, la que se mantiene baja aun en perspectiva histórica, en torno al 0% (Lubik y Matthes, 2015; Yellen, 2015; Holston et al., 2016, entre otros). Similar es lo reportado para la Eurozona (BCE, 2004; Gerdesmeier y Roffia, 2003; Constâncio, 2016) que indica una caída sistemática de la tasa real neutral. La caída en el crecimiento de la productividad y de la población y el exceso de ahorro sobre la inversión se enumeran como los principales determinantes de la caída en la TIRN reportado en BCE (2014).

⁵ Las diferencias en las estimaciones serían atribuibles a la muestra de datos, dado que los métodos utilizados no difieren en lo sustancial.

Para otras economías, Hofmann y Bogdanova (2012) estiman la tasa neutral para un conjunto de economías desarrolladas y emergentes a base de la regla de Taylor. En el período posterior al 2000, se encuentra que en los países desarrollados la TIRN se ubica en torno a 0%, mientras que en las emergentes, entre 1 y 2%. En tanto, Magud y Tsounta (2012) documentan la tasa real neutral para un conjunto de diez países de Latinoamérica; sobre la base de diferentes métodos reportan un rango de tasas neutras que van desde 2,0% en el caso de Chile hasta 5,1% en Brasil. En tanto, Chetwin y Wood (2013) y Richardson y Williams (2015) estiman la tasa neutral para Nueva Zelanda. Los autores distinguen conceptualmente la TIRN relevante a diferentes horizontes. Por ejemplo, estiman la TIRN de largo plazo usando tasas *forward* 5 en 5 porque después de cinco años se disipan los *shocks* que influyen el ciclo de la economía⁶. Basados en diferentes estimaciones, reportan una TIRN de entre 3,0 y 4,7% en lo reciente.

A nivel local, Calderón y Gallego (2002) proveen de estimaciones de la TIRN para Chile. La conclusión es que la tasa real neutral ha disminuido desde mediados de los 90, cuando se ubicaba en torno a 6,2%, para converger hacia niveles de 4,8% a finales del 2001. En particular, los autores se basan en modelos de productividad marginal del capital, paridad de tasas, regla de Taylor y precios de activos, siendo en este último caso una medida de tasa neutral que excluye precios por plazo⁷ en torno a 50 pb. Una actualización de la estimación de la TIRN se reporta en Fuentes y Gredig (2008), quienes reportan que la TIRN se ubicaría en un rango de 2,1 a 3,5% con una mediana de 2,8% hacia finales de 2007. Evidencia posterior a la crisis financiera de 2008 se reporta en Magud y Tsounta (2012). Para el caso de Chile, los autores utilizan métodos similares a los de Fuentes y Gredig (2008), incorporando medidas de tasa neutral implícitas en reglas de Taylor como elemento nuevo, reportando una TIRN de 2,0% (a base de promedios de modelos) con un rango de 1,3 a 2,9% hacia mediados del 2012.

2. Métodos de estimación de la TIRN

Entre los diferentes métodos utilizados en la literatura para la estimación de la TIRN, se pueden identificar metodologías recurrentes las cuales pueden ser agrupadas en las siguientes categorías:

Modelos semiestructurales

La evidencia sugiere que la estimación de la TIRN ha hecho un uso recurrente de esta metodología, la cual infiere la TIRN a base de las curvas de Phillips, de actividad (sobre la base de una IS) y donde dicha tasa depende del crecimiento tendencial de la economía. La metodología empleada en general se basa en

⁶ En el caso de ausencia de premios por plazo, esta medida corresponde al promedio de tasas cortas esperadas en el largo plazo.

⁷ Dicha medida de premios es fija durante el horizonte y no estimada bajo ningún modelo, sino como la diferencia promedio entre una tasa de interés de largo plazo y la TPM.



Laubach y Williams (2003). De la revisión internacional presentada en el cuadro 1, se aprecia que el uso de modelos semiestructurales es utilizado por todos los países de la muestra.

Modelos de serie de tiempo

Este enfoque intenta modelar relaciones entre la tasa de interés y variables económicas a través del uso de modelos autoregresivos (como el caso de B-VAR en Constâncio (2016) y VAR variante temporal en Lubik y Matthes (2015). La idea es estimar la tasa de interés que se desprende de dichos factores económicos.

Precios de activos financieros

Con esta metodología, se intenta capturar la medición de la TIRN desde simples promedios históricos de tasas libres de riesgo de mercado (BCE, 2004), Carrillo et al., 2017), filtros y medición de tendencias observadas en tasas de bonos de gobierno de largo plazo, tasas *forward* de bonos reales a plazos distantes como la de 5 en 5 y, recientemente, se ha dado mayor importancia al rol que cumplen los premios por plazo en las tasas de bonos de gobierno, por lo cual se ha reportado medidas de expectativas de tasas *forward* a plazos distantes descontando el rol de dichos premios por plazo (Richardson y Williams, 2015; Vlieghe, 2016). Así, en este tipo de modelos, la tasa de interés real neutral corresponde al componente de tasa corta esperada en un horizonte distante, que en general corresponde al promedio de cinco años en cinco años más (denotado como tasa *forward* 5 en 5).

Reglas de Taylor

Sobre la base de la relación entre la tasa de interés interna y las brechas de actividad e inflación sugerida por Taylor (1993), diferentes estudios estiman la tasa real neutral implícita en dicha relación. Hofmann y Bogdanova (2012) emplean este método para estimar tasas neutrales en varias economías desarrolladas y emergentes⁸. Así, bajo esta metodología, se reporta la TIRN que es coherente con un nivel de brechas de actividad e inflación acorde con la relación de Taylor.

Paridad de tasas de interés

En economías pequeñas y abiertas, un canal relevante que puede afectar la tasa de interés local se puede generar a través de la tasa externa de equilibrio, en la depreciación real esperada a largo plazo o en el riesgo sistémico de la economía, denotado en general por una medida de riesgo o de premio soberano. Así, dicha metodología infiere la TIRN a base de diferentes supuestos de dichos componentes de la paridad de tasas, y en particular, ha sido reportado solo para

⁸ En economías desarrolladas: Australia, Canadá, Dinamarca, Eurozona, Japón, Nueva Zelanda, Noruega, Suecia, Suiza, Reino Unido y Estados Unidos. En tanto, las económicas emergentes consideradas se destacan: Argentina, Brasil, China, República Checa, Hungría, India, Indonesia, México, Perú, Polonia, Sudáfrica, Tailandia, entre otras.

economías emergentes Fuentes y Gredig (2008) en el caso de Chile y Magud y Tsounta (2012) para un conjunto amplio de economías latinoamericanas.

3. Temporalidad de la TIRN

Evidencia posterior al 2008 (Chetwin y Wood, 2013; Richardson y Williams, 2015) incorporan el concepto de la temporalidad en la TIRN, donde definen una TIRN de corto plazo como aquella tasa de interés que no acelera ni disminuye la inflación a un horizonte entre uno y dos años adelante, siendo afectada dicha tasa de interés por cambios cíclicos de la economía. En tanto, la TIRN de largo plazo estaría afectada a cambios estructurales de la economía, como el crecimiento de la productividad y de la población, así como cambios en las preferencias por ahorro e inversión. Finalmente, los autores definen una TIRN de mediano plazo, que se caracteriza por el tiempo que toma a la tasa de política monetaria tener efectos notorios en la inflación. Similar enfoque es el analizado por Carrillo et al. (2017) para México. Los autores sugieren medidas de corto, mediano y largo plazo para la TIRN.

Si bien a nivel local, las estimaciones de la TIRN basadas en Calderón y Gallego (2002), y Fuentes y Gredig (2008) no hacen referencia a la temporalidad de la TIRN, recientemente, se agregan mediciones del PIB potencial y tendencial, las que hacen referencia al plazo al cual el PIB es coherente con una inflación estable y, por lo tanto, es el adecuado para medir la brecha de actividad asociada a las presiones inflacionarias de corto plazo, mientras que el segundo se relaciona con la capacidad de crecimiento de mediano plazo (Albagli et al., 2015).

**Cuadro 1****Resumen de estimaciones de la TIRN**

Autor	Muestra		Método	Estimación TIRN (1)
	País	Período		
Hofmann y Bogdanova (2012)	11 economías desarrolladas y 17 emergentes	1995.I a 2012.I	Regla de Taylor	DEV: [-0,5 a 0,5%] EME: [0,0 a 3,0%]
Holston et al. (2017)	Canadá	1961.I a 2016.III	Semiestructural	2,2%
	Estados Unidos			1,5%
	Reino Unido			6,0%
	Eurozona			4,8%
Laubach y Williams (2003)	Estados Unidos	1961.I a 2002.II	Semiestructural	3,0%
Lubik y Matthes (2015)	Estados Unidos	1961.I a 2015.II	Semiestructural	-0,1%
			VAR variante temporal	0,5%
Carlstrom y Fuerst (2016)	Estados Unidos	2000.I a 2016.I	Regla de Taylor	1,3%
Dupor (2015)	Estados Unidos	1995 a 2014	Regla de Taylor	[-2,0 a 0,0%]
Yellen (2015)	Estados Unidos	1985.I a 2015.III	Modelos DSGE	0,0%
BCE (2004)	Eurozona	1999.I a 2004.I	Promedios históricos de tasas de mercado	2,0%
			Tasas <i>forward</i> en bonos 5 en 5	1,8%
			Modelos estructurales	3,9%
			Filtros de Kalman	2,0%
BCE (2014)	Eurozona	2006.1 a 2014.6	Tasas <i>forward</i> en bonos 5 en 5	0,6%
Gerdesmeier y Roffia (2003)	Eurozona	1985 a 2002	Regla de Taylor	1,0%
Constâncio (2016)	Eurozona	2013 a 2016	Semiestructural	-1,0%
			B-VAR	0,0%
			Tasas <i>forward</i> bonos	-0,6%
Goldby et al. (2015)	Reino Unido	1994 a 2015	DGSE (modelo Compass)	0,0%
Vlieghe (2016)	Reino Unido	1972 a 2014	Tasas <i>forward</i> en bonos 5 en 5 sin premios	4,0%
Basdevant et al. (2004)	Nueva Zelanda	1992 a 2003	Filtro Kalman; curva de rendimiento	[3,8 a 4,2%]
			Filtro Hodrick-Prescott multivariado	3,2%
			Semi-estructural	3,2%
Chetwin y Wood (2013)	Nueva Zelanda	1992 a 2012	Tendencia de tasas de mercado (3m. y 10a.)	[1,0 a 2,5%]
Richardson y Williams (2015)	Nueva Zelanda	1999 a 2015	Modelo de crecimiento neoclásico	4,7%
			Tasas bonos 5 en 5 sin premios por plazo	3,0%
			Tendencia bonos 5 en 5	3,8%
			Modelo keynesiano	3,9%
Magud y Tsounta (2012)	Brasil	2000 a 2013	Modelos de consumo	5,1%
	Chile		Paridad de tasas	2,0%
	México		Filtros HP	2,1%
	Perú		Reglas de Taylor	2,0%
	Otros (2)		Modelos de equilibrio IS	[2,2 a 3,8%]
Carrillo et al. (2017)	México	2009.I a 2016.III	Promedio tasas históricas	0,4%
			Regla de Taylor	1,4%
			Tasas <i>forward</i> bonos sin premios	1,2%
			Semiestructural	0,9%
			B-VAR	1,2%
Calderón y Gallego (2002)	Chile	1994.I a 2002.IV	Productividad marginal del capital	4,9%
			Paridad de tasas	3,5%
			Regla de Taylor	[4,0 a 5,1%]
			Tasas de bonos <i>forward</i> 5 en 5	4,9%
			Modelo basado en consumo	2,7%
Fuentes y Gredig (2008)	Chile	1995.I a 2007.IV	Paridad de tasas	[2,3 - 3,2%]
			Tasas de bonos <i>forward</i> 5 en 5	3,0%
			Filtro Kalman; curva de rendimiento	2,8%
			Modelo semiestructural	[2,1 - 3,5%]

Fuente: Elaboración de los autores.

(1) Corresponde a estimación de la última parte de la muestra de cada estudio.

(2) Considera otras economías latinoamericanas, como: Colombia, Costa Rica, Guatemala, Paraguay, República Dominicana y Uruguay.

III. MÉTODOS DE ESTIMACIÓN DE LA TIRN

Esta sección presenta estimaciones de la TIRN para Chile. En primer lugar, consideramos mediciones de la TIRN en cada instante del tiempo, coherentes con la inferencia del PIB potencial y la meta de inflación. Puesto de otra manera: la dinámica de la TIRN es influida por *shocks* que no perduran más allá del ciclo económico normal. En segundo lugar, se examinan cálculos de la TIRN coherentes con la noción de equilibrio de largo plazo. Una aproximación indirecta a estas tasas largas se recoge de las expectativas de tasas de bonos de muy largo plazo (aunque no se puede descartar que factores de naturaleza más estructural de la economía potencialmente, le impriman alguna tendencia a la medida de la tasa neutral de largo plazo como, por ejemplo, una caída permanente de la tasa de natalidad.

1. Medidas contemporáneas de la TIRN

Precios de activos: bonos

Una forma directa y simple de medir la TIRN es sobre la base de tasas *forward* en un horizonte no muy distante derivado de precios de activos financieros (bonos del Banco Central de Chile). En particular, una aproximación de dicha medida sería el observar una tasa *forward* 3 en 2 (tasa promedio de tres años dos años adelante). Esta medida permite aislar movimientos de muy corto plazo, dado que excluye cambios en las tasas de interés a plazos menores de dos años.

La lectura anterior sería correcta en el caso que las tasas de interés de mercado correspondieran al promedio de la tasa de corto plazo (tasa de política monetaria). No obstante, Ceballos et al. (2016) sugieren que las tasas de bonos del BCCh contienen premios por plazo, lo cual se traduce en que los movimientos de dichas tasas de interés no necesariamente respondan a cambios en la percepción de la trayectoria de la TPM sino a cambios en los premios por plazo.

En particular, las tasas nominales de bonos del BCCh se representan como sigue:

$$i_t(n) \approx \frac{1}{n} \sum_{i=1}^N E_t(trn_i) + pp_t(n) \quad (1)$$

donde con $i_t(n)$ son las tasas de bonos a plazo de madurez n que pueden ser descompuestas en: (i) el componente de promedio de tasas cortas esperadas (tasas de riesgo neutral) denotado por trn_i (primer componente del lado derecho de la ecuación) el cual está asociado a la trayectoria esperada de la tasa de política monetaria, y (ii) el componente de premios por plazo denotado por $pp_t(n)$.

La descomposición de tasas se basa en predicciones de modelos *affine*, que permiten identificar el componente de tasas cortas esperadas, afines a un

conjunto de factores observados⁹. En nuestro caso seguimos la metodología propuesta por Ceballos et al. (2016). Para esto, los factores utilizados corresponden a los tres componentes principales de las tasas de interés, a mediciones de brecha de producto¹⁰ y brecha de inflación a base de la medida del IPC total. Bajo este enfoque, se considera como TIRN tanto la tasa *forward* 3 en 2 observada, así como la medida que excluye premios por plazo.

Regla de Taylor

La regla de Taylor (1993), relaciona la tasa de política monetaria con desviaciones de la inflación y actividad sobre niveles de mediano plazo, así como el nivel de la tasa real y de inflación de largo plazo.

Basadas en la regla de Taylor (RT), se procede a estimar recursivamente la siguiente expresión con el objetivo de cuantificar la tasa de interés neutral nominal de largo plazo:

$$i_t = \rho i_{t-1} + (1 - \rho) \left[\alpha + \beta_\pi (\pi_t - \pi^*) + \beta_y (y_t - y^*) \right] + \varepsilon_t \quad (2)$$

donde i_t corresponde a la tasa de interés de política monetaria (TPM), ρ corresponde al grado de inercia con que el Banco Central ajusta la TPM, $(\pi_t - \pi^*)$ denota la brecha de inflación definida como la diferencia entre la inflación y meta de inflación de 3%, $(y_t - y^*)$ corresponde a la brecha producto reportada en BCCh (2015). En el caso de la brecha de inflación se utiliza dos medidas de inflación: (i) inflación total y expectativas de inflación a un año obtenidas de la Encuesta de Expectativas Económicas (EEE). Finalmente, el parámetro α corresponde a la tasa nominal neutral (o tasa real más inflación de equilibrio). Así, se estima la ecuación (2) recursivamente desde enero del 2006 con muestra inicial desde enero del 2003.

Alternativamente, estimamos una versión prospectiva de la RT sobre la base de expectativas de crecimiento e inflación tomadas de la EEE a un año. La especificación corresponde a:

$$i_t = \alpha + \beta_\pi (\pi_t - \pi^*) + \beta_y (y_t - y^*) + \varepsilon_t \quad (3)$$

A diferencia de la especificación (2), i_t corresponde a la TPM esperada a un año, $(\pi_t - \pi^*)$ denota la brecha de inflación definida como la diferencia entre la inflación esperada a un año y la meta de inflación de 3%, mientras $(y_t - y^*)$ corresponde al desvío del crecimiento esperado a un año respecto del producto potencial. Al igual que en el caso anterior, el parámetro α denota la tasa nominal neutral, la cual se estima en forma recursiva de igual forma que en el caso anterior.

9 En la práctica, se puede utilizar factores observables como no observables. Para más detalle, ver Ang y Piazzesi (2003).

10 Medidas basadas en un promedio de estimaciones de brechas presentadas en recuadro V.2 en el IPoM de septiembre del 2015.

Modelo semiestructural

El modelo semiestructural, por su parte, extiende el trabajo de Fuentes y Gredig (2008) en las siguientes direcciones: (i) se incluye curvas de Phillips específicas para inflación sin alimentos ni energía (SAE) de transables y no transables, y (ii) se incluye expectativas de crecimiento de mediano y largo plazo siguiendo a Blagrove et al. (2015) y Albagli et al. (2015) que aplican el método a la economía chilena.

Como argumentan Fornero y Naudon (2016) para el caso de Chile, detrás del comportamiento de la inflación subyacente se esconde una evolución distinta de las inflaciones SAE de bienes (transables) y de servicios (no transables). Los autores sugieren que es conveniente modelar curvas de Phillips separadas para mejorar el ajuste a los datos, lo que permite un mejor desempeño predictivo en un horizonte de mediano plazo. La segunda extensión mitiga el conocido problema de “sesgo de final de muestra” que sufren los filtros estadísticos, los que empíricamente presentan las mayores revisiones en las colas de la muestra al estimarse en tiempo real (BCCh, 2015; Fuentes et al., 2008). En el estudio de Blagrove et al. (2015) se propone un filtro multivariado que se informa adicionalmente con expectativas de crecimiento de mediano y largo plazo provistas por *Consensus Forecasts* y *Global Consensus Forecasts*. El modelo entrega una inferencia del crecimiento del PIB potencial y de la TIRN de mediano plazo, coherente con la ausencia de presiones inflacionarias y con brechas cerradas.

Siguiendo a Blagrove et al. (2015), el modelo supone que la tasa de crecimiento del producto potencial, G_t , se puede desviar del crecimiento del PIB tendencial, G^{SS} pero, en el largo plazo, aquel converge al tendencial. Específicamente,

$$G_t = \theta G^{SS} + (1 - \theta) G_{t-1} + \varepsilon_t^G,$$

donde el crecimiento del PIB potencial del período depende del crecimiento anterior y del crecimiento tendencial. Además, un error iid. gaussiano $\varepsilon_t^G \sim N(0, \sigma_G^2)$, perturba la relación de crecimiento por lo que un *shock* en ε^G afecta transitoriamente el crecimiento potencial en el corto plazo¹¹. Esta especificación presenta una diferencia respecto del trabajo de Fuentes et al. (2008) para Chile, el cual supone que el crecimiento del PIB potencial sigue un proceso de camino aleatorio, por lo que un *shock* en ε^G afecta permanentemente el crecimiento del potencial.

Siguiendo a Laubach y Williams (2003), la tasa de interés neutral de mediano plazo depende del crecimiento del PIB potencial (no del tendencial). Por lo tanto, cuando los *shocks* que afectan la economía se disipan, el crecimiento del PIB potencial y tendencial es igual una constante. Así, la tasa neutral de interés se dice que es coherente con el crecimiento de largo plazo y se interpreta como TIRN de largo plazo.

11 El parámetro $(1-\theta)$ denota la persistencia en la convergencia a G^{SS} .

El modelo completo se explica en el apéndice C y los parámetros estimados se reportan en el apéndice C.

2. Medidas de TIRN de largo plazo

Precios de activos: bonos

Al igual que en el caso de la TIRN de corto plazo o contemporánea, los precios de bonos del Banco Central de Chile dan luces respecto a una tasa de largo plazo de la economía. En particular, se calcula la tasa *forward* 5 en 5 (tasa promedio de cinco años cinco años adelante), la cual ha sido una medida estándar al referirse a tasas de muy largo plazo en la cual no prevalecen *shocks* de mediano plazo ni ciclos económicos. Al igual que en el caso anterior, nos basamos en la misma descomposición de tasa corta esperada y premios por plazo. Así, bajo este enfoque se utiliza la tasa *forward* observada y la medida que excluye premios por plazo. Nuevamente, el primer caso correspondería a una estimación de la cota superior de la TIRN, y la segunda correspondería a una medición de la cota inferior en el caso de premios por plazo positivos.

Paridad de tasas de interés

Dada la característica de economía pequeña y abierta, este método permite inferir la tasa neutral interna a base de supuestos de riesgo soberano, de depreciación del tipo de cambio real y, más importante aún, respecto a la tasa neutral de equilibrio externa. Formalmente, la ecuación de paridad de tasas está dada por:

$$i_t \approx i_t^* + E(\varepsilon) + \rho$$

donde i_t corresponde a la tasa neutral interna, i_t^* a la tasa neutral externa, $E(\varepsilon)$ corresponde a la expectativa de depreciación del tipo de cambio real definida como el desvío del tipo de cambio real *spot* respecto del promedio histórico, y ρ al premio por riesgo soberano interno. En el caso de la medida externa de tasa real neutral, se utilizarán dos medidas: (1) La tasa *forward* 10 en 10 implícita en los bonos del Tesoro de EE.UU. indexados a inflación (denominados TIIPS, por su sigla en inglés) y (2) La tasa *forward* 10 en 10 en tasas nominales de riesgo neutral (excluidos premios por plazo) a base de la metodología de Adrian et al. (2013). La primera medida es una tasa real que tiene premios, mientras la segunda es una tasa nominal a la cual se le resta la inflación de 2% de EE.UU. como *proxy* de la tasa real. En tanto, el riesgo soberano corresponde al promedio del CDS a cinco años de Chile.

IV. RESULTADOS

Las estimaciones de la tasa neutral real se resumen en el cuadro 2. Se reporta el promedio, el máximo y el mínimo de las estimaciones de la tasa neutral de Chile contemporánea y de largo plazo, promedio anual desde el 2006 a la actualidad. Del examen de los resultados, destaca que, en ambos casos, las medidas de TIRN

han disminuido hasta niveles en torno a 1,2% en la medida contemporánea, y cercanos a 1,5% en la versión de largo plazo.

En segundo lugar, se aprecia una disminución significativa en los límites máximos de ambas versiones de TIRN, que contrasta con la menor variación en los límites inferiores.

En general, los valores máximos para la TIRN de corto y largo plazo, se alternan de acuerdo con la metodología estudiada donde, en varios casos, estuvo dominada en los métodos que observaban la TPM a diferencia de los valores mínimos, donde para todos los casos, fue el método de los bonos sin premios. Lo anterior se explica porque, históricamente, el promedio de la tasa de política monetaria real ha oscilado en torno al 0,7%¹². La medida de TIRN basada en precios de activos (bonos de gobierno) que excluye bonos, metodológicamente converge a la media histórica de tasas de interés, lo cual, de acuerdo con la medida histórica de tasa real de política monetaria reportada, explica que sea el método que reporta la menor medida de TIRN entre las diferentes metodologías empleadas.

Cuadro 2

Resumen de estimaciones de la TIRN

	TIRN contemporánea			TIRN de largo plazo		
	Mínimo	Máximo	Promedio	Mínimo	Máximo	Promedio
2006	1,1	3,4	2,0	1,0	3,5	3,2
2007	0,8	3,3	1,7	0,8	3,3	3,0
2008	0,0	4,0	1,6	0,2	3,9	2,4
2009	0,7	3,2	1,6	0,8	4,1	2,2
2010	0,7	3,5	1,6	1,0	4,2	2,4
2011	1,0	3,2	1,7	0,9	3,2	2,0
2012	1,3	2,6	1,7	1,0	2,5	1,8
2013	1,3	2,3	1,6	1,1	2,7	1,9
2014	1,0	1,9	1,4	0,7	2,4	1,4
2015	1,0	1,6	1,3	0,7	1,9	1,4
2016	1,0	1,4	1,2	0,8	1,8	1,4
2016.II	1,0	1,4	1,2	0,9	1,8	1,5

Fuente: Cálculo de los autores.

¹² El promedio de la TPM desde el 2001 ha sido 3,9%, mientras el promedio de la inflación efectiva y la esperada a un año de acuerdo con la EEE para el mismo período, ha sido de 3,3 y 3,1% respectivamente. Así, la tasa de política monetaria real se ha ubicado entre 0,6 y 0,8%, según dichas medidas.

1. Estimaciones de la TIRN contemporánea

En esta subsección nos concentramos en las estimaciones de la TIRN contemporánea¹³. En primer lugar, respecto a la estimación de la TIRN a base de precios de activos, calculamos dos medidas directas de tasa contemporánea derivadas de bonos del BCCh: la tasa *forward* 3 en 2 sobre la base de bonos reales (BCU) y la tasa *forward* al mismo plazo, en bonos nominales (BCP) ajustados por la meta de inflación, 3%. Estas medidas se ilustran en el gráfico A1, en el panel A. Se aprecia que ambos presentan una disminución importante desde el 2011. Es interesante excluir los premios por plazo de la medida de tasa *forward* nominal ajustada por inflación (panel B). Esta separación entrega una lectura distinta: la tasa *forward* presenta menor volatilidad y, más importante aún, registraba un aumento en el período posterior al 2011 y hasta el 2014, año desde el cual ha disminuido casi 1%. Así, la lectura anterior sugiere que una parte importante de la caída de las tasas de mercado ha sido explicada más por menores premios por plazo, que por causa de una menor tasa de interés esperada.

En segundo lugar, siguiendo el enfoque de la regla de Taylor, en el 2006 la TIRN se ubicaba en un rango de entre 1,5 y 2,0% para luego ajustarse a niveles en torno a 1,5% hasta el 2013, y a partir de entonces se aprecia una disminución hacia niveles en torno a 1%. (gráfico A2 en el apéndice A). Finalmente, el modelo semiestructural presentado en el gráfico A3 sugiere que la tasa real neutral ha experimentado un significativo descenso desde mediados del 2011 al ritmo que el crecimiento del PIB potencial se ha venido corrigiendo a la baja. En épocas de *boom* económico la TIRN ha alcanzado niveles de 3,4% anual, y en episodios deprimidos ha tocado niveles de 1%. El nivel actual de la tasa real neutral se encuentra en torno a 1%. El gradual descenso de la tasa neutral de Chile en el pasado reciente se alinea al descenso de las tasas neutrales de economías desarrolladas presentado por Holston et al. (2016).

Estas distintas medidas de TIRN de corto plazo se resumen en el cuadro 3, cuyos niveles, para fines comparativos, y dada la disponibilidad de la estimación, se analizan a partir del 2006. Para los períodos estudiados (2006-2008, 2009-2012 y 2013-2016) se observa un paulatino descenso en el promedio de las TIRN de corto plazo.

13 El apéndice A reporta las estimaciones detalladas de los modelos revisados.

Cuadro 3

Estimación promedio de la TIRN de corto plazo

	Período		
	2006-2008	2009-2012	2013-2016
Activos financieros*	2,1	2,0	1,5
Regla de Taylor	1,7	1,5	1,3
Modelo S-S	2,9	2,7	1,6

Fuente: Elaboración de los autores.
 *Corresponde al promedio entre bono nominal y bono sin premio. Las estimaciones para el 2016 incluyen información disponible al segundo trimestre.

2. Estimaciones de la TIRN de largo plazo

En esta subsección se examinan las estimaciones de TIRN de largo plazo. En primer lugar, siguiendo el método de precios de activos financieros (apéndice B, gráfico B1), se comprende que las tendencias son similares a las reportadas en la sección anterior¹⁴. En efecto, las tasas *forward* 5 en 5 reales y nominales ajustadas por inflación sufren una caída sistemática desde el 2011 hasta menos de 200 puntos base. No obstante, al excluir los premios por plazo (panel B) se aprecia una TIRN estable, en torno al 1% durante gran parte de la muestra, a excepción del período de la crisis financiera global cuando se ubicó en torno a 0%. En segundo lugar, sobre la base del método de paridad de tasas se considera dos medidas alternativas de tasa neutral de largo plazo de EE.UU.: (1) la tasa *forward* 10 en 10 basada en bonos indexados a inflación¹⁵ (TIIPS) y (2) la tasa *forward* 5 en 5 de bonos nominales descontando premios por plazo basados en Adrian et al. (2013) ajustados por inflación de 2%; ambas medidas se presentan en el gráfico B2 panel A. Un examen de esas mediciones sugiere que la tasa neutral local (panel B) se ubicaría recientemente entre 1 y 2%, registrando una caída respecto al período precrisis 2008 y 2013.

Al igual que en el caso de la estimación de la TIRN contemporánea, resumimos los resultados de la TIRN promedio de largo plazo, para el período 2006-2016, en el cuadro 4.

¹⁴ Las estimaciones detalladas de la tasa neutral de largo plazo se presentan en el apéndice B.

¹⁵ A diferencia del caso de Chile, donde el mercado no es tan profundo a plazos mayores de 10 años, se utiliza una medida de tasa externa de mayor plazo basados en bonos de 10 y 20 años indexados a la inflación de EE.UU.

**Cuadro 4****Estimación de la TIRN de largo plazo**

	Período		
	2006-2008	2009-2012	2013-2016
Activos financieros*	2,0	2,2	1,5
Paridad de tasas (TIIPS)	3,3	3,0	2,0
Paridad de tasas (Treasury)	2,6	1,2	1,2
* Corresponde al promedio entre bono nominal y bono sin premio. Las estimaciones para el 2016 incluyen información disponible al segundo trimestre.			

V. CONCLUSIONES

En esta nota revisamos las estimaciones de la tasa neutral distinguiendo entre la TIRN de mediano y de largo plazo.

En términos de la TIRN actual, se observa que la TIRN contemporánea se ubicaría en un rango de entre 1,0 y 1,4% y entre 0,9% y 1,8% en su versión de largo plazo. Se concluye que se ha corregido sustancialmente el límite superior o máximo: desde niveles de TIRN de largo plazo (contemporánea) de 4,2% (3,5%) estimados en el 2010 a 1,8% (1,4%) en el 2016. En cambio, la dinámica del límite inferior ha permanecido relativamente más estable, en niveles que desde el 2010 son parecidos a los actuales. Lo anterior es digno de mención, pues los métodos que dependen del crecimiento potencial determinan estimaciones del límite superior.

REFERENCIAS

- Adrian, T., R. Crump y E. Moench (2013). "Pricing the Term Structure with Linear Regressions". *Journal of Financial Economics* 110(1): 110–38.
- Albagli, E., J. Fornero, A. Gatty, M. Kirchner, E. Luttini, A. Naudon, R. Tranamil y A. Yany (2015). "Producto Potencial Relevante para la Inflación". Minuta citada en *Informe de Política Monetaria*, septiembre.
- Ang, A. y M. Piazzesi (2003). "A No-Arbitrage Vector Autoregression of Term Structure Dynamics with Macroeconomic and Latent Variables". *Journal of Monetary Economics* 50: 745–87.
- Banco Central de Chile (2015). "Producto Potencial Relevante para la Inflación". *Informe de Política Monetaria*, septiembre.
- Banco Central Europeo (2004). "The Natural Rate Interest Rate in the Euro Area". ECB Monthly Bulletin, mayo.
- Banco Central Europeo (2014). "Real Interest Rates in the Euro Area: A Longer-Term Perspective". ECB Monthly Bulletin, Box 3, julio.
- Basdevant, O., N. Björkstén y Ö. Karagedikli (2004). "Estimating a Time Varying Neutral Real Interest Rate for New Zealand". Discussion Paper Series 2004/01, Reserve Bank of New Zealand.
- Blagrove P., R. Garcia-Saltos, D. Laxton y Fan Zhang (2015). "A Simple Multivariate Filter for Estimating Potential Output". IMF Working Papers 15/79, Fondo Monetario Internacional.
- Calderón, C. y F. Gallego (2002). "La Tasa de Interés Real Neutral en Chile". *Economía Chilena* 5(2): 65–72.
- Carlstrom, C. y T. Fuerst (2016). "The Natural Rate of Interest in Taylor Rules". Federal Reserve Bank of Cleveland, Economic Commentary 2016-01.
- Carrillo, J., R. Elizondo, C. Alonso Rodríguez-Pérez y J. Roldán-Peña (2017). "What Determines the Neutral Rate of Interest in an Emerging Economy", Mimeo.
- Ceballos, L., A. Naudon y D. Romero (2016). "Nominal Term Structure and Term Premia: Evidence from Chile". *Applied Economics* 48(29): 2721–35.



Chetwin, W. y A. Wood (2013). “Neutral Interest Rates in the Post-Crisis Period”. Reserve Bank of New Zealand, Analytical Notes 2013/07.

Constâncio, V. (2016). “The Challenge of Low Real Interest Rates for Monetary Policy”. Charla pronunciada en el Simposio de Macroeconomía, Utrecht School of Economics, 15 de junio.

Dupor, W. (2015). “Liftoff and the Natural Rate of Interest”. Federal Reserve Bank of St. Louis, junio.

Fondo Monetario Internacional (2014). “Perspectivas globales de las tasas de interés reales” capítulo 3 en *World Economic Outlook*, abril.

Fornero J. y A. Naudon (2016). “Proyección de la Inflación en Chile: Una Visión Sectorial”. *Economía Chilena* 19(1): 4–19.

Fuentes, J. R. y F. Gredig (2008). “La Tasa de Interés Neutral: Estimaciones para Chile”. *Economía Chilena* 11(2): 47–58.

Gerdesmeier, D. y B. Roffia (2003). “Empirical Estimates of Reaction Functions for the Euro Area”. Documento de Trabajo N°206, Banco Central Europeo.

Goldby, M., L. Laureys y K. Reinold (2015). “An Estimate of the UK’s Natural Rate of Interest”. Bank Underground, Banco de Inglaterra, 11 de agosto.

Hofmann, B. y B. Bogdanova (2012). “Taylor Rules and Monetary Policy: A Global “Great Deviation?” BIS Quarterly Review, septiembre.

Holston, K., T. Laubach y J. Williams (2016). “Measuring the Natural Rate of Interest: International Trends and Determinants”. Federal Reserve Bank of San Francisco, Working paper 2016-11.

Laubach, T. y J. Williams (2003). “Measuring the Natural Rate of Interest”. Review of *Economics and Statistics* 85(4): 1063–70.

Lubik, T. y C. Matthes (2015). “Calculating the Natural Rate of Interest: A Comparison of Two Alternative Approaches”. Federal Reserve Bank of Richmond, Economic Brief 15-10.

Magud, N. y E. Tsounta (2012). “To Cut or Not to Cut? That is the (Central Bank’s) Question”. International Monetary Fund Working Paper 12/243.

Richardson, A. y R. Williams (2015). “Estimating New Zealand’s Neutral Interest Rate”. Reserve Bank of New Zealand, Analytical Notes 2015/057.



Taylor, J. (1993). “Discretion versus Policy Rules in Practice”. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 39: 195–214.

Vlieghe, G. (2016). “Monetary Policy Expectations and Long Term Interest Rates”. Charla pronunciada en el London Business School, 19 de mayo.

Yellen, J. (2015). “The Economic Outlook and Monetary Policy”. Charla pronunciada en The Economic Club of Washington, Washington, D.C.

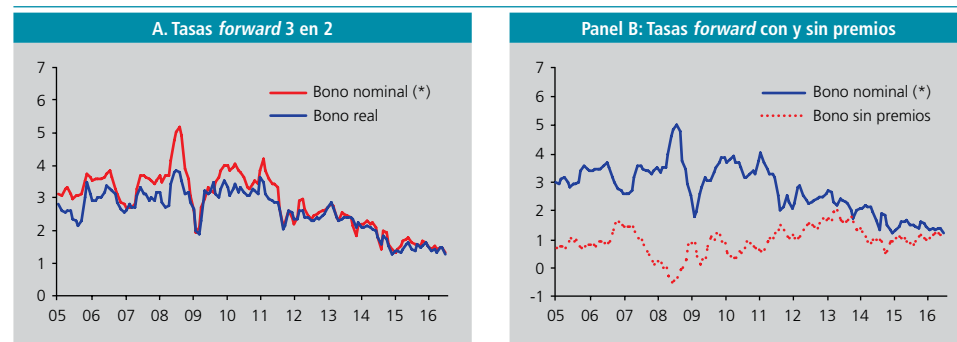


APÉNDICE A

ESTIMACIONES DE TIRN CONTEMPORÁNEA

Gráfico A1

TIRN a base de precios de activos financieros
(datos mensuales, porcentaje)



Fuente: elaboración propia.

(*) Bono nominal BCP descontando inflación de 3%.

Gráfico A2

TIRN a base de la regla de Taylor (*)
(datos mensuales, porcentaje)

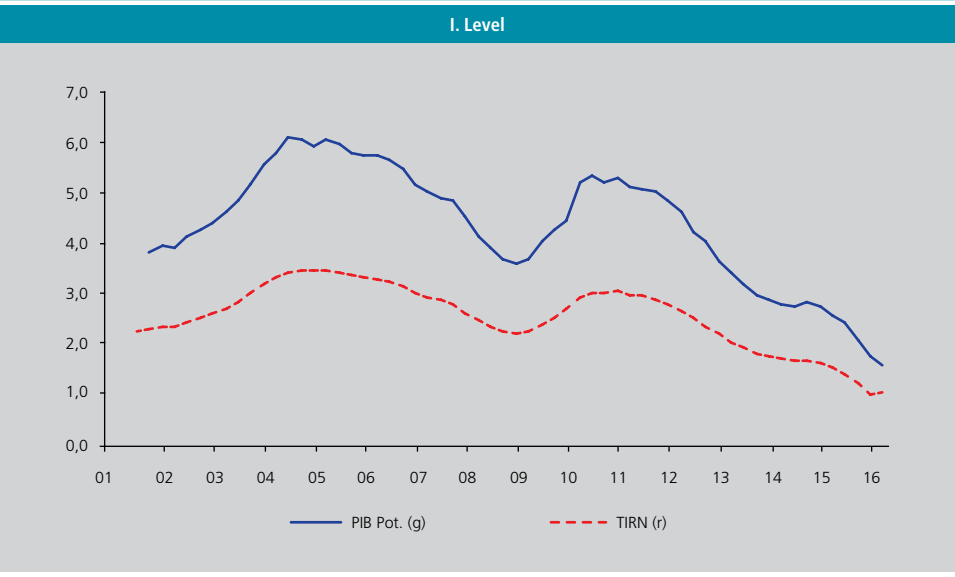


Fuente: elaboración propia.

(*) Tasas corresponden a estimaciones nominales ajustadas por inflación meta de 3%. Línea negra corresponde a promedio de modelos.

Gráfico A3

TIRN estimada con modelo semiestructural (*)
(TIRN y crecimiento potencial var. t/t anualizada, porcentaje)



(*) Datos trimestrales. "g" denota la tasa de crecimiento del PIB potencial y "r" la tasa de interés real neutral (modelo semiestructural). Las tasas de crecimiento de PIB potencial se calculan en tasas trimestrales anualizadas.

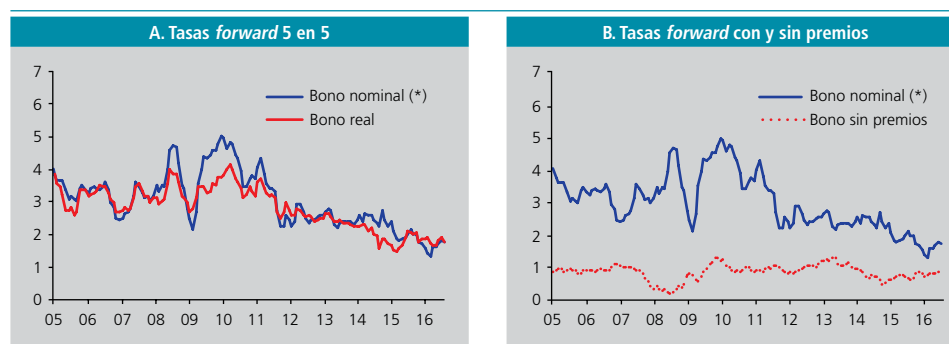
APÉNDICE B

ESTIMACIONES DE LA TIRN DE LARGO PLAZO

Gráfico B1

TIRN a base de precios de activos financieros

(datos mensuales, porcentaje)



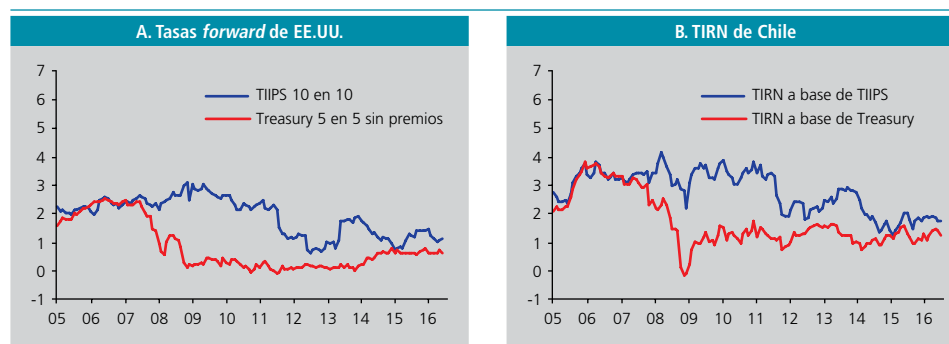
Fuentes: Bloomberg y elaboración propia.

(*) Bono nominal BCP descontando inflación de 3%.

Gráfico B2

TIRN a base de paridad de tasas

(datos mensuales, porcentaje)



Fuentes: Bloomberg y elaboración propia.

(*) Treasury corresponde a tasa forward 5 en 5 bonos nominales descontando inflación de 2%.

APÉNDICE C

MODELO SEMIESTRUCTURAL

El modelo semiestructural se compone de definiciones y ecuaciones de forma reducida. Primero, se define (en logaritmos) el nivel del PIB resto desestacionalizado (Y_t) como la suma de la brecha y el nivel del PIB resto potencial (inobservable), es decir:

$$Y_t = y_t + \bar{Y}_t.$$

La dinámica del PIB resto potencial sigue un proceso con raíz unitaria:

$$\bar{Y}_t = \bar{Y}_{t-1} + G_t + \varepsilon_t^{\bar{Y}},$$

donde el crecimiento trimestral del PIB potencial (G_t) es un proceso estocástico estacionario AR(1) que converge a la constante G^{SS} que es la tasa de crecimiento trimestral del PIB tendencial (cuando se estiman los parámetros, G^{SS} es parecida al crecimiento trimestral promedio de la muestra —pero no igual— porque se observan expectativas de crecimiento de largo plazo que ejercerán una influencia en la inferencia; ver Blaggrave et al. (2015) y Albagli et al (2015):

$$G_t = \theta G^{SS} + (1 - \theta)G_{t-1} + \varepsilon_t^G.$$

El error se supone gaussiano, $\varepsilon_t^G \sim N(0, \sigma_G^2)$, $(1 - \theta)$ denota la persistencia en la convergencia a G^{SS} . Nótese que, en general, $G_t \neq G^{SS}$.

La dinámica de corto plazo de la brecha actividad se describe por la curva IS:

$$y_t = \phi_1 y_{t-1} + \phi_2 (r_{t-1} - \bar{r}_{t-1}) + \varepsilon_t^{IS}$$

que depende de la brecha de actividad rezagada y de las condiciones financieras (brecha rezagada de tasa real) y de un *shock* $\varepsilon_t^{IS} \sim N(0, \sigma_y^2)$. Siguiendo a Laubach y Williams (2003), la TIRN de mediano plazo ($\bar{r}_t$) depende directamente de la tasa de crecimiento del PIB potencial:

$$\bar{r}_t = cG_t + \varepsilon_t^r$$

donde c es un parámetro a estimar y $\varepsilon_t^r \sim N(0, \sigma_r^2)$.

Las curvas de Phillips particulares para los componentes SAE de bienes y

$$\pi_t^{bs} = \alpha_1^{\pi_{bs}} \pi_{t-1}^{bs} + \alpha^y y_{t-1} + \alpha^{tcr} tcr_{t-1} + \varepsilon_t^{\pi^{bs}}$$

$$\pi_t^{ss*} = v_1^{\pi_{ss*}} \pi_{t-1}^{ss*} + v^y y_{t-1} + v^{cmo} \pi_{t-1}^{cmo} + \varepsilon_t^{\pi^{ss*}}$$

Donde π^{bs} (π^{SS*}) representa la inflación trimestral SAE de bienes (servicios excluyendo transporte) desviado de su promedio¹⁶. Nótese que el tcr (desvío logaritmo del TCR respecto a su media muestral) aparece en la ecuación de inflación de bienes y no en la de servicios. Los datos soportan esta especificación puesto que la estimación entrega un signo y valor estimado estadísticamente distinto de cero (apéndice C.2.). Análogamente, para la inflación SAE de servicios, es relevante la inflación salarial trimestral, π^{cmo} , medida por el costo de mano de obra de sectores resto (neto de la meta de inflación trimestral y el crecimiento del salario real promedio: 2,5%/4). Finalmente, los *shocks* iid perturban a estas curvas de Phillips; se interpretan como *shocks* de costos.

Siguiendo a Fuentes y Gredig (2008) y Albagli et al. (2015), el tcr y π^{cmo} siguen procesos exógenos AR(1). La inflación SAE (t/t), desviada de su meta trimestral (3%/4), es un promedio ponderado de la inflación SAE de bienes (π^{bs}), la inflación SAE de servicios excluyendo transporte (π^{SS*}) y la inflación SAE de servicios de transporte (π^{trsp})¹⁷, esta última modelada exógenamente.

Siguiendo a Blagrove et al. (2015), se observan adicionalmente expectativas de crecimiento de *Consensus Forecasts* y el *Global Consensus Forecasts* para el corto y el largo plazo, respectivamente¹⁸.

Las expectativas ayudan a mitigar el problema de incertidumbre del final de la muestra típico de todo filtro estadístico. Se incluyen las siguientes ecuaciones de medición:

$$\pi_{t+j}^e = E_t \pi_{t+j} + \varepsilon_{t+j}^{\pi^e} \text{ para } j = 0, 1 \text{ (inflación esperada en 2016 – 17)}$$

$$dY_{t+j}^e = E_t dY_{t+j} + \varepsilon_{t+j}^{dY^e} \text{ para } j = 0, 1, \dots, 4 \text{ (crec. esperado en 2016 – 20)}$$

$$\overline{dY}_{t+j}^e = \frac{1}{5} \sum_{j=5}^9 E_t dY_{t+j} + \varepsilon_{t+j}^{\overline{dY}^e} \text{ para } j = 0, 1, \dots, 4 \text{ (crec. promedio esperado en 2021 – 25)}$$

Obsérvese que el modelo supone que la tasa real *ex ante* es exógena, siguiendo el trabajo de Fuentes y Gredig (2008), Laubach y Williams (2003) y las actualizaciones de este trabajo. Una alternativa de modelación más completa y elegante consiste en suponer: (i) una regla de Taylor que determina la tasa de política monetaria *nominal* (TPM) en función de la inflación y la brecha siguiendo una Regla de Taylor estándar; (ii) la tasa real es la tasa de interés nominal neta de la inflación a un año (ecuación de Fisher). Esta y otras especificaciones alternativas se han estimado y concluimos del análisis que los resultados de TIRN obtenidos son robustos y cuantitativamente parecidos.

16 La inflación SAE de bienes (servicios sin costos de transporte) ha tenido una variación anual promedio de 0,9% (4%) entre el 2001.I y el 2016.II. Implícitamente representaría la meta anual de dicha inflación, por lo que la meta trimestral es 0,225% (1%).

17 $\pi_t^{sae} = \lambda_1 \pi_t^{bs} + \lambda_2 \pi_t^{ss*} + (1 - \lambda_1 - \lambda_2) \pi_t^{trsp}$ donde $\lambda_1 = 0,396$ y $\lambda_2 = 0,541$, resultan de utilizar la canasta de referencia del IPC 2013. Para una definición de los ítems considerados bienes y servicios, ver Fornero y Naudon (2016), apéndice A.

18 Por simplicidad omitimos las relaciones del mercado laboral sugeridas por Blagrove et al. (2015). Los resultados son robustos si las incluimos.

DATOS

La estimación de los parámetros resulta del uso de métodos bayesianos. La muestra comprende el período de metas de inflación: 2001.III a 2016.II.

Las variables observables son:

nivel de PIB sectores resto desestacionalizado por CC.NN., en logaritmos (Y_t).

inflación (variación t/t) IPC SAE desestacionalizado con método X-13 (π_t^{sae}), menos 3%/4.

inflaciones (variación t/t) IPC SAE bienes (π_t^{bs}) y servicios —excluye servicios de transporte (π_t^{ss*}), desestacionalizados con método X-13, menos promedios muestrales.

Tipo de cambio real, en logaritmos. Diferencia respecto del logaritmo de promedio muestral (tcr_t).

Inflación (variación t/t) del costo de mano de obra de sectores resto desestacionalizado con método X-13 (π_t^{cmo}), en desvíos respecto de la meta de inflación trimestral más el promedio de crecimiento t/t del salario real, 2,5%/4.

Expectativas de crecimiento e inflación a dos años. Fuente: *Consensus Forecast* (publicación de agosto del 2016).

Expectativas de crecimiento a cinco y diez años. Fuente: *Global Consensus Forecast* (publicación de octubre del 2015, último disponible).

La tasa real es la TPM menos las expectativas de inflación a un año de la Encuesta de Expectativas Económicas del Banco Central de Chile.

Cuadro C1

Principales parámetros del modelo semiestructural

Parámetro		Densidad "a priori"			Moda posterior *
		Dist.	Media	Desv. est.	
θ	Vel. ajuste crecimiento	beta	0,15	0,10	0,054
$4G^{ss}$	Crec. de largo plazo (a/a)	unif	0,05	0,03	0,035
ϕ_1	AR(1) brecha PIB	beta	0,7	0,10	0,805
ϕ_2	Elastic. Gap TPMR a brecha	norm	-0,086	0,05	-0,040
α_{nbs}	Persist. IPCSAE bienes	beta	0,35	0,10	0,485
α_y	Elastic. brecha a IPCSAE bienes	norm	0,05	0,03	0,072
α_{tcr}	Elastic. TCR a IPCSAE bienes	norm	0,08	0,05	0,022
v_{nss}	Persit. IPCSAE Ss. ST.	beta	0,35	0,10	0,242
v_y	Elastic. Brecha a IPCSAE Ss ST.	norm	0,2	0,10	0,096
v_{nw}	Elastic. Salarios a IPCSAE Ss. ST	norm	0,05	0,10	0,097
c	Elastic. crec. potencial a TIRN	gamma	2,99	0,70	2,225

Fuente: Elaboración propia.

* Entre paréntesis, desviación estándar.

** Estimación bayesiana. Muestra de 2001.III a 2016.II.

REVISIÓN DE LIBROS

REVISIÓN DEL LIBRO

"EL ARRANQUE DE LA DESCENTRALIZACIÓN: DESATANDO LAS AMARRAS DEL CENTRALISMO CHILENO"

de Fundación Chile Descentralizado... Desarrollado
Ediciones Universidad de la Frontera, Temuco, Chile



Carlos A. Medel*

Motivación y contexto

La descentralización en Chile ha sido, desde la década de los 70, un tema debatido en el más variopinto espectro de disciplinas, lo que se representa en este libro de 14 capítulos, escritos por 13 autores —incluyendo economistas, ingenieros, abogados, sociólogos, y un médico veterinario— sobre el estado actual de la discusión relativa a políticas de descentralización en Chile. Esta discusión revisa la experiencia chilena sobre el proceso de descentralización — con especial foco en el quehacer del actual período presidencial—, los modelos orientados a un desarrollo regional equitativo y eficiente, y las principales acciones de política propuestas por la Comisión Asesora Presidencial en Descentralización y Desarrollo Regional presentadas en octubre del 2014. Gran parte de la motivación del libro es el denominado *agobiante centralismo* del que Chile pareciera sufrir de manera crónica, documentado mediante brechas con respecto a grandes zonas metropolitanas en diversas dimensiones, y donde el orden regional no es el mismo a través de estas.

Así, la hipótesis de trabajo, tanto del libro como de la Fundación que lo edita, es buscar un país territorialmente más armónico y equilibrado, promover la generación de recursos para uso autónomo, potenciando una de las dimensiones menos explotadas en Chile para alcanzar el desarrollo: la descentralización. Como se indica, el postulado “Chile será descentralizado, o no será desarrollado” (p. 14) se basa en un dramático diagnóstico sobre el actual Estado: unitario, centralizado, vertical, autoritario, burocrático e ineficiente.

El volumen, consecuentemente lanzado en tres regiones distintas (hasta mayo del 2017), además se presenta en una coyuntura especial de acuerdo con sus autores. Por un lado, se lanza dentro de una ralentización de la economía y una crisis de legitimidad de la política que vuelca la mirada a posibles fuentes de renovación y un nuevo motor de crecimiento, donde la hipótesis de desarrollo a

* Asesor Económico de la Presidencia, Banco Central de Chile. E-mail: cmedel@bcentral.cl.

través de las regiones cobra un sentido especial. No es casualidad que el epílogo del libro se centre en discutir un volumen venidero titulado *Descentralización 2.0: Un desafío de Estado a construir Chile desde sus territorios* con una serie de propuestas para el período gubernamental 2018-2022, encasilladas en seis categorías: (i) política, (ii) administrativa, (iii) fiscal-económica, (iv) de fortalecimiento de capacidades locales y regionales, (v) de participación ciudadana y control democrático, y (vi) efectiva conducción y coordinación del proceso. Esto permite fácilmente situar el libro como una instancia descriptiva del proceso de descentralización, exposición de teorías sobre desarrollo desde las regiones, y un seguimiento a las propuestas gubernamentales, de la sociedad civil y de la academia, que están pendientes en el Congreso¹.

Por otro lado, se argumenta que la visión centralizadora del país, y a raíz de sus resultados, se encuentra obsoleta². Así, se sostiene que Chile vive el momento adecuado para transitar de un modelo unitario-centralizado a uno intermedio de Estado unitario-descentralizado, por dos razones: (i) conservar la unicidad en virtud de una identidad nacional, basada en un territorio único e indivisible con una administración centrada en el gobierno nacional, y (ii) eliminar las ineficiencias provocadas por la centralización, descentralizando todas las decisiones y funciones en las cuales los gobiernos regionales tienen mayor ventaja comparativa y economías de ámbito, este último proceso actualmente en desarrollo.

Es necesario recalcar que el momento actual propuesto por el libro (y la Fundación) para profundizar en la descentralización es el resultado de años de debate, el que comenzó incipientemente décadas atrás con alto resquemor sobre la capacidad de las regiones para hacerse cargo de sus propias responsabilidades, e incluso sin interlocutores convencidos de la legitimidad del proceso. Así, este impulso surge de la acumulación de externalidades negativas resultantes de la centralización y las mayores libertades democráticas y desarrollo económico que el país ha experimentado.

Cabe señalar que dentro de las 95 propuestas realizadas por el Grupo Res Pública Chile³ en el 2013, dos se refieren a la descentralización (propuestas 4 y 5): la formación de una Comisión Asesora Especial para la Descentralización, y la elección de todas las autoridades del gobierno regional en octubre del 2016 —destacando que Chile es el único país de Sudamérica que no elige a sus autoridades regionales. Así, y dado el cumplimiento de la primera propuesta, el proyecto de ley de elección de Intendentes (gobernadores regionales) es uno

1 *Un seguimiento sistemático al estado de las medidas propuestas por la Comisión Asesora Presidencial a mayo del 2016 comienza con el informe “Estado Actual del Proceso de Descentralización: Incertidumbres en los Plazos y Puntos Críticos de las Reformas”, Fundación Plensa, cuyo autor contribuye en la segunda parte del libro, destinada a la descentralización administrativa.*

2 *La presentación de esta idea comienza convenientemente con una cita del poeta francés Víctor Hugo: “no existe nada más poderoso que una idea a la que le ha llegado su tiempo,” (p.9).*

3 *Grupo Res Pública Chile (2013), 95 Propuestas para un Chile Mejor, primera edición, mayo del 2013.*

de los puntos más reforzados en el libro, y es considerada la “Reforma Madre” de la descentralización en Chile.

Revisión general

El libro se divide en tres partes organizadas de acuerdo con los tres primeros ejes de la descentralización: política, administrativa, y fiscal-económica. Recoge, en gran medida, las ponencias de seminarios conducidos por la Fundación durante el primer semestre del 2016 en dependencias del Congreso Nacional en Santiago y Valparaíso, las que junto con los aportes de connotados profesionales contaron con la activa participación de Senadores y Diputados de todos los partidos.

Respecto a la primera parte (de tres capítulos), sobre la descentralización política, esta se basa principalmente en el proyecto de elección de autoridades regionales. Para ello, destina el primer capítulo, de Heinrich von Baer, Mario Rozas, y Nicolás Bravo, a describir un marco constitucional y político adecuado para enfrentar elecciones democráticas abiertas de la máxima autoridad regional, presentando además su evolución desde su lanzamiento en la Comisión Asesora Presidencial. El capítulo de Julieta Suárez-Cao realiza una comparación de los sistemas electorales utilizados en el mundo, con la finalidad de sustentar que en el caso de los Gobernadores en Chile se justifica la adopción de un sistema intermedio o mixto entre la mayoría absoluta y la mayoría simple, combinando los criterios de la elección presidencial y de alcaldes. Dado que esta propuesta no tiene precedentes en Chile y su ámbito es potencialmente alto, el capítulo de Diego Portales se elabora con la finalidad de esquematizar los actores relevantes del Gobierno y el Congreso, sus contribuciones, puntos de vista, y críticas como una brújula para avizorar buen puerto y evitar naufragar en las agitadas aguas de los acuerdos políticos que fácilmente pueden llevar a desandar el trayecto recorrido.

Respecto de la descentralización administrativa, no es sorprendente que se destine un mayor número de capítulos a esta segunda parte (seis capítulos) dada la mayor complejidad que supone implementar la descentralización en la práctica. Los capítulos de Nicolás Bravo y Guillermo Pérez se enfocan precisamente en caracterizar el (renovado) traspaso de competencias desde el gobierno nacional a los regionales (cuyo proyecto de ley fue ingresado el 5 de octubre de 2011). Estas competencias se refieren al ordenamiento territorial, el fomento productivo, y el desarrollo social y cultural. Curiosamente, estos capítulos presentan una breve historia del proyecto de ley, una agenda a seguir en cuanto a plazos, y un análisis de riesgos críticos.

Dado el nivel de avance existente de la agenda, el capítulo de José Pablo Núñez analiza la ruta crítica que este proyecto de ley ha tenido en la Cámara de Diputados, comentando las indicaciones, artículos rechazados, y la votación general y particular. Como el fomento productivo también es parte del traspaso de competencias, el capítulo de Eduardo Bitrán evalúa los planes piloto implementados por la Corporación de Fomento de la Producción (Corfo) en las Regiones de Antofagasta, Biobío, y Los Ríos. Desde el punto de vista de la Corfo, entidad estatal encargada de impulsar el desarrollo productivo

nacional, el trabajo en terreno más cercano a las propuestas de la Comisión Asesora Presidencial comenzó en el año 2015 con la implementación de un modelo de descentralización, partiendo de lo más básico, como es la creación de entidades regionales para potenciar las facultades de la Corfo. Estas además son encargadas de fortalecer la capacidad de diseño e implementación de políticas a nivel regional de largo plazo.

Complementariamente, el capítulo de Patricio Vergara recoge experiencias de los programas piloto de la Corfo, a la postre desarrollado en conjunto con el Servicio de Cooperación Técnica (Sercotec). Este es uno de los capítulos de esta parte —y del libro— de mayor contundencia. En primer lugar, presenta un marco teórico basado en la *Nueva Economía Institucional*, la que asigna un rol fundamental a la calidad de las instituciones y el arreglo institucional como determinante del crecimiento y desarrollo de los países. En segundo lugar, revisa la interacción entre descentralización y fomento productivo, sugiriendo un alto grado de causalidad del segundo sobre el primero. Por último, entrega los fundamentos de por qué el modelo debe ser construido “desde dentro” citando un número sustancial de agencias existentes que pueden contribuir desde su propio ámbito regional.

La segunda parte del libro cierra con el capítulo de Iván Borcoski, el que se centra exclusivamente en la gestión de la Asociación Chilena de Municipalidades (AChM) sobre la descentralización. En primer lugar, describe la evolución —siempre desde la óptica de la AChM— del proceso de descentralización y la historia de las demandas de la Asociación, las que datan desde 1993. El mayor valor de este capítulo emana de la discusión y análisis de las modificaciones realizadas al proyecto de ley que derivó en la Nueva Ley de Plantas Municipales (20.922), publicada en el *Diario Oficial* el 25 de mayo de 2016. Con todo, concluye que, si bien este esfuerzo es necesario, no es suficiente para consolidar la descentralización del país, en gran medida porque las demandas de descentralización política tienden a remitirse solo a descentralización administrativa.

Finalmente, la descentralización fiscal-económica se trata en la tercera parte del libro, compuesta de tres capítulos. Estos son escritos por economistas y, consecuentemente, la exposición se apoya en gráficos y comparación de cifras a través del tiempo o entre regiones. El capítulo de Mario Marcel sobre desarrollo territorial, crecimiento, e inclusión provee un interesante ordenamiento de la discusión partiendo de las definiciones clave presentes en el debate (agregando a las tres dimensiones “clásicas” la *desconcentración administrativa*, el *federalismo fiscal* y la *compensación territorial*, entre otras). De esta manera, es relativamente más directo comprender la encrucijada de las regiones mediante la interacción de estos elementos ya definidos, y como corolario, facilitar la elaboración de políticas con mayor focalización y sinergias. Así, por ejemplo, “[...] los recursos públicos pueden distribuirse desde el nivel central con un objetivo compensatorio, pero los gobiernos subnacionales, aun cuando cuenten con autoridades elegidas por la ciudadanía, pueden estar limitados respecto de dónde y cómo aplicarlos.” (p.173).

El capítulo además, presenta evidencia empírica sobre la aglomeración como tránsito al desarrollo territorial producidas por las economías de escala de la localización y urbanización. Este desarrollo territorial se condice, además, con la dinámica inclusiva del crecimiento, la cual puede aumentar los desequilibrios en virtud de un desarrollo cohesionado posterior. El interés de comprender este esquema radica en que son importantes aliados para la formulación de políticas efectivas.

Es así como se plantean, y responden mediante la evidencia empírica chilena, ocho preguntas de política relevantes como, por ejemplo, ¿existe capacidad para igualar estándares de vida más allá de las oportunidades económicas entre las regiones? o ¿existen suficientes atribuciones a nivel local para generar sinergias con políticas nacionales?

El capítulo de Emilio Pineda es igualmente interesante. De la misma forma que el anterior, comienza con la descripción de un marco teórico que actúa de soporte para propuestas posteriores en materia de política pública, las que se ciñen siempre al marco fiscal. Algunos ejemplos de estas atañen a la regulación de la deuda de los gobiernos subnacionales, la operatoria de las transferencias equalizadoras discrecionales y basadas en fórmulas, y rendición de cuentas, entre otras.

Finalmente, el capítulo de Ismael Toloza, altamente técnico, constituye una revisión de los elementos que debería considerar la Ley de Financiamiento Regional, con un énfasis en los requerimientos más inmediatos. Estos pueden tomar la forma de una “Política de Cohesión Social y Territorial” basada en el Tratado de la Comunidad Europea, fomentando la cooperación y creación de redes, atendiendo las fortalezas de cada región, y una adecuación de los instrumentos de política. Similar al capítulo de Emilio Pineda, este capítulo ofrece medidas concretas, tal como la recién mencionada, aunque también sobre mayores transferencias (en algunos casos devoluciones), y la garantización estatal de desarrollo (basada en el aseguramiento de un piso de desarrollo territorial, al estilo de la Unión Europea).

Aporte del libro

Indudablemente, el libro tiene valor intrínseco al enmarcarse dentro de la escasa literatura sobre la descentralización en Chile y políticas públicas para su potenciación.

El libro es editado por la *Fundación Chile Descentralizado... Desarrollado* cuyos objetivos apuntan precisamente a desarrollar Chile desde sus regiones. El espíritu del volumen comparte este objetivo. La lectura resulta amena y con cambios de ritmo, los que en gran medida se deben a que las subdisciplinas Economía geográfica, Economía y desarrollo territorial, entre otros, no tienden a ser parte del currículo básico de los programas de universidades chilenas en Economía ni Políticas públicas (aunque sí en programas más específicos de universidades “regionales”), ni tampoco son de manifiesto interés mediático, pese

a las evidentes diferencias regionales. Así, algunos capítulos, particularmente de la tercera parte, vale la pena leerlos con mayor detención para familiarizarse con la terminología, asimilar nuevos conceptos y reflexionar sobre cómo se relacionan con el acervo profesional del lector. También es necesario considerar la diferente formación, experiencia y visión de los autores respecto de la descentralización, lo que resulta ser un elemento destacable del libro.

El análisis de los modelos de descentralización política y tipos de sistemas electorales aplicados a la realidad chilena constituye un tercer aporte. Particularmente, la definición precisa de elementos clave una vez expuesta la realidad “desde dentro” con distintos tipos de evidencia, permite entender mejor el ámbito y la finalidad de las diversas políticas analizadas. Además, es un reforzamiento a las propuestas de la Comisión Asesora Presidencial, varias de las cuales han permeado la agenda legislativa.

La revisión y análisis del estado legislativo actual de estas propuestas es un aporte valioso para marcar la trayectoria recorrida hasta ahora y focalizar los esfuerzos en la parte restante de la agenda. La individualización de los actores clave, como también la documentación de los artículos rechazados de los proyectos de ley, marcan la ruta crítica que a la posteridad proveen lecciones valiosas incluso para otros procesos legislativos. El libro, en este sentido, cumple un papel poderoso como bitácora pública contrastable con el resultado legislativo final.

En suma, estos aportes de más fácil identificación se pueden resumir en tres:

- 1.- Fundamentos de por qué Chile puede alcanzar el desarrollo mediante la descentralización, definiendo los elementos clave para la discusión, evidencia para el caso chileno y países selectos;
- 2.- Políticas específicas que ayudarían a que las regiones tengan una mayor participación en sus decisiones y su futuro, junto con una agenda, análisis de riesgos, requerimientos urgentes y actores relevantes, y
- 3.- La preparación de un marco común para la discusión legislativa y académica, necesaria para la evaluación y anticipación del efecto de políticas públicas.

Dado que es un libro bien organizado y hace las veces de preámbulo para el segundo volumen anunciado, se recomienda su lectura —en varios ámbitos— como una guía acabada y actualizada sobre el complejo proceso de descentralización en Chile.



REVISIÓN DE PUBLICACIONES

DICIEMBRE 2017

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

*Alfaro, R., C.A. Medel y C. Moreno (2017). “An Analysis of the Impact of External Financial Risks on the Sovereign Risk Premium of Latin American Economies”. *Revista de Análisis Económico* 32(2): 131–53.

Código JEL: F / ECONOMÍA INTERNACIONAL

*Lee, S.-Y., H. Im, y E. Lim (2017). “Has the Chile-Korea FTA Served as a Bridgehead FTA?” *Journal of the Asia Pacific Economy* 22(3): 477–85.

Código JEL: G / ECONOMÍA FINANCIERA

Cid, C., M. Jara, C. Maquieira y P. San Martín (2017). “Instrumentos Derivados, Concentración de Propiedad y Valor de la Firma. Evidencia para Chile”. *Trimestre Económico* 84(336): 947–74.

Farías, P. (2017). “Los Determinantes del Conocimiento del Costo Total de los Avances en Efectivo”. *Trimestre Económico* 84(336): 847–68.

*Morales, M. y G. Larraín (2017). “The Chilean Electronic Market for Annuities (SCOMP): Reducing Information Asymmetries and Improving Competition”. *Geneva Papers on Risk and Insurance: Issues and Practice* 42(3): 389–405.

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

Aroca, P. y N. Garrido (2017). “Descomposición Sectorial de la Productividad Total de los Factores en Chile, 1996-2010”. *Cepal Review* 122: 185–203.

*Santi, C. y P. Santoleri (2017). “Exploring the Link between Innovation and Growth in Chilean Firms”. *Small Business Economics* 49(2): 445–67.

Código JEL: Y / NO CLASIFICADOS

*Álvarez, R. y M. Canales (2017). “Impacto de los Obstáculos al Conocimiento en la Innovación de las Empresas Chilenas”. *Journal of Technology, Management and Innovation* 12(3): 78–85.

Álvarez, R. y A. González (2017). “Competition, Selection, and Productivity Growth in the Chilean Manufacturing Industry”. Documento de Trabajo N° 453, Departamento de Economía, Universidad de Chile.

Behrman, J., D. Contreras, I. Palma y E. Puentes (2017). “Wealth Disparities for Early Childhood Anthropometrics and Skills: Evidence from Chilean Longitudinal Data”. Documento de Trabajo N°454, Departamento de Economía, Universidad de Chile.

Espinosa-Méndez, C., J. Gorioitía y J. Vieito (2017). “Is the Virtual Integration of Financial Markets Beneficial in Emerging Markets? Evidence from MILA”. *Emerging Markets Finance and Trade* 53(10): 2279–302.

Gallegos, F., O. Malamud y C. Pop-Eleches (2017). “Parental Monitoring and Children’s Internet Use: The Role of Information Control, and Cues”. Documento de Trabajo N°496, Departamento de Economía, Pontificia Universidad Católica de Chile.

Gallegos, J. y J. Ondrich (2017). “The Effects of the Chilean Divorce Law on Women’s First Birth Decisions”. *Review of Economics of the Household* 15(3): 857–77.

Garrido, R. y A. Bronfman (2017). “Equity and Social Acceptability in Multiple Hazardous Materials Routing through Urban Areas”. *Transportation Research: Part A: Policy and Practice* 102: 244–60.

López, F. (2017). “Consumidor Financiero: Diagnóstico y Algunas Propuestas”. Documento de Investigación N°321, Facultad de Economía y Negocios, Universidad Alberto Hurtado.

Modrego, F., D. Paredes y G. Romani (2017). “Individual and Place-Based Drivers of Self-Employment in Chile”. *Small Business Economics* 49(2): 469–92.

Paredes, V. (2017). "Grading System and Student Effort". *Education Finance and Policy* 12(1): 107–28.

Sikora, I., J. A. Campos y J. Bustos (2017). "Determinantes del Precio Spot Eléctrico en el Sistema Interconectado Central de Chile". *Revista de Análisis Económico* 32(2): 3–38.

Tirachini, A. y A. Gómez-Lobo (2017). "Does Ridesourcing Increase or Decrease Vehicle Kilometers Traveled (VKT)? A Simulation Approach for the Case of Santiago, Chile". Documento de Trabajo N° 457, Departamento de Economía, Universidad de Chile.

RESÚMENES DE ARTÍCULOS SELECCIONADOS

Los textos presentados a continuación son transcripciones literales del original.

Código JEL: E / MACROECONOMÍA Y ECONOMÍA MONETARIA

*Alfaro, R., C.A. Medel y C. Moreno (2017). "An Analysis of the Impact of External Financial Risks on the Sovereign Risk Premium of Latin American Economies". *Revista de Análisis Económico* 32(2): 131–53.

This article presents a quantification of the response of the sovereign risk premium (EMBI) of a group of Latin American countries, to unexpected changes (shocks) in external financial variables. A vector autoregressions is estimated for each country (Colombia, Chile, Mexico, and Peru) in monthly frequency that includes China's and Brazil's EMBI, the global volatility index (VIX), plus the value of the dollar against a basket of currencies (Broad Index) and a proxy of the slope of the US Treasury yield curve (Spread US). The VIX and Broad Index shocks turn out to have a relatively homogenous effect on each country's EMBI, while shocks to the China and Brazil EMBI are more heterogeneous. For the case of Chile, we further study three alternative risk scenarios, incorporating the copper price as an additional variable. The most disruptive scenario at the time when the shock hits is the Volatility driven one. Nevertheless, it is the Emerging market's scenario (namely one with simultaneous shocks to China' and Brazil's EMBI) the one with the most harmful dynamics, as it dyes out slower. Finally, a Copper price bust scenario, in which the price of copper drops significantly in addition to a shock to the EMBI China, is the one with the least effect as the price of copper is relatively less affected by shocks to other variables, displaying lower spillovers.

Código JEL: F / ECONOMÍA INTERNACIONAL

*Lee, S.-Y., H. Im, y E. Lim (2017). "Has the Chile-Korea FTA Served as a Bridgehead FTA?" *Journal of the Asia Pacific Economy* 22(3): 477–85.

This study demonstrates that the Chile–Korea FTA in 2004 serves as a bridgehead FTA for the accessibility of Korean goods in the Latin American

market. A bridgehead FTA can be defined as an FTA with one particular partner country serving as a base to increase exports to its neighboring countries. This effect is more pronounced as Chile and LAFTA countries are more integrated. Our result suggests that a trade policy such as FTA can serve to complement business strategy of firms.

Código JEL: G / ECONOMÍA FINANCIERA

*Morales, M. y G. Larraín (2017). “The Chilean Electronic Market for Annuities (SCOMP): Reducing Information Asymmetries and Improving Competition”. *Geneva Papers on Risk and Insurance: Issues and Practice* 42(3): 389–405.

The Chilean electronic market for annuities was created in 2004 in order to correct several malfunctions of the market for annuities. The Chilean pension system is composed of two phases. During the accumulation phase, savings are collected and managed by asset managers. The payout phase consists of pension payments mainly in the form of annuities and programmed withdrawals (offered by life insurance companies and pension fund administrators, respectively). The SCOMP or Electronic Consultations and Offers System for Annuities and Phased Withdrawals replaced the traditional way pensioners looked for and bought retirement products in the Chilean market. This electronic quotation system was created to help reduce search costs, as well as to allow pensioners to choose the best available deals offered by providers. Overall, this paper finds that, after controlling for other regulatory changes and the main determinants of annuity rates, the new quotation system raised annuity payments by 15 per cent. The database used for the econometric analysis goes from January 2001 to June 2008, with the implementation of the SCOMP located at the middle of the sample, and considering all 131,226 annuity policies sold during this period. The exogenous variables explaining the level of the annuity rates are a combination of individual and provider characteristics, given that the estimated equation corresponds to a reduced-form representation of the underlying structural supply–demand model for annuities.

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

*Santi, C. y P. Santoleri (2017). “Exploring the Link between Innovation and Growth in Chilean Firms”. *Small Business Economics* 49(2): 445–67.

We investigate the relation between the introduction of innovation and subsequent firm growth employing a dataset representative of the Chilean productive structure. By means of quantile treatment effects (QTE), we estimate the effect of the introduction of innovation by comparing firms with a similar propensity to innovate for different quantiles of the firm growth distribution. Our results indicate that process innovation positively affects sales growth for those firms located at the 75th and 90th percentiles. Contrarily, product innovation appears not to be a driver of firm performance. We also find that process innovation benefits mature firms at higher quantiles while it positively affects young firms located at low-medium quantiles.



Código JEL: Y / NO CLASIFICADOS

*Álvarez, R. y M. Canales (2017). “Impacto de los Obstáculos al Conocimiento en la Innovación de las Empresas Chilenas”. *Journal of Technology, Management and Innovation* 12(3): 78–85.

La literatura sobre obstáculos a la innovación se ha centrado principalmente en las restricciones financieras. En esta investigación, utilizando la 8° Encuesta de Innovación en Empresas, analizamos el impacto de los obstáculos de conocimiento en la probabilidad de innovar. Nuestros resultados muestran que, al corregir por la endogeneidad de los obstáculos, estos reducen la probabilidad de innovar en las firmas chilenas. Además, el impacto es negativo tanto para innovaciones tecnológicas como no tecnológicas. Nuestros resultados tienen importantes implicancias de política, sugiriendo que las políticas no solo se deben centrar en las restricciones financieras, sino que también en obstáculos de conocimiento como la disponibilidad de recursos humanos y la información sobre mercados y nuevas tecnologías.

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. 2014. Publicación anual. Disponible solo en versión digital.
- Banca Central, Análisis y Políticas Económicas. Volúmenes 1 al 24.
- Banco Central de Chile. 1995.
- Banco Central de Chile: Preceptos Constitucionales, Ley Orgánica y Legislación Complementaria. 2000.
- Boletín Mensual. Publicación mensual. Desde la edición de julio del 2013, solo en versión digital.
- 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. 2002. 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: 2003-2010.
- Cuentas Nacionales de Chile: 2008-2011. Publicación anual. Desde la edición 2008-2012, solo en versión digital.
- Cuentas Nacionales de Chile. Compilación de Referencia 2013. 2016.
- Cuentas Nacionales de Chile. Métodos y Fuentes de Información. 2017.
- 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 63.
- Documentos de Trabajo. N°s 1 al 812.
- Economía Chilena. Publicación cuatrimestral.
- Economía para Todos. Octubre 2016.
- Economic and Financial Report. Publicación mensual desde 1983 a 2003. Discontinuada a partir de enero de 2004.
- Estatuto de la Inversión Extranjera DL 600. 1993.
- Estudios Económicos Estadísticos. N°s 50 al 124.
- Estudios Monetarios. I al XII.
- 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. 2012. Edición en español y en inglés, disponibles solo en versión digital.
- Guía de Estilo en Inglés. 2001.
- 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. 2004. Publicación semestral. Edición en español. En inglés, disponible solo en versión digital.
- Informe de Percepciones de Negocios. 2013. 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. 2000. Publicación cuatrimestral hasta septiembre del 2009 y trimestral a partir de diciembre del 2009. Edición en español. En inglés, disponible solo en versión digital.
- Informe Económico de Chile. Publicación anual desde 1981 a 1984. Discontinuada a partir de 1985.
- Informe Económico y Financiero. Publicación quincenal desde 1981 al 2003. Discontinuada a partir de enero del 2004.
- Informe Mensual de Estadísticas del Mercado Cambiario. 2014. Disponible solo en versión digital.
- Informe Mensual de Estadísticas Monetarias y Financieras. 2013. Disponible solo en versión digital.
- Investigación al Día. 2012. Edición trimestral en español. Disponible solo en versión digital.
- Invirtiendo en Chile. 1991.
- La Emisión de Dinero en Chile. Colección de Monedas y Billetes del Banco Central de Chile. Julio 2005.
- La Política Monetaria del Banco Central de Chile en el Marco de Metas de Inflación. 2007. Edición en español y en inglés.
- Legislación Económica Chilena y de Comercio Internacional. 1982.
- Legislación Económica y Financiera. 2006. Disponible solo en versión digital.
- Ley Orgánica Constitucional del Banco Central de Chile. 2016.
- Matriz de Insumo Producto para la Economía Chilena 1986. 1992.
- Matriz de Insumo Producto para la Economía Chilena 1996. 2001.
- Memoria Anual del Banco Central de Chile. Publicación anual. Edición en español. En inglés, disponible solo en versión digital.
- Modelos Macroeconómicos y Proyecciones del Banco Central de Chile. 2003.
- Nueva Familia de Billetes para Chile. 2013. Edición bilingüe español-inglés.
- Pintura Chilena Colección del Banco Central de Chile. Octubre 2004.
- Política Monetaria del Banco Central de Chile: Objetivos y Transmisión. 2000. Edición en español y en inglés.
- Políticas del Banco Central de Chile 1997-2003. 2003.
- Presentation of the Bill on the Constitutional Organic Law of the Central Bank of Chile. 1989.
- Principales Exportaciones y Países de Destino. Publicación anual desde 1980 a 1982. Discontinuada a partir de 1983.
- Proyecto de Ley Orgánica Constitucional del Banco Central de Chile. 1988.
- Publicaciones Académicas. Edición bilingüe. Períodos: 1996-2001 de Junio del 2001; 2001-2004 de Septiembre del 2005; 2005-2006 de Octubre del 2007; y 2007-2010 de Agosto del 2011. Último periodo disponible, solo en versión digital.
- Recopilación de la Legislación Bancaria Chilena. 1980.
- Serie de Comercio Exterior 1970-1981. 1982.
- Serie de Datos Bancarios. Edición mensual. Disponible solo en versión digital.
- Serie de Estudios Económicos. 1 al 49. Publicación redenominada, a partir del número 50, con el nombre de Estudios Económicos Estadísticos.
- Series Monetarias. 1979.
- Síntesis de Normas de Exportación y Otras Disposiciones Legales. 1987.
- Síntesis Estadística de Chile. Publicación anual. Edición en español y en inglés.
- Síntesis Monetaria y Financiera. Publicación anual. Discontinuada a partir del 2012 y reemplazada por las publicaciones digitales Informe Mensual de Estadísticas Monetarias y Financieras, el Informe Mensual de Estadísticas del Mercado Cambiario, y el documento Serie de Datos Bancarios.

Para mayor información respecto de las publicaciones del Banco Central de Chile, contactarse con:

Departamento Publicaciones, Banco Central de Chile, Morandé 115 - Santiago / Fono: 22670 2888.

SERIE DE LIBROS SOBRE BANCA CENTRAL, ANÁLISIS Y POLÍTICAS ECONÓMICAS

La serie publica trabajos inéditos sobre banca central y economía en general, con énfasis en temas y políticas relacionados con la conducción económica de los países en desarrollo.

"Es un deber para los encargados de las políticas, en todas partes, estar abiertos a las lecciones que puedan obtener de sus colegas en otros países, y aceptar que las respuestas que fueron correctas en un momento pueden no serlo bajo nuevas circunstancias. En la búsqueda de respuestas correctas, los análisis y perspectivas contenidos en esta serie serán de gran valor para Chile y para todos los restantes países".

Anne Krueger, Fondo Monetario Internacional.

BANCO CENTRAL DE CHILE

Para ordenar:

www.bcentral.cl/es/faces/bcentral/investigacion/seriesdelibros

bcch@bcentral.cl

Teléfono: (56) 22670 2888

Los precios incluyen costo de transporte y están sujetos a cambio sin aviso previo.

Monetary Policy 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.

Commodity Prices and Macroeconomic Policy

Rodrigo Caputo and Roberto Chang, eds.

Terms-of-trade fluctuations caused by long commodity price cycles are an important driving force of macroeconomic dynamics in many emerging and advanced economies, and hence have been the focus of economic research since the Merchantilists. "Commodity Prices and Macroeconomic Policy" contains six articles that define the new research frontier on this subject. The articles produce new and interesting findings on the implications of commodity price fluctuations for the conduct of macroeconomic policy. Both short-run business cycle issues and long-run structural topics are examined using state-of-the-art empirical tools and quantitative dynamic stochastic general equilibrium models. The ongoing collapse of commodity prices makes this book a must-read for anyone interested in understanding the macroeconomic implications of commodity price fluctuations and in learning about the way in which policy should respond.

Enrique Mendoza, University of Pennsylvania

Tapa dura, 270 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 para su publicación en esta revista. Para este efecto el trabajo deberá estar escrito en inglés o español y enviado a los editores con un máximo de 8.000 palabras, sin contar tablas y cuadros. Debe incluir, además, un resumen en español y en inglés (con una extensión de alrededor de 100 palabras) y el nombre completo, filiación y correo electrónico del autor o coautores. Los trabajos se deben enviar a **rec@bcentral.cl**. También se invita a enviar comentarios sobre artículos publicados en la revista en inglés o español.

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 Diciembre 2017 volumen 20 N.º3