

R E V I S T A D E

ANALISIS ECONOMICO

VOLÚMEN 35 - N° 2

ISSN 0718-8870

OCTUBRE DE 2020

ARTICULOS / ARTICLES

Rodrigo Calcagni T.

Implied monetary policy extracted from interest rate swaps in Chile
*Tasas de política monetaria implícitas extraídas de la curva swap
en pesos chilenos*

Júlio Lobão, Natércia Fortuna, Franklin Silva

Do psychological barriers exist in Latin American stock markets?
¿Existen barreras psicológicas en los mercados bursátiles latinoamericanos?

Antonio Fernandois, Carlos A. Medel

Geopolitical tensions, OPEC news, and the oil price:
A Granger causality analysis

*Tensiones geopolíticas, noticias OPEP, y el precio del petróleo:
Un análisis de causalidad Granger*

Michelle Mieres Brevis

La dinámica de la desigualdad en Chile: Una mirada regional
The dynamics of inequality in Chile: A regional look

Felipe Salce Díaz

Deserción escolar y calidad de los docentes en Chile
School dropout and quality of teachers in Chile

ECONOMIC ANALYSIS

R E V I E W

REVISTA DE
ANALISIS ECONOMICO
ECONOMIC ANALYSIS REVIEW

EDITORES / EDITORS

Raphael Galvão, Universidad Alberto Hurtado, Chile
Carlos J. Ponce, Universidad Alberto Hurtado, Chile

ASISTENTE EDITORIAL/ EDITORIAL ASSISTANT

Carolina Bermeo

EDITORES ASOCIADOS / ASSOCIATE EDITORS

- **Joaquín Coleff**, Universidad Nacional de La Plata, Argentina
- **Constantino Hevia**, Universidad Torcuato Di Tella, Argentina
- **Claudia Martínez**, Pontificia Universidad Católica de Chile, Chile
- **Consuelo Silva**, Pontificia Universidad Católica de Chile, Chile

CONSEJO EDITORIAL / EDITORIAL BOARD

- **Claudio Agostini**, Universidad Adolfo Ibáñez, Chile
- **James Albrecht**, Georgetown University, Estados Unidos
- **Guillermo Calvo**, Columbia University, Estados Unidos
- **Augusto Castillo**, Universidad Adolfo Ibáñez, Chile
- **Sebastián Edwards**, University of California, Estados Unidos
- **Eduardo Engel**, Universidad de Chile, Chile
- **Alvaro José Riascos**, Universidad de los Andes, Colombia
- **Susan Vroman**, Georgetown University, Estados Unidos

Indexed in: EconLit, RePEc, Latindex, EBSCOhost, SSRN, SciELO, Scopus

REVISTA DE ANALISIS ECONOMICO es una publicación de carácter internacional y bilingüe del Departamento de Economía de la Universidad Alberto Hurtado. La revista, que se publica dos veces por año, en abril y en octubre, tiene por objetivo estimular la producción y el intercambio intelectual de estudios teóricos y empíricos en materias económicas.

ECONOMIC ANALYSIS REVIEW is an international bilingual journal edited at the Department of Economics, Universidad Alberto Hurtado. Published twice a year (April and October), the journal aims to disseminate theoretical and empirical research in economics.

R E V I S T A D E

ANALISIS ECONOMICO

VOLUMEN 35 - N° 2

ISSN 0718-8870

OCTUBRE DE 2020

ARTICULOS / ARTICLES

Rodrigo Calcagni T.

Implied monetary policy extracted from interest rate swaps in Chile

Tasas de política monetaria implícitas extraídas de la curva swap en pesos chilenos

3

Júlio Lobão, Natércia Fortuna, Franklin Silva

Do psychological barriers exist in Latin American stock markets?

¿Existen barreras psicológicas en los mercados bursátiles latinoamericanos?

29

Antonio Fernandois, Carlos A. Medel

Geopolitical tensions, OPEC news, and the oil price:

A Granger causality analysis

Tensiones geopolíticas, noticias OPEP, y el precio del petróleo:

Un análisis de causalidad Granger

57

Michelle Mieres Brevis

La dinámica de la desigualdad en Chile: Una mirada regional

The dynamics of inequality in Chile: A regional look

91

Felipe Salce Díaz

Deserción escolar y calidad de los docentes en Chile

School dropout and quality of teachers in Chile

161

ECONOMIC ANALYSIS

R E V I E W

IMPLIED MONETARY POLICY EXTRACTED FROM INTEREST RATE SWAPS IN CHILE

TASAS DE POLITICA MONETARIA IMPLICITAS EXTRAIDAS DE LA CURVA SWAP EN PESOS CHILENOS

RODRIGO CALCAGNI T.*

Economics Department, United World College of the Adriatic

Abstract

This article describes a methodology that uses interest rate swaps in Chilean Pesos to extract monetary policy paths, as well as their probability, with nodes on future Central Bank meetings. It is concluded that implied policy paths contain term premiums that correlate with the policy cycle. Accordingly, implied paths have consistently overestimated the future path of future interest rates, pricing hikes more often than cuts and underestimating the likelihood of rates becoming more expansionary. Moreover, the level of implied rates has been governed by the front end of the curve, instead of expectations of the economic cycle. The result is that extracting implied rates from the swap curve is an ineffective tool for forecasting, and that the swap curve has not been able to anticipate changes in policy. These findings provide insights on the asymmetrical risk profile of future monetary policy and may contribute to the design of hedging strategies.

Keywords: Monetary policy, interest rate swaps, term premium, implied rates of monetary policy, swap cámara promedio.

JEL Classification: G1.

* E-mail: rodrigocalcagni@gmail.com

Resumen

Este artículo describe una metodología que utiliza swaps de tasa de interés en pesos chilenos para extraer sendas de tasas de política monetaria futuras, junto a sus probabilidades de ocurrencia, con nodos en eventuales reuniones del Banco Central. Se concluye que tales sendas implícitas de política contienen premios por plazo que están correlacionados con el ciclo de política. Así, los derivados de tasas han sobreestimado de manera consistente la senda de política monetaria futura, incorporando en sus precios aumentos de TPM más frecuentemente que recortes de tasa y han subestimado la probabilidad de recortes. Más aún, el nivel de tasas implícitas ha sido determinado por la parte corta de la curva en vez de por expectativas sobre el ciclo económico. El resultado es que extraer tasas implícitas de la curva swap es un método inefectivo para predecir tasas futuras y que estas no anticipan decisiones de política. Estos resultados ayudan a entender el perfil asimétrico del riesgo de movimientos futuros de política monetaria y pueden contribuir al diseño de estrategias de cobertura.

Palabras clave: *Política monetaria, swaps de tasa de interés, premios por riesgo, tasas de política monetaria implícitas, swaps cámara promedio, índice de cámara promedio, tasa nominal anualizada*

Clasificación JEL: *G1.*

1. INTRODUCTION

This article examines a methodology to extract forward looking paths of monetary policy that are implied in, and can be extracted from, the swap curve in Chile. It also describes the dynamics of implied future interest rate paths and discusses their effectiveness in anticipating changes in monetary policy. The sample to obtain implied rates is comprised of daily closings for the swap curve (contracts in Chilean Pesos) between January 2011 and September 2017. Up to fifteen months forward implicit rate paths are put to test against actual monetary policy and their dynamics are compared to past and *ex-post* information (up until December 2018). It is concluded that swap contracts consistently price higher than average monetary policy rates, and that such differences directly correlate with policy cycles which can be interpreted as term premiums. This means that term premiums have been higher during periods of tightening and vice versa. Moreover, it is shown that the level of up to fifteen months ahead rates¹ is governed by the front end of the curve and the current level of policy. These findings are contrary to

¹ The rate that is implied for the monetary policy decision fifteen months in the future.

what would be expected for a Central Bank that targets inflation and that normalizes monetary policy once inflation reaches its target in the projection horizon².

In the sample period, the variance of the whole path of implied rates is tied to the variance of one month ahead rates. This means that both the level, and the volatility of implied rates are determined by the front end of the curve (both by its level and by its volatility). It follows that changes in implied future rates are strictly determined and can only be caused by unexpected changes in monetary policy or by the slope of the zero coupon swap curve³. It is also concluded that the swap curve is ineffective for pricing one meeting ahead changes in policy, and that it prices hikes more often than it does cuts, contrary to the actual history of monetary policy cycles. In fact, it is shown that the Central Bank has often acted in different ways than the market has been pricing, but that the market has been swift to adapt when surprised. Finally, it is shown that implied monetary policy rates as described in this article have not been able to anticipate future monetary policy and that pricing errors correlate with current monetary policy.

This article is organized in three parts. The first one provides a short review of the existing literature and the international experience regarding expectations of American monetary policy based on the widely used methodologies that rely on Federal Fund Rate Futures. It also looks into local articles regarding derivatives in Chile and on their proposed uses for extracting future monetary policy expectations. The second part provides a description of the methodology used, as well as a numerical example. With this in mind, the example provided fulfills a secondary aim of this article, which is to present its methodology in a simple way that can be replicated and understood by practitioners. In particular, the methodology described projects the underlying index for the netting of plain vanilla interest rate swaps (*índice de cámara promedio*) and extracts the implicit movements of monetary policy rates and their likelihoods. In this simple example, many of the conclusions of the article are shown in a simple manner. Finally, the third part uses historical data to put to test implicit monetary policy rates against the actual actions taken by the Central Bank and their dynamics are compared to past and *ex-post* information.

2. LITERATURE REVIEW AND INTERNATIONAL EVIDENCE

Most existing literature focuses on Federal Fund Rate Futures (FFRF) and their use for extracting expectations of FOMC meetings decisions. With an educational purpose, Keasler and Goff (2007) describe in a straightforward fashion a commonly used methodology to extract Fed Fund Rate decisions in upcoming FOMC meetings from interest rate futures. Such methodology is based on the assumptions that (i) FFR

² The standard for the Central Bank of Chile.

³ Given the path of monetary policy that is extracted from the derivatives contracts, expected movements in the zero coupon swap curve are based on the time decay of the contract

are always at the target and (*ii*), FFR can only jump by 25bp. Nosal (2001) states that as much as FFRF do provide a measure of expected rates in an efficient market, it is sensible for them to price higher rates given the nature of the hedge they provide. In fact, while FFRF can help manage risk from movements in interest rates, these are determined by other financial instruments. In this case, FFRF hedge pure discount bonds as they fix the selling price in the future (or rather, the return of the buy-and-hold strategy). To compensate for risk, the expected price of the bond must be higher than that of the forward fixing the price, thus yielding a higher rate for the FFRF. In this way, a premium for compensating buyers for this risk is incorporated into the future rates. For a twelve year sample ending in 2001, they show that FFRF tend to overestimate actual future rates when rates are falling, and underestimate them when they are hiking, or that they fail to interpret the monetary policy cycle.

Similar conclusions are reached by Emmons and Yeager (2002), who determine that FFRF are better at predicting that rates will remain unchanged, and that they tend to predict hikes more often than cuts. Fontaine (2016) shows that volatility in the distribution of expected changes in FFRs depends on the cycle of policy, and that it is lower for tightening cycles. This means that market participants seem more assertive in pricing hikes than cuts. Both of these predictions are shown by the data presented in this article.

For the Chilean market, two papers closely examine the underlying methodologies for interest rate swap (IRS). Sotz and Alarcón (2007) describe the functioning of IRS in the local market and how forward rates may be used as proxies for monetary policy expectations. Varela (2007) approaches the methodology comprised in this article and focuses on the projection of *índice de cámara promedio*. However, neither works provide a close examination of their effectiveness for pricing implied policy paths or how closely they may describe actual monetary policy changes.

3. METHODOLOGY

3.1. Extracting implied paths from swap contracts

An interest rate swap (IRS) is a derivative contract in which two parties agree to exchange cash flows in the future. A plain vanilla IRS will settle for the accrued interests of a fixed rate and a floating rate. Chilean convention for interest rate swaps is based on an underlying index called *índice de cámara promedio* (ICP)⁴ which compounds daily average interbank rates (TIB)⁵ published daily by the Central Bank⁶. For our purposes, *ICP*, is the index published on day t and the one day composition of *ICP* (ICP_{t+1}) is obtained from TIBs daily in the following way:

⁴ Average swap index.

⁵ Average interbank rate - *tasa interbancaria promedio*.

⁶ If the interbank market does not show any transactions then MPR should be used.

$$ICP_{t+1} = ICP_t(1 + TIB_t \times \frac{1}{360}) \quad (1)$$

Expression 1 also refers to weekends and holidays, for which composition is linear⁷. Weekends affect composition positively (for positive rates), but account for minimal differences over a one year period on implicit rates (when rates are small). For the sake of simplicity, this article neglects such convention and thus, expression 1 can be written for any Δ number of days⁸:

$$ICP_{t+\Delta} = ICP_t \prod_{i=0}^{\Delta-1} (1 + TIB_{t+i} \times \frac{1}{360}) \quad (2)$$

Moreover, if the compounding factor (TIB_t) is constant (and small), then expression 2 can be approximated by the following expression⁹:

$$ICP_{t+\Delta} = ICP_t (1 + TIB)^{\frac{\Delta}{360}} \quad (3)$$

which links the interbank rate to the projection of ICP. As described in Varela (2007) and Sotz and Alarcón (2007), the coupon of the floating leg of an IRS will accrue interests daily in accordance with the variation of ICP. In particular, the annualized nominal variation of ICP (TNA)₁₀ between any given time t and $t+\Delta$ (TNAt,t+Δ) is defined as:

$$TNA_{t,t+\Delta} = \left(\frac{ICP_{t+\Delta}}{ICP_t} \right)^{\frac{360}{\Delta}} - 1 \quad (4)$$

In fact, ICP is just the average geometric accrued interest of the floating leg of an IRS in pesos. In general, the value of an IRS at the time of its inception is 0 (in absence of transaction costs). Therefore, settlements for a plain zero coupon IRS depend on the difference between the variation of ICP (TNA) and the fixed leg rate.

⁷ For a weekend (3 days):

$$ICP_{t+3} = ICP_t (1 + TIB_t \times \frac{3}{360})$$

⁸ For the case of weekends, one could argue that a correction term could be included. The complexity lies in projecting ICP using two separate methods of composition, accounting for weekends and holidays

⁹ An informal but simple way to prove this is by taking logarithms as TIB_t is a constant multiplied Δ times:

$$\log(ICP_{t+\Delta}) = \log(ICP_t) + \frac{\Delta}{360} \times TIB_t$$

which is equal to taking the logarithm of equation 3.

¹⁰ *Tasa nominal anualizada*. By convention, this rate is rounded to 4 decimal points.

Thus, fixed rates correspond to the expected variation of TNA. It must therefore hold that for any given maturity Δ , the value of a zero coupon IRS between a fixed rate i and a floating rate TNA will be zero if and only if:

$$ICP_t(1 + i)^{\frac{\Delta}{360}} = ICP_t(1 + TNA_{t,t+\Delta})^{\frac{\Delta}{360}} \quad (5)$$

Since, on average, the daily compounding factor of ICP is expected not to deviate from the Central Bank's MPR, it is possible to use expression 5 to extract the path of MPR that is implied in the swap curve between the nodes of meetings. Firstly, swap curves can be interpolated to obtain rates at maturities that correspond to monetary policy meetings. Secondly, expression 4 is used to obtain the implied rate between meetings. Thirdly, the rate between meetings can be rounded to the nearest quarter of a percentage point, corresponding to monetary policy conventions. This is interpreted as the implied MPR for that maturity.

The aforementioned methodology allows for a defined path of MPR between future monetary policy meetings, a set of implied rates that erase arbitrage for the derivative. Finally, implied probabilities can be obtained in a binary fashion by first, defining whether implied TNA is higher or lower than the previous implied MPR (suggesting a hike or cut in MPR), and then subtracting the rounded rate from the implied TNA and normalizing by a quarter of a percentage point. These probabilities are conditional to the whole path of MPR and cannot be interpreted on their own. The probability of the implied path of MPR is just the joint probability of each event.

Previous works in the topic provide a link between forward rates and MPR expectations (Sotz and Alarcón (2007)). In fact, equation 4 is a proxy for forward rates, and it accounts for the exact dates at which monetary policy meetings happen. Nonetheless in this article the term forward rate is not used as this methodology focuses on rounded rates between monetary policy meetings, instead of merely extracting the forward curve. This methodology relies strongly on the slope of swap curves. As a result, swap curves with positive slopes will generally yield implied MPR which are higher than current ones, and vice versa.

3.1.1. *Expected versus unexpected movements in the swap curve*

By setting a path for future interest rates (whether deterministic or based on its conditional probabilities) it is possible to project ICPs for any point in the future and calculate the arbitrage value of zero coupon swap rates at any point in the future using equations 4 and 5.

To use conditional probabilities simply means using the same set of projected ICPs that are obtained from the zero coupon swap curve. On the other hand, a deterministic path for interest rates means projecting ICPs assuming that the most likely scenario at each node happens with absolute certainty. This is a useful risk analysis tool for

practitioners. Furthermore, projecting swap rates in this way makes it possible to distinguish between movements based on changing expectations and the time decay of a swap contract.

3.2. Example

The methodology is best described by the following example. On October 20th 2015, the Central Bank's MPR was set at 3.25%. The 3 month swap rate closed at 3.41% with maturity on January 22nd 2016, or 94 days¹¹. The upcoming monetary policy meeting was scheduled for the 12th of November, 23 days further from our initial date, followed by December 17th, January 14th and February 11th, 114 days further.

In this scenario, although the floating leg pegged to the ICP is expected to compound at 3.25% (at the current MPR) for the first 23 days of the contract, the fixed rate would compound at 3.41% (our 3M swap rate) for 23 days, yielding an expected loss for the agent receiving the floating leg¹². Further, the floating leg would certainly accrue a net loss for the life of the contract if the MPR remained unchanged between meetings. In this simple set up, implied hike expectations come into play, allowing for the possibility of changes in the upcoming four meetings to happen and even out the difference between the fixed and floating legs. The table below depicts the interpolated swap rates (between the current MPR and the 24 month zero coupon swap rate), implied ICP, TIB and MPRs:

TABLE 1

IMPLIED MPR FROM SWAP CURVE ON OCTOBER 20TH 2015.

Δ Days	Date	Swap interpolation	ICP from swap	Implied TIB	Rounded MPR
-	10-20-2015	3.25	16,687.85	3.25	3.25
23	11-12-2015	3.29	16,721.98	3.41	3.50
58	12-17-2015	3.35	16,776.63	3.50	3.50
86	01-14-2016	3.40	16,821.52	3.57	3.50
114	02-11-2016	3.44	16,867.49	3.65	3.75

If future TIBs were exactly what is implied in the swap curve then the value of both legs would be the same. Since MPR is set rounded to the nearest quarter of a percentage point, the difference between implied TIBs and the previous MPR may be

¹¹ This is merely a result of conventions. A plain vanilla swap in CLP will start in t+2 working days.

¹² Between the beginning of the contract and the first monetary policy meeting, ICP is expected to compound at the current MPR.

interpreted as probabilities. For instance, the 3.41% implied TIB between November 12th and December 17th starting from a known 3.25% MPR means that the probability of a hike on November 12th is:

$$P(\text{Hike}) = \frac{3.41\% - 3.25\%}{0.25\%}$$

$$= 65\%$$

The fact that MPRs can be increased, decreased or be maintained in each meeting is eluded by the direction the implied TIB follows, turning our scenario into a binomial problem which allows us to obtain the probability of keeping the rate unchanged¹³. The method can be used to recursively calculate the implied (conditional) probabilities of each MPR decision:

TABLE 2

IMPLIED MPRS AND PROBABILITIES ON OCTOBER 20TH 2015

Δ Days	Date	Swap interpolation	Implied TIB	Rounded MPR	Actual MPR	P (decrease)	P (maintain)	P (hike)
0	10-20-2015	3.25	3.25	3.25	3.25			
23	11-12- 2015	3.29	3.41	3.50	3.25	0%	35%	65%
58	12-17-2015	3.35	3.50	3.50	3.50	0%	100%	0%
86	01-14-2016	3.40	3.57	3.50	3.50	0%	72%	28%
114	02-11-2016	3.44	3.65	3.75	3.50	0%	40%	60%

Finally, the likelihood of occurrence of that particular MPR path is the joint probability of each decision. In this case, the probability of a hike and then maintaining the rate twice, or:

$$P(\text{path}) = 65\% \times 100\% \times 72\%$$

$$= 47\%$$

which is also interpreted as the likelihood of the swap being worth 0 at maturity. In this scenario, if the MPR remained unchanged until December 17th then it would compound to 16,774.06, and if there was a 25bp hike on November 12th then it would compound to 16,778, which means that:

¹³ This simplification allows to neglect the likelihood of two equally likely movements of a 25bp hike and a cut that yield a 0bp change

$$\begin{aligned}
 E_t(ICP_{t+58}) &= P(Hike) \times ICP_{Hike} + P(Maintain) \times ICP_{Maintain} \\
 &= 65\% \times 16,778 + 35\% \times 16,774.06 \\
 &= 16,776.63
 \end{aligned}$$

this is exactly the ICP we would obtain from interpolating the zero coupon swap curve. The actual path of MPR was:

TABLE 3

IMPLIED MPRS AND PROBABILITIES ON OCTOBER 20TH 2015

Days	Date	Rounded MPR	Actual MPR	P (maintain)	P (hike)
0	10-20-2015	3.25	3.25	100%	0%
23	11-12-2015	3.50	3.25	35%	65%
58	12-17-2015	3.50	3.50	100%	0%
86	01-14-2016	3.50	3.50	72%	28%
114	02-11-2016	3.75	3.50	40%	60%
149	03-17-2016	3.75	3.50	96%	0%
175	04-12-2016	3.75	3.50	92%	8%
210	05-17-2016	3.75	3.50	68%	32%
240	06-16-2016	4.00	3.50	40%	60%
268	07-14-2016	4.00	3.50	56%	0%
296	08-11-2016	4.00	3.50	60%	0%
331	09-15-2016	4.00	3.50	84%	0%
364	10-18-2016	4.00	3.50	84%	0%
394	11-17-2016	4.00	3.50	88%	0%
420	12-13-2016	4.00	3.50	92%	8%
457	01-19-2017	4.00	3.25	84%	16%
483	02-14-2017	4.00	3.25	64%	36%
513	03-16-2017	4.00	3.00	52%	48%

On November 12th, contrary to what derivatives priced 23 days before, the monetary policy rate was kept unchanged. Since hikes happened less often than what was priced in the three month rate, the payer of the floating leg ended up paying a TNA of 3.40%, or 1bp lower than what was received. The rest of the swap curve was also more hawkish about the next 15 months, where monetary policy rates were expected to reach a terminal level of around 4%. Instead, the Central Bank cut rates to 2.50% after many months of economic slack and low inflation. This would have seemed odd to an investor that had observed average rates of 3.98% since 2008¹⁴.

¹⁴ Including a 10 month period of rates at 0.5% in 2009.

3.3. Expected swap rates

As described before, on October 20th the 3 month swap rate was 3.41%. According to the path of interest rates that included one hike in the meeting of November 12th, the rate with the same maturity as the original contract should increase by 5bp by October 30th merely because of the number of days that have passed. The standard 3 month contract should increase by 10bp as it compounds 10 more days with a 25bp higher rate.

Contrary to what was priced, the actual 3 month rate on that date was 3.40%, indicating that interest rates did not increase in the way it was priced. This can be interpreted as the likelihood of a hike in November falling (below 50%, in fact). To an observer who is not calculating these likelihoods, it may seem as if the market did not modify its view when in fact it changed dramatically. This simple example shows the importance of this methodology.

In the next section the following questions are addressed; how often do investors lose when betting on a MPR path? How does the market react when it fails to predict a change in monetary policy? If market participants are unable to properly price future paths of MPR, is there a specific direction for these errors? Can this methodology be used to extract measures of term premiums? And finally, can such term premiums be quantified in order to better understand the transmission of monetary policy?

4 DATA AND RESULTS

With the aforementioned methodology, it is possible to extract implied monetary policy rate paths using daily closings for the swap curve and the known dates of central bank meetings. Accordingly, it is also possible to obtain the probability of hikes, analyze the dynamics of expectations, the degree of response of MPR expectations to relevant information and assess the overall predictive power of the swap curve to MPR decisions.

Ex-post known meeting dates can be used without loss of generality since their monthly frequency has been consistent. In this section, daily observations between January 2011 and August 2017 for the zero coupon swap curve at maturities of 3, 6, 9, 12 and 18 months are used, as well as actual monetary policy rates in order to compare 15 months ahead implied rates. The choice of ending the sample in September 2017 is due to the change in the frequency of policy meetings from 12 to 8 starting in 2018. The would-have-been future monthly dates of meetings up to August 2017 is estimated following historical dates for monetary policy meetings.

4.1. Swap curves between 2011 and 2017

Table 4 summarizes daily swap and monetary policy rates between 2011 and 2017. It also shows the average difference between 18 month swaps and MPRs, as well as their standard deviations. One and a half year swap rates tend to be higher than

MPRs by an average of 8bps. In three out of seven years, average swap rates showed an upward slope, with an average difference of 33bps. In the four years of negative slopes, two of them constitute the highest average MPRs in the sample (suggesting a period of tightening monetary policy). Since zero coupon swap rates refer to implied future policy rates, average differences are interpreted as pure term premiums. Such premiums' variability is constant over the sample, with the exception of 2011. If instead of the 18 month rate the 24 month zero coupon rate is used results are similar.

FIGURE 1

SWAP CURVES BETWEEN JANUARY 2011 AND DECEMBER 2017

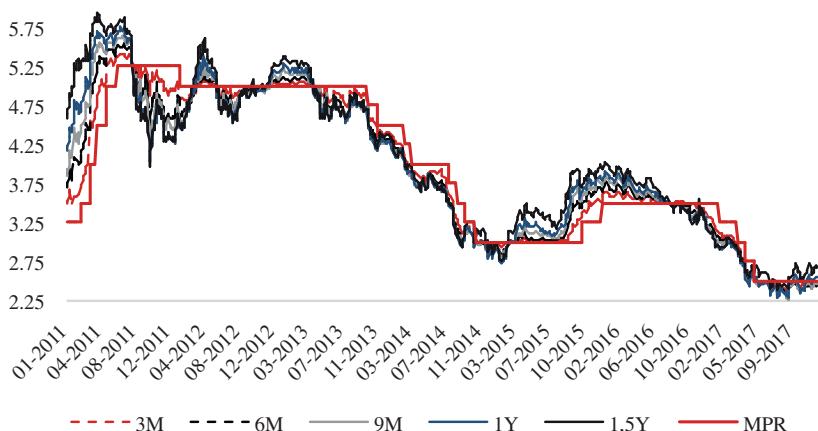


TABLE 4

SUMMARY OF AVERAGE POLICY AND SWAP RATES BETWEEN 2011 AND 2017

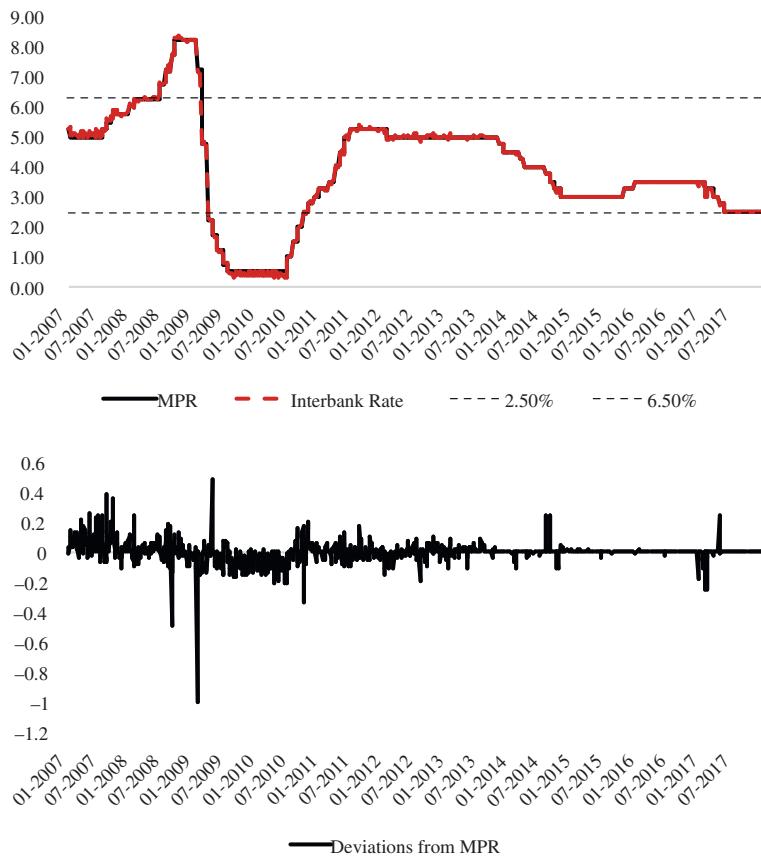
	MPR	3M	6M	9M	12M	18M	18M - MPR	SD (18M - MPR)
2011	4.68	4.83	4.89	4.95	5.00	5.15	0.47	1.08
2012	5.01	4.96	4.93	4.92	4.92	4.97	-0.03	0.30
2013	4.92	4.85	4.79	4.77	4.77	4.82	-0.10	0.27
2014	3.74	3.60	3.52	3.50	3.49	3.54	-0.21	0.18
2015	3.06	3.14	3.21	3.26	3.32	3.46	0.40	0.28
2016	3.50	3.53	3.53	3.54	3.56	3.61	0.11	0.25
2017	2.73	2.64	2.60	2.58	2.59	2.68	-0.05	0.20
Total	3.95	3.93	3.92	3.93	3.95	4.03	0.08	0.53

4.2. Monetary policy rates and average interbank rates

For a better characterization of monetary policy cycles and their effect on implied MPR paths it is convenient to study past policy. Between 2007 and 2017, monetary policy target rates achieved their maximum and minimum levels both before and after the global economic downturn of 2008 and 2009 (Figure 2). Target rates average 3.95% with a median of 4% and they have stayed between 2.50% and 6.50% over 80% of the time. During our sample period of 2011 to 2017, MPRs were always bounded by those limits.

FIGURE 2

MONETARY POLICY RATES AND AVERAGE INTERBANK RATES



Our sample period of 2011 to 2017 shows an increase of MPR from 3.25% to 5.25%, following repeated hikes since the near zero levels of 2009. Between 2011 and 2013, MPR was kept between 5% and 5.25% for a total of 900 days, after which MPR was cut to levels that average 3.30%¹⁵. In fact, both during 2015, and since 2017, monetary policy has been expansionary, keeping MPR at 3% for one year in the period between October 2014 and October 2015, and at 2.50% for the second half of 2017¹⁶. Between 2011 and 2017, 20 changes in MPR have taken place, 17 of which were of a 25bp magnitude, seven of which have been hikes (including three hikes of 50bps), and 13 have been cuts (all of them of 25bps). Table 5 shows that cuts are more common than hikes (even if hikes of 50bps are counted twice), reflecting the expansionary nature of the sample period. Accordingly, 2011 and 2015 are years of at least partially tightening monetary policy given that hikes took place then, whereas the rest are years of looser monetary policy.

TABLE 5
MONETARY POLICY MEETINGS BETWEEN 2011 AND 2017

	Number of times the CB acted			
	Cut	Keep	Hike	MPM
2011	0	7	5	12
2012	1	11	0	12
2013	2	10	0	12
2014	6	6	0	12
2015	0	10	2	12
2016	0	12	0	12
2017	4	8	0	12
Total	13	64	7	84

With respect to *índice de cámara promedio*, daily interbank rates (TIB) average no statistically significant deviations from monetary policy rates. Such differences have in fact grown smaller since 2013¹⁷. Finally, the Central Bank tends to provide forward guidance and policy cycles should be, to some extent, expected by market participants. As it will be shown, MPR paths do depend on the current cycle of

¹⁵ This hike cycle coincides with the higher variability of the premium of 18 month swaps compared to policy rates.

¹⁶ And until October 2018 when the target rate was moved to 2.75%.

¹⁷ The Chilean market for interbank loans usually trades at the target rate since 2014, only deviating in very few occasions. Most liquidity traders do not see value in deviating from the target rate.

monetary policy. With respect to the ultimate goal of monetary policy, inflation has mostly stayed anchored to its 3% target since 2011.

4.3. Implied monetary policy rate paths

In this section daily implied monetary policy paths between 2011 and August 2017 are calculated. From Table 4, it is expected that positive average term premiums would yield upward sloping MPR paths, but with varying levels for terminal rates at 18 months. Figure 3 shows that average implied rates have an upward slope at maturities over 6 months, suggesting that policy cuts are only priced for the near horizon. This is sensible given that most of the sample was taken in a generally expansionary cycle of monetary policy (3M swap rates were lower than MPRs 60% of the time, and are 2bps lower on average).

On the other hand, average fifteen month ahead implied MPRs are higher than actual target rates, corresponding to the higher average levels of 18M swaps. The expansionary nature of monetary policy during the sample period is also shown by the fact that 18M swaps are lower than MPRs 51% of the time, suggesting that when priced in, implied hike paths would be steep. In fact, the change in the one month premium has a positive slope (Figure 4).

FIGURE 3

UPWARD SLOPING AVERAGE IMPLIED MONETARY POLICY RATES

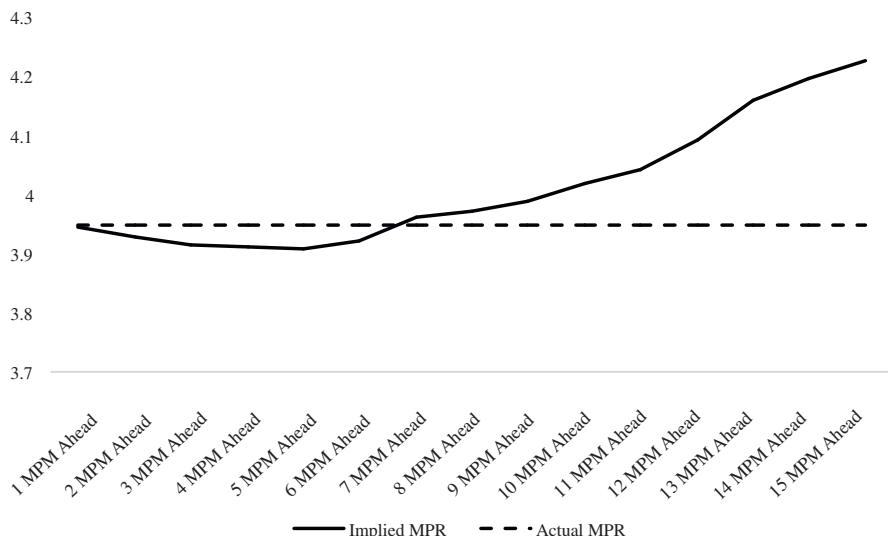


FIGURE 4

AVERAGE SLOPE OF IMPLIED MONETARY POLICY RATES BETWEEN MEETINGS

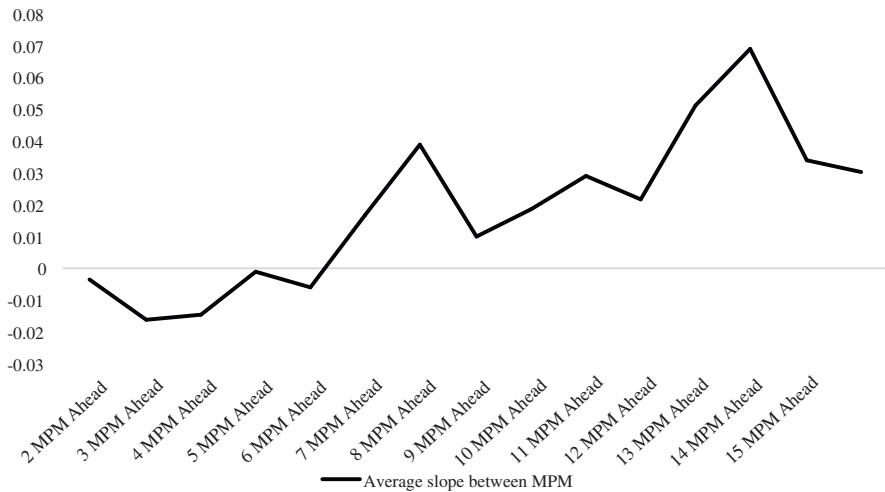


TABLE 6

AVERAGE NUMBER OF IMPLIED HIKES/CUTS BETWEEN 2011 AND 2017
(15 MONTHS AHEAD)

	Average number of hikes/cuts		
	Cut cycle	Whole series	Hike cycle
2011	-3.1	3.1	7.1
2012	-1.6	0.3	1.3
2013	-1.2	0.0	1.0
2014	-1.3	-0.4	0.5
2015	-1.0	2.8	2.9
2016	-1.1	0.8	1.3
2017	-1.2	0.0	0.6
All	-1.5	0.9	2.1

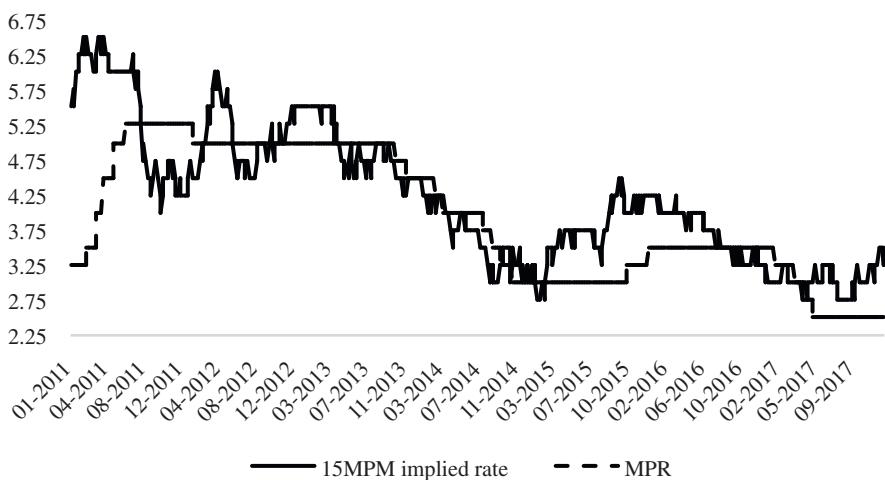
Table 6 represents hikes with a positive sign and cuts with a negative sign. The average number of hikes fifteen months ahead is 0.9 and it is only negative in one year of the sample, whereas the number reaches 2.1 during hike only cycles¹⁸. On the

¹⁸ According to the implied rate one meeting ahead, ie. if the likelihood of a hike/cut is higher than 50%.

other hand, an average of 1.5 cuts were priced in, regardless of the fact that monetary policy was expansive more often than it was contractive. In the tightening years of 2011 and 2015, implied MPRs were priced accordingly, but the same cannot be said of the rest. In fact, as Table 7 shows, the upward sloping term structure of implied rates is almost always positive (the average slope of 15 MPM ahead rates is 25bps), while standard deviations of implied MPR paths are roughly equal for longer maturities. This suggests that all variability in the level of implied rates is due to variability in the front end of the curve. Further, in our sample, implied policy rates oscillate around the moving average mean of MPRs since 2007, reinforcing that medium term implied rates depend more on spot rates rather than policy cycles (Figure 5).

FIGURE 5

15 MONTH AHEAD IMPLIED MPR VS. ACTUAL AND AVERAGE MPR



Implied future rates show persistence and they are anchored to current rates. Table 8 shows that there is a positive correlation between overnight current MPRs and future ones (the average level of MPR and 15 month ahead implied rates show a correlation of 0.96). This means that periods of high average monetary policy rates such as 2011 and 2012 exhibit higher implied terminal rates, and periods of low inflation and low rates like 2016 and 2017 show lower terminal rates.

In our sample, hike and cut cycles are persistent and a hike is more likely after one has taken place (Table 5 shows that cuts and hikes “cluster”). As seen before,

not all monetary policy cycles are the same, and often the level of implied terminal rates depends on forward guidance and changing macroeconomic dynamics. The “scenario” variable in Table 9 assigns a 1 to expected hikes, a -1 to cuts and a 0 when rates are expected to remain unchanged¹⁹. The table suggests that there is a positive correlation between current policy cycles and the path of implied future rates, and that average accumulated month to month premiums are higher for more hawkish scenarios and vice versa.

The fact that some periods show higher term premiums, and that average implied rates differ greatly from actual policy rates, suggests that extracting policy paths from swap curves is an ineffective tool. Fifteen month ahead implied rates are dependent on the level of current MPR, and not on expectations for the economic cycle. If implicit monetary policy rates are unbiased and merely the result of market expectations, then average implicit rates should not differ much from actual rates, even if the shape of their path does not correspond to actual future events. Instead, we see a premium between medium and short term implied rates.

Monetary policy decisions are taken on the basis of price stability pursuing an inflation target of 3% but past inflation history shows a high degree of reversion towards the CB target, and so do actual monetary policy rates, reverting towards lower levels as inflation approaches its target. Evidence has been shown to support that the opposite happens with implied policy paths as medium term rates co-move with current MPR cycles, instead of showing pure expectations.

4.4. Implied probabilities one meeting ahead

Implied probabilities also matter since the slope of the curve will affect not only terminal rates but also the likelihood of each scenario. The monetary policy meeting regime remained unchanged in its monthly frequency until the end of 2017, allowing for the use of the full sample of 2017 rates. On the day of monetary policy meeting, only 5 times in 2011 and 2 times in 2014 was the Central Bank expected to do something other than keeping their target rate unchanged. Table 10 shows the average probability of monetary policy changes of 25bps on each day of monetary policy meetings given the most likely scenario. As seen on the under-representation of the number of times the market priced hikes/cuts and their likelihood compared to keeping rates unchanged, the market is more decisive at pricing hikes than cuts, and certainly more decisive at pricing that rates will remain unchanged. This means that the market was incorrect even when pricing the next policy decision since changes happened more often than what was priced.

¹⁹ In the next policy meeting

TABLE 7

SUMMARY STATISTICS FOR IMPLIED MONETARY POLICY RATES IN UPCOMING MONETARY POLICY MEETINGS

MPM Ahead	1 MPM	2 MPM	3 MPM	4 MPM	5 MPM	6 MPM	7 MPM	8 MPM	9 MPM	10 MPM	11 MPM	12 MPM	13 MPM	14 MPM	15 MPM
Implied MPR	4.01	4.00	3.98	3.98	3.99	4.03	4.05	4.07	4.08	4.13	4.21	4.24	4.26		
SD	0.89	0.90	0.89	0.92	0.93	0.93	0.95	0.96	0.96	0.98	0.95	0.96	0.97		
Max	5.50	5.50	5.50	6.00	6.00	6.00	6.25	6.25	6.25	6.50	6.50	6.50	6.50		
Min	2.50	2.25	2.25	2.25	2.25	2.25	2.25	2.25	2.25	2.25	2.25	2.50	2.50		
One month premium	-0.01	0.00	-0.01	0.02	0.04	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.05	0.08	0.03	0.03	
Accumulated premium	-0.02	-0.03	-0.03	-0.04	-0.02	0.01	0.02	0.03	0.06	0.06	0.11	0.19	0.22	0.25	

TABLE 8

SUMMARY OF YEARLY AVERAGE IMPLIED MONETARY POLICY RATES IN UPCOMING MONETARY POLICY MEETINGS

MPM Ahead	MPR	1 MPM	2 MPM	3 MPM	4 MPM	5 MPM	6 MPM	7 MPM	8 MPM	9 MPM	10 MPM	11 MPM	12 MPM	13 MPM	14 MPM	15 MPM
2011	4.67	4.77	4.87	4.92	4.91	4.96	5.00	5.05	5.10	5.13	5.15	5.18	5.26	5.35	5.40	5.45
2012	5.01	4.99	4.95	4.91	4.90	4.89	4.91	4.91	4.91	4.91	4.93	4.95	5.02	5.05	5.07	
2013	4.92	4.89	4.81	4.76	4.75	4.73	4.73	4.75	4.75	4.75	4.77	4.83	4.90	4.91	4.92	
2014	3.76	3.68	3.58	3.48	3.49	3.41	3.41	3.46	3.44	3.45	3.49	3.53	3.61	3.63	3.64	
2015	3.06	3.10	3.14	3.19	3.23	3.26	3.30	3.36	3.40	3.42	3.47	3.50	3.56	3.64	3.71	3.75
2016	3.50	3.52	3.55	3.53	3.53	3.55	3.55	3.58	3.57	3.59	3.61	3.62	3.64	3.67	3.69	3.70
2017	2.85	2.79	2.71	2.64	2.66	2.65	2.64	2.63	2.60	2.59	2.61	2.60	2.66	2.81	2.83	2.86

TABLE 9

SUMMARY OF YEARLY AVERAGE ACCUMULATED IMPLIED MPR PREMIUMS IN UPCOMING MONETARY POLICY MEETINGS

MPM Ahead	1 MPM	2 MPM	3 MPM	4 MPM	5 MPM	6 MPM	7 MPM	8 MPM	9 MPM	10 MPM	11 MPM	12 MPM	13 MPM	14 MPM	15 MPM	Average	MPM/Cycle
2011	0.11	0.20	0.25	0.25	0.30	0.33	0.38	0.43	0.47	0.49	0.52	0.60	0.68	0.73	0.78	0.43	0.4
2012	-0.02	-0.06	-0.10	-0.11	-0.14	-0.12	-0.09	-0.10	-0.10	-0.08	-0.10	-0.06	-0.04	0.04	0.06	-0.06	-0.1
2013	-0.04	-0.11	-0.16	-0.17	-0.20	-0.20	-0.17	-0.18	-0.17	-0.16	-0.15	-0.09	-0.03	-0.01	-0.12	-0.2	-0.1
2014	-0.08	-0.18	-0.28	-0.27	-0.34	-0.35	-0.29	-0.31	-0.30	-0.27	-0.23	-0.14	-0.13	-0.11	-0.24	-0.3	-0.3
2015	0.04	0.08	0.13	0.17	0.20	0.24	0.30	0.34	0.36	0.41	0.44	0.50	0.58	0.65	0.69	0.34	0.2
2016	0.00	0.02	0.05	0.03	0.03	0.05	0.08	0.07	0.09	0.11	0.12	0.14	0.17	0.19	0.20	0.09	0.0
2017	-0.05	-0.14	-0.20	-0.19	-0.20	-0.21	-0.22	-0.25	-0.25	-0.24	-0.25	-0.19	-0.14	-0.04	-0.01	-0.16	-0.2

TABLE 10

AVERAGE IMPLIED PROBABILITY OF CUTS AND HIKES ON THE DAY OF EACH MONETARY POLICY MEETING

	Number of times the CB was expected to act			Implied probabilities		
	Cut	Maintain	Hike	Cut	Maintain	Hike
2011	0	7	5		75%	69%
2012	0	12	0		90%	
2013	0	12	0		86%	
2014	2	10	0	56%	76%	
2015	0	12	0		87%	
2016	0	12	0		91%	
2017	0	12	0		84%	

In fact, Table 11 shows that almost every time rates were changed (with the exception of 2011), the market was surprised by the decision taken by the Central Bank.

Implied changes in the target rate for the upcoming meeting are strictly governed by the 3M swap rate, a rather illiquid contract in nature. Going back to Table 4, 3M rates are very close in level to monetary policy rates, indicating that implied changes would be rare. However, illiquidity is not enough to explain the inability of the 3M contract to properly price policy decisions, especially since rates are interpolated in absence of actual transactions, and therefore should reflect prices more accurately through contracts with longer maturities. Moreover, 3M swaps are generally used as benchmarks (and hedges) for more actively traded securities such as bank deposits or currency forwards.

TABLE 11

AVERAGE IMPLIED PROBABILITY OF CUTS AND HIKES WHEN THE CENTRAL BANK ACTED

	Policy decisions			Implied probabilities		
	Cut	Maintain	Hike	Cut	Maintain	Hike
2011	0	7	5		74%	66%
2012	1	11	0	28%	92%	
2013	2	10	0	18%	86%	
2014	6	6	0	44%	85%	
2015	0	10	2		91%	
2016	0	12	0		91%	
2017	4	8	0	34%	93%	32%

In short, the inability of the curve to anticipate policy changes should not be attributed to the illiquidity of the short end of the curve. In fact, the findings in this section correspond to those of the previous one. The over representation of hikes has to do with the slope of the curve which is generally positive, and the under-representation of cuts corresponds to a period of monetary policy that repeatedly became more expansive. Similarly, findings for longer implied rates also suggest that they exceed actual rates, supporting the idea that there is, in fact, a premium in implied rates from actual monetary policy. In the next section, those term premiums will be quantified.

5. BACKTESTING AND DYNAMICS OF IMPLIED RATES

Implied paths can be tested against actual policy rates. In this section, we turn back to the shortened sample (up to August 2017). As suggested, implied rates are on average different (higher), from actual rates. A pricing error is defined as the difference between the actual rate that was implicit for any given date and the actual rate.

Table 12 shows yearly average pricing errors. Absolute one to eight month ahead errors are close to zero whereas for longer maturities they increase. In fact, for all seven years of the sample, average pricing errors for maturities longer than 12 months are strictly negative. This means that the market overpriced the implied path MP would take. On average, the market mispriced implied 15 month ahead rates by 66bps, reaching maximums of 200bps in September 2013 when the market failed to price that MPRs would fall from 5% to 3%. Correlation between MPRs and pricing errors is -0.84, meaning that higher rates lead to higher errors, which is consistent with the fact that average terminal rates differ from average actual rates. In short, the market prices poorly the future path MPR will take, so poorly that implied paths do not even correlate with historical information of policy rates.

Errors for up to 8 MPM ahead are small regardless of how poorly the market prices one meeting ahead decisions. This is explained by the fact that for most of the time, rates remain unchanged, and that when surprised, the market adapts its view to new information.

Table 13 shows all monetary policy meetings between 2011 and August 2017, as well as the spot implied MPR one meeting ahead and their implied probabilities. Surprises are marked with a 1 when actual policy decisions were different than what was priced in. The change in probabilities refers to the difference in the probability of maintaining MPR between the following and the current meeting, after a surprise happened.

When the market is surprised, one of two things happens; either swap rates react to the surprise by shifting to a new level, or by increasing the likelihood of any given movement. In most cases, implied probabilities jump to adapt new information.

TABLE 12

SUMMARY OF YEARLY AVERAGE PRICING ERRORS FOR IMPLIED POLICY PATHS

Pricing error	1 MPM	2 MPM	3 MPM	4 MPM	5 MPM	6 MPM	7 MPM	8 MPM	9 MPM	10 MPM	11 MPM	12 MPM	13 MPM	14 MPM	15 MPM	Average
2011	0.05	0.09	0.14	0.21	0.19	0.14	0.06	-0.00	-0.06	-0.10	-0.15	-0.26	-0.35	-0.40	-0.45	-0.06
2012	0.01	0.05	0.09	0.10	0.13	0.11	0.09	0.09	0.09	0.06	0.04	0.03	-0.14	-0.22	-0.32	0.01
2013	-0.01	0.01	-0.01	-0.01	-0.08	-0.14	-0.22	-0.35	-0.45	-0.58	-0.75	-0.89	-1.07	-1.27	-1.40	-0.58
2014	-0.05	-0.07	-0.06	-0.15	-0.16	-0.16	-0.24	-0.37	-0.40	-0.44	-0.47	-0.46	-0.51	-0.48	-0.46	-0.32
2015	-	0.01	-0.01	0.01	0.02	0.01	-0.00	-0.01	0.02	-0.00	-0.01	-0.06	-0.15	-0.24	-0.31	-0.05
2016	-0.01	-0.05	-0.11	-0.14	-0.22	-0.31	-0.42	-0.51	-0.61	-0.71	-0.81	-0.91	-1.02	-1.10	-1.17	-0.54
2017	-0.06	-0.07	-0.08	-0.14	-0.15	-0.14	-0.13	-0.10	-0.09	-0.11	-0.10	-0.16	-0.31	-0.33	-0.36	-0.15
Average	-0.01	0.00	-0.00	-0.02	-0.04	-0.09	-0.16	-0.20	-0.24	-0.30	-0.34	-0.43	-0.54	-0.60	-0.66	-0.15
SD	0.11	0.16	0.22	0.28	0.33	0.37	0.40	0.44	0.49	0.54	0.61	0.62	0.65	0.68	0.65	0.65
Max	0.25	0.75	1.00	1.25	1.25	1.25	1.50	1.50	1.50	1.50	1.50	1.50	1.50	1.50	1.50	1.00
Min	-0.25	-0.50	-0.50	-0.75	-0.75	-1.00	-1.00	-1.00	-1.00	-1.25	-1.50	-1.50	-1.50	-1.50	-2.00	-2.00

FIGURE 6

AVERAGE PRICING ERROR OF IMPLIED POLICY PATHS

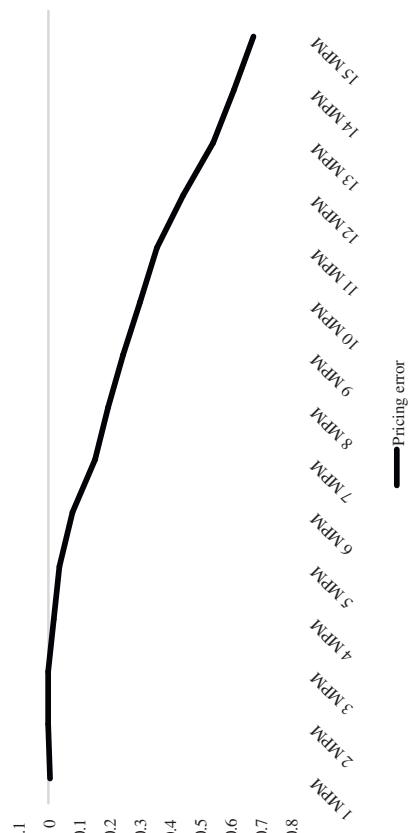


TABLE 13

MONETARY POLICY DECISIONS AND THEIR PROBABILITIES

	Monetary policy decisions		Probabilities			Surprise measures		
	MPR (bef. MPM)	Implied MPR (av.)	Actual decision	Cut	Maintain	Hike	Surprise	Change in probs (%)
01-13-2011	3.25	3.50	3.25	—	44	56	1	0
02-17-2011	3.25	3.50	3.50	—	44	56	—	
03-17-2011	3.50	3.75	4.00	—	40	60	1	40
04-12-2011	4.00	4.25	4.50	—	0	100	1	-28
05-12-2011	4.50	4.75	5.00	—	28	72	1	-28
06-14-2011	5.00	5.00	5.25	—	56	44	1	-24
07-14-2011	5.25	5.25	5.25	—	80	20	—	
08-18-2011	5.25	5.25	5.25	12	88	—	—	
09-15-2011	5.25	5.25	5.25	4	96	—	—	
10-13-2011	5.25	5.25	5.25	24	76	—	—	
11-15-2011	5.25	5.25	5.25	24	76	—	—	
12-13-2011	5.25	5.25	5.25	44	56	—	—	
01-12-2012	5.25	5.25	5.00	28	72	—	1	0
02-14-2012	5.00	5.00	5.00	28	72	—	—	
03-15-2012	5.00	5.00	5.00	—	96	4	—	
04-17-2012	5.00	5.00	5.00	—	92	8	—	
05-17-2012	5.00	5.00	5.00	4	96	—	—	
06-14-2012	5.00	5.00	5.00	12	88	—	—	
07-12-2012	5.00	5.00	5.00	24	76	—	—	
08-16-2012	5.00	5.00	5.00	4	96	—	—	
09-13-2012	5.00	5.00	5.00	—	100	—	—	
10-18-2012	5.00	5.00	5.00	—	100	—	—	
11-13-2012	5.00	5.00	5.00	4	96	—	—	
12-13-2012	5.00	5.00	5.00	—	96	4	—	
01-17-2013	5.00	5.00	5.00	—	96	4	—	
02-14-2013	5.00	5.00	5.00	—	96	4	—	
03-14-2013	5.00	5.00	5.00	—	96	4	—	
04-11-2013	5.00	5.00	5.00	—	96	4	—	
05-16-2013	5.00	5.00	5.00	16	84	—	—	
06-13-2013	5.00	5.00	5.00	24	76	—	—	
07-11-2013	5.00	5.00	5.00	16	84	—	—	
08-13-2013	5.00	5.00	5.00	24	76	—	—	
09-12-2013	5.00	5.00	5.00	16	84	—	—	
10-17-2013	5.00	5.00	4.75	12	88	—	1	12
11-19-2013	4.75	4.75	4.50	24	76	—	1	0
12-12-2013	4.50	4.50	4.50	24	76	—	—	
01-16-2014	4.50	4.50	4.50	28	72	—	—	
02-18-2014	4.50	4.50	4.25	32	68	—	1	12
03-13-2014	4.25	4.25	4.00	44	56	—	1	-24
04-17-2014	4.00	4.00	4.00	20	80	—	—	
05-15-2014	4.00	4.00	4.00	12	88	—	—	
06-12-2014	4.00	4.00	4.00	16	84	—	—	
07-15-2014	4.00	4.00	3.75	40	60	—	1	20
08-14-2014	3.75	3.50	3.50	60	40	—	—	
09-11-2014	3.50	3.25	3.25	52	48	—	—	
10-16-2014	3.25	3.25	3.00	36	64	—	1	-32
11-18-2014	3.00	3.00	3.00	—	96	4	—	
12-11-2014	3.00	3.00	3.00	8	92	—	—	
01-15-2015	3.00	3.00	3.00	4	96	—	—	
02-12-2015	3.00	3.00	3.00	—	100	—	—	
03-19-2015	3.00	3.00	3.00	—	96	4	—	
04-16-2015	3.00	3.00	3.00	—	96	4	—	
05-14-2015	3.00	3.00	3.00	—	96	4	—	
06-11-2015	3.00	3.00	3.00	—	96	4	—	

Table 13 (continuation)

	Monetary policy decisions			Probabilities			Surprise measures	
	MPR (bef. MPM)	Implied MPR (av.)	Actual decision	Cut	Maintain	Hike	Surprise	Change in probs (%)
07-14-2015	3.00	3.00	3.00	–	100	–	–	
08-13-2015	3.00	3.00	3.00	–	96	4	–	
09-15-2015	3.00	3.00	3.00	–	72	28	–	
10-15-2015	3.00	3.00	3.25	–	64	36	1	0
11-12-2015	3.25	3.25	3.25	–	64	36	–	
12-17-2015	3.25	3.25	3.50	–	72	28	1	-16
01-14-2016	3.50	3.50	3.50	–	88	12	–	
02-11-2016	3.50	3.50	3.50	–	80	20	–	
03-17-2016	3.50	3.50	3.50	–	84	16	–	
04-12-2016	3.50	3.50	3.50	–	92	8	–	
05-17-2016	3.50	3.50	3.50	–	92	8	–	
06-16-2016	3.50	3.50	3.50	–	96	4	–	
07-14-2016	3.50	3.50	3.50	–	96	4	–	
08-11-2016	3.50	3.50	3.50	–	100	0	–	
09-15-2016	3.50	3.50	3.50	–	100	0	–	
10-18-2016	3.50	3.50	3.50	4	96	–	–	
11-17-2016	3.50	3.50	3.50	8	92	–	–	
12-13-2016	3.50	3.50	3.50	24	76	–	–	
01-19-2017	3.50	3.50	3.25	44	56	–	1	-20
02-14-2017	3.25	3.25	3.25	24	76	–	–	
03-16-2017	3.25	3.25	3.00	28	72	–	1	12
04-13-2017	3.00	3.00	2.75	40	60	–	1	-16
05-18-2017	2.75	2.75	2.50	24	76	–	1	-20
06-15-2017	2.50	2.50	2.50	4	96	–	–	
07-13-2017	2.50	2.50	2.50	12	88	–	–	
08-17-2017	2.50	2.50	2.50	8	92	–	–	

In fact, the average (absolute value) jump in probabilities of a hike or a cut when the market is surprised is 17%, compared to the 7% when it is not surprised. This shows that the market reacts to new information after a policy meeting. In particular it is observed that the month to month (meeting to meeting) standard deviation of monetary policy changes is 9bps for the month after a surprise compared to 4bps when it is not.

It is interesting that surprises “cluster” in the first months before a switch in policy cycles, after which implied rates adapt to better interpret CB future decisions. The main conclusions to be drawn here is that the market is usually right when it prices that rates will stay unchanged, and they do most of the time. However, when policy cycles change, they do so suddenly and surprise the market, that reacts to said information and improves its pricing.

In short, the market is often surprised when rates are changed. In 20 meetings that concluded in hikes or cuts, the market was surprised 15 times²⁰. As seen before, the market was surprised more often when cuts took place, and only twice did it properly priced cuts. When it was not surprised, the market only expected the change with a 56% probability. When it was surprised, the market expected the change with

²⁰ In three occasions, the market was not surprised in the direction but in the magnitude. This means that the total number of surprises was 18

a 72% probability. This means, that if the Central Bank monitors average implied rates extracted from swap rates, it has no problem with surprising the market, or fails to actively communicate intended changes.

Since one month ahead policy decisions are extracted from interpolated rates, it may very well be that the slope of the curve is not steep enough to anticipate changes. Instead, the board of the Central Bank may focus on surveys rather than implied prices and agents may not actively trade three month swaps as much as longer maturities. In fact, absolute pricing errors negatively correlate with periods of steeper curves and are smaller when it comes to anticipating hikes, but the same is not true regarding cuts, and negative slopes are less frequent. In any case, the general lack of predictive power for the curve and its bias to price hikes correlates with its medium-term interest rate term structure.

6 CONCLUSION

It is concluded that the paths of monetary policy rates that are implied in swap rates are usually different (higher by 25bps) than actual monetary policy rates. This means that, on average, medium term swap rates (up to 15 months) contain a term premium that is quantifiable and depends on the cycle of monetary policy. In fact, hike cycles, defined as the period in which the slope of the curve is steep enough to justify increases in upcoming monetary policy rates show an average of 2.1 hikes of 25bps in 15 months. Accordingly, cut cycles show 1.5 cuts, whereas the whole series shows 0.9 hikes, regardless of the fact that cuts happened twice as often as hikes.

The difference in the number of implied movements for different cycles is significant. In fact, it is shown that there exists a positive correlation between current policy cycles and the path of implied future rates, and that average accumulated month to month premiums are higher for more hawkish scenarios and vice versa. It is also concluded that in a world where monetary policy generally reverts to the mean, swap curves strictly price hikes for the medium term whereas cuts are only priced for the first six months of the implied path. Moreover, on average, the market mispriced 15 month ahead rates. In particular periods, pricing errors are significant and fail to recollect past information on monetary policy rates.

This article also looked at the probability of changes for the short end of the implied path of policy rates. By extracting one month ahead probabilities of policy decisions it is shown that even if hikes happen much less often than cuts, they are priced much more often. This difference is so dramatic, that in all of our sample, the market was generally surprised before cuts happened, and was uncertain when hikes happened. This may be explained by the slope of the curve rather than by arbitrage measures for three month swaps. In any case, we have shown that swap rates are an ineffective tool to extract future monetary policy rates, and that they are particularly ineffective to price expansionary cycles of monetary policy.

More research is needed to identify the nature behind the term premiums existing in the curve of implied monetary policy rates and on the nature of the term premium component of the slope of the swap curve in general. Finally, further work on the subject of implied monetary policy will determine if the change in monetary policy meetings regime had any effect on improving the pricing of future policy paths, or even reducing the variability of said paths.

REFERENCES

- EMMONS, W. R. and YEAGER, T. J. (2002). The futures market as forecasting tool: An imperfect crystal ball. *The Regional Economist*, pages 10-11.
- FONTAINE, J.-S. (2016). What do fed funds futures tell us about monetary policy uncertainty. Available at SSRN 1343913.
- VARELA, F. (2007). Mercados de derivados: swap de tasas promedio camara y seguro inflación. *Studies in Economic Statistics, Central Bank of Chile*, 56.
- KEASLER, T. R. and GOFF, D. C. (2007). Using fed funds futures to predict a federal reserve rate hike. *Journal of Economics and Finance Education*, 6(2): 9-14.
- NOSAL, E. (2001). How well does the federal funds futures rate predict the future federal funds rate? *Federal Reserve Bank of Cleveland, Economic Commentary (October)*, pages 1-4.
- SOTZ, C.; ALARCÓN, F. (2007). Mercado swap de tasas de interés y expectativas de tpm e inflación. *Notas de Investigación Journal Economía Chilena (The Chilean Economy)*, 10 (2): 97-102.

DO PSYCHOLOGICAL BARRIERS EXIST IN LATIN AMERICAN STOCK MARKETS?

¿EXISTEN BARRERAS PSICOLÓGICAS EN LOS MERCADOS BURSÁTILES LATINOAMERICANOS?

JÚLIO LOBÃO*

Universidade do Porto - Faculdade de Economia do Porto

NATÉRCIA FORTUNA*

Universidade do Porto - Faculdade de Economia do Porto

FRANKLIN SILVA*

Universidade do Porto - Faculdade de Economia do Porto

Abstract

We examine for the first time the major stock markets of eight Latin American countries for indication of psychological barriers at round numbers. We test for uniformity in the trailing digits of the indices and use regression and GARCH analysis to assess the differential impact of being above or below a possible barrier. The Chilean stock market seems to be significantly different from its counterparts as it is the only one that showed virtually no signs of psychological barriers. There is mild to strong evidence of barriers in the remaining markets. These findings challenge the notion that most Latin American markets are unpredictable and lend credit to the claim that technical analysis strategies can be useful in some of these markets.

Key words: *Latin American markets, psychological barriers, stock market indices, market psychology, round numbers.*

JEL-Codes: *G11, G12, G14, G15.*

* Universidade do Porto - Faculdade de Economia do Porto (University of Porto - School of Economics and Management). Rua Dr. Roberto Frias, 4200-464. Porto - Portugal. T: +351 22225571100; F: +351225505050. E-mails: jlobao@fep.up.pt, nfotuna@fep.up.pt, 110401171@fep.up.pt

Resumen

Examinamos por primera vez los principales mercados bursátiles de ocho países latinoamericanos para indicación de barreras psicológicas en los números redondos. Probamos la uniformidad en los dígitos finales de los índices y usamos regresiones y análisis GARCH para evaluar el impacto diferencial de estar por encima o debajo de una posible barrera. El mercado de valores chileno parece ser significativamente diferente de sus contrapartes, ya que es el único que prácticamente no mostró señales de barreras psicológicas. Hay evidencia leve a fuerte de barreras en los restantes mercados. Estos hallazgos desafían la noción de que la mayoría de los mercados latinoamericanos son impredecibles y otorgan crédito al reclamo que las estrategias de análisis técnico pueden ser útiles en algunos de estos mercados.

Palabras clave: *Mercados latinoamericanos, barreras psicológicas, índices bursátiles, psicología de mercado, números redondos.*

Clasificación JEL: *G11, G12, G14, G15.*

1. INTRODUCTION

Market practitioners and journalists often refer to the existence of psychological barriers in stock markets. Many investors believe that round numbers serve as barriers, and that prices may resist crossing these barriers. Moreover, the use of technical analysis is based on the assertion that traders will “jump on the bandwagon” of buying (selling) once the price breaks up (down) through a “psychologically important level” thus suggesting that the crossing of one of these barriers may push the prices up (down) more than otherwise warranted. Frequently used phrases by the business press such as “support levels” and “resistance levels” imply that, until such time as an important barrier is breached, increases and decreases in the prices may be restrained.

The impact of such kind of psychological barriers in investors’ decisions has been studied since the 1990’s for a variety of asset classes, from exchange rates with De Grauwe and Decupere (1992) to stock options with Jang *et al.* (2015). The evidence of psychological barriers on stock market indices suggests some significant impacts of this phenomenon in the returns and variances in different geographies and periods (*e.g.*, Koedijk and Stork, 1994; Cyree *et al.*, 1999; Bahng, 2003; Woodhouse *et al.*, 2016).

This article examines the existence of psychological barriers at round numbers in the major stock market indices of eight Latin American countries: Argentina (MERVAL), Brazil (BOVESPA), Chile (IPSA), Colombia (COLCAP), Mexico (IPC), Panama (BVPSI), Peru (IGBVL), and Venezuela (IBVC). To the best of our knowledge, none of these markets has ever been analysed with this purpose.

The anchoring effect, a well-known behavioral bias firstly identified by Tversky and Kahneman (1974), is the main explanation for the existence of psychological barriers in financial markets. Individuals, when performing an estimation in an ambiguous situation, tend to fixate ('to anchor') on a salient number even if that number is irrelevant for the estimation. The anchoring on round numbers is important for its great explanatory power of some of the features commonly associated to financial markets. It may help to understand, for example, the excessive price volatility (Westerhoff, 2003), the momentum effect (George and Hwang, 2004), or even the emergence of speculative bubbles (Shiller, 2015).

Of course, behavioral biases are not the only reason why barriers could exist. For example, the fact that option exercise prices also are usually round numbers may be an additional explanation for the phenomenon.

The existence of psychological barriers points to some level of predictability in stock markets and thus may potentially lead to abnormal risk-adjusted returns. Hence empirical evidence for the existence of psychological barriers is not only of interest to practitioners who are looking for profitable strategies but it also represents a contribution to the literature on market anomalies.

To investigate the existence of psychological barriers, we conduct tests for positional and transgressional effects. We test for uniformity in the trailing digits of the stock indices and use regression and GARCH analysis to assess the differential impact of being above or below a possible barrier. The results obtained reveal substantial differences in the incidence of psychological barriers on the markets of the sample. The Chilean stock market is the only one that shows virtually no signs of psychological barriers. There is mild evidence of barriers in the stock markets of Brazil, Colombia and Venezuela and strong indication of psychological barriers in the stock markets of Argentina, Mexico, Panama and Peru. These results are difficult to reconcile with the notion that capital markets are unpredictable and lend support to the claim that trading strategies based on price support and resistance levels can be useful at least in some Latin American stock markets.

This article is organized in as follows. Section 2 reviews the empirical evidence regarding psychological barriers. Section 3 presents the data and methodologies used in this paper. Section 4 presents the empirical results. Section 5 offers conclusions.

2. PREVIOUS FINDINGS

Donaldson (1990a, 1990b) and De Grauwe and Decupere (1992) were the first to study the phenomenon of psychological barriers and showed that round numbers are indeed of special importance for investors in the stock market and in the foreign exchange markets, respectively. From then on, several other studies followed, focusing not only on different geographies and periods, but also on different asset classes, such as bonds, commodities and derivatives.

However, to date, little research has been conducted on the existence of psychological barriers in emerging markets. Bahng (2003) constitutes a noteworthy exception. The author considered seven major Asian stock market indices to show that the Taiwanese index did possess significant price barrier effects and that the price level distributions of the Taiwanese, Indonesian, and Hong Kong indices were not uniform.

Cai, Cai and Keasey (2007) studied the price behavior of 1,050 Chinese stocks and conclude that the digits 0 and 5 constituted significant resistance points. According to the authors, these findings may be explained by cultural factors.

Berk *et al.* (2017) examined the prices of 77 individual stocks belonging to 15 frontier equity markets. Overall, psychological barriers were found to be a feature of frontier market equity pricing. A large number of securities exhibited predictable pricing patterns after passing through a psychologically important price point, including round numbers.

On a related vein, Carrera (2015) used the notion of price barrier to assess the exchange rates of 15 Latin American countries. It was found evidence of deviations in the exchange rates relative to the US dollar from a long-run equilibrium perspective.

The current study contributes to the scarce literature on psychological barriers in emerging markets by analyzing the phenomenon in a set of eight Latin American stock market indices.

Most of the literature on psychological barriers consider developed market indices. For example, Donaldson (1990a, 1990b) tested for uniformity in the trailing digits of the Dow Jones Industrial Average (DJIA), the FTSE-100, the TSE, and the Nikkei 225. His findings rejected uniformity for all but the Nikkei index. The results pertaining to the DJIA were later corroborated by Donaldson and Kim (1993) and Ley and Varian (1994).

Koedijk and Stork (1994) expanded the research to the Brussels Stock Index (Belgium), the FAZ General (Germany), the Nikkei 225 (Japan), the S&P 500 (US), and the FTSE-100 (UK). They discovered significant indications of psychological barriers' existence on the FAZ General, the FTSE-100 and the S&P 500, but weak indications on the Brussels Index, and none for the Nikkei 225.

De Ceuster, Dhaene and Schatteman (1998) compared the last digits of DJIA, FTSE-100, or the Nikkei 225 with the empirical distribution of a Monte Carlo simulation. They did not find any indication of the existence of psychological barriers on those three indices.

Cyree *et al.* (1999) showed that the last two digits of the DJIA, the S&P 500, the Financial Times U.K. Actuaries (London) and the DAX are not equally distributed. Prices next to barriers turn up less frequently than prices in a more distant position.

More recently, Dorfleitner and Klein (2009) focused on the DAX 30, the CAC 40, the FTSE-50 and the DJ EURO STOXX 50 for different periods until 2003. They found fragile traces of psychological barriers in all indices at the 1000-level.

The literature on psychological barriers in stock indices continues to be active nowadays. For example, Shawn and Kalaichelvan (2012) examined five European

indices (FTSE-100, CAC 40, DAX 30, ATX, SMI). They only found evidence for barriers in the SMI at the 1000-level.

Woodhouse *et al.* (2016) investigated the existence of barriers in the NASDAQ Composite index from 1971 to 2012. Statistically significant barrier effects were detected in certain index levels (usually in multiples of 100).

Different studies concluded that price barriers or at least significant deviations from uniformity also exist in other asset classes such as exchange rates (De Grauwe and Decupere, 1992; Mitchell and Izan, 2006), bonds (Burke, 2001), commodities (Aggarwal and Lucey, 2007; Lucey and O'Connor, 2016), derivatives (Schwartz, Van Ness and Van Ness, 2004; Chen and Tai, 2011; Jang *et al.*, 2015; Dowling, Cummins and Lucey, 2016; Palao and Pardo, 2018) and cryptocurrencies (Fonseca, Pacheco and Lobão, 2020; Li, li and Chong, 2020). Overall, evidence of price barriers in various asset classes seems to be fairly robust.

3. DATA AND METHODOLOGY

3.1. Data

All the indices under scrutiny use a weighted market capitalization to measure performance. The examination window for each of the stock market indices under study is presented in Table 1 below. Starting dates are different since we used the data pertaining each index since its inception. The data have daily frequency and were retrieved from Thomson Reuters Datastream and, in the case of the Colombian stock market, from the respective official stock exchange website. Summary statistics on the stock prices are presented in Table 2 where it can be seen that all the markets of the sample had a positive mean return in the sample period. Brazil and Argentina present the most volatile markets in the region. There is no pattern in the asymmetry of the returns distributions. Moreover, all the stock markets show a number of outliers inconsistent with normality. This conclusion is corroborated by the results of the Jarque-Bera test.

3.2. Methodology

Regarding existence of positional effects, we investigate if the indices close more or less frequently around round numbers by performing a number of uniformity tests and barrier tests on the M-values of the closing prices, as it will be described in the following sections. The presence of transgressional effects is captured by investigating the dynamics of the conditional mean return and conditional variance before and after the crossing of a barrier. We use regression and GARCH analysis to assess the differential impact of being above or below a possible barrier.

TABLE 1

DATA USED IN THE STUDY

Series	Stock Index	Starting date	Ending date
Argentina	MERVAL	October 19 th , 1989	
Brazil	BOVESPA	January 3 rd , 1994	
Chile	IPSA	September 27 th , 1987	
Colombia	COLCAP	January 14 th , 2008	
Mexico	IPC	January 4 th , 1988	
Panama	BVPSI	January 1 st , 1992	
Peru	IGBVL	January 2 nd , 1991	
Venezuela	IBVC	April 1 st , 1993	December 31 st , 2015

TABLE 2

SUMMARY STATISTICS ON STOCK PRICES DATA SERIES

Series	Obs.	Return series					Level series	
		Mean	Std. Dev.	Skewness	Kurtosis	Jarque-Bera stat. (p-value)	Min.	Max.
Argentina	6835	0.000930	0.027991	-2.138783	90.23957	0.00000	15.89	14173.87
Brazil	5738	0.000825	0.022271	0.513736	14.89715	0.00000	380.09	73516.00
Chile	5809	0.000334	0.011119	0.237394	10.76731	0.00000	538.01	5040.97
Colombia	2079	0.000058	0.011059	-0.633427	9.714583	0.00000	686.64	1942.37
Mexico	7303	0.000828	0.015262	0.068445	10.42913	0.00000	86.61	46357.24
Panama	6261	0.000540	0.008115	5.102059	163.41840	0.00000	13.70	478.75
Peru	6521	0.000914	0.014736	-0.076298	11.31932	0.00000	22.92	24051.62
Venezuela	5935	0.001651	0.017485	0.836699	21.70214	0.00000	0.76	15580.47

3.2.1. Definition of Barriers

Following Brock, Lakonishok and LeBaron (1992) and Dorfleitner and Klein (2009), we will use the so-called *band technique* and barriers will thus be defined as a certain range around the actual barrier. The main reason is that market participants will most certainly become active at a certain level before the index touches a round price level. Considering an index level of 100, for instance, over-excitement is expected to begin for instance at 99 or 101, or even at 95 or 105. Barriers will thus be defined as multiples of the l th power of ten, with intervals with an absolute length of 2%, 5%, 10%, and 25% of the corresponding power of ten as barriers. These intervals are conventionally used in the literature about psychological barriers. Formally, we may consider possible barrier bands:

M1000: Barrier level $l = 4$ (10000s)	$10,000 \pm 200; 10,000 \pm 250; 10,000 \pm 500; 10,000 \pm 1,000$
M100: Barrier level $l = 3$ (1000s)	$1,000 \pm 20; 1,000 \pm 25; 1,000 \pm 50; 1,000 \pm 100$
M10: Barrier level $l = 2$ (100s)	$100 \pm 2; 100 \pm 2.5; 100 \pm 5; 100 \pm 10$
M1: Barrier level $l = 1$ (10s)	$10 \pm 0.2; 10 \pm 0.25; 10 \pm 0.5; 10 \pm 1$
M0.1: Barrier level $l = 0$ (1s)	$1 \pm 0.02; 1 \pm 0.025; 1 \pm 0.05; 1 \pm 0.1$

3.2.2. *M*-Values

M-values refer to the last digits in the integer portion of the indices under analysis. Initially used by Donaldson and Kim (1993), *M*-values consider potential barriers at the levels ..., 300, 400, ..., 3400, 3500, i.e. at:

$$k \times 100, k = 1, 2, \dots \quad (1)$$

Later, De Ceuster, Dhaene and Schatteman (1998) claimed that this definition was too narrow because the series was not multiplicatively regenerative, resulting, for instance, on 3400 being considered a barrier, whereas 340 would not. Additionally, the authors claimed that, as defined by Eq. (1), the gap between barriers would tend to zero as the price series increased, disrupting the intuitive appeal of a psychological barrier. Thus, one should also consider the possibility of barriers at the levels ..., 10, 20, ..., 100, 200, ..., 1000, 2000, ..., i.e. at:

$$k \times 10^l, k = 1, 2, \dots, 9; l = \dots, -1, 0, 1, \dots; \quad (2)$$

and, on the other hand, at the levels ..., 10, 11, ..., 100, 110, ..., 1000, 1100, ..., i.e. at:

$$k \times 10^l, k = 10, 11, \dots, 99; l = \dots, -1, 0, 1, \dots; \quad (3)$$

M-values would then be defined according to these barriers. For barriers at the levels defined in Eq. (1), *M*-values would be the pair of digits preceding the decimal point:

$$M_t^a = [P_t] \bmod 100; \quad (4)$$

where P_t is the integer part of P_t and $\bmod 100$ refers to the reduction modulo 100. For barriers at the levels defined by Eq. (2) and Eq. (3), the *M*-values would be defined respectively as the second and third and the third and fourth significant digits. Formally,

$$M_t^b = [100 \times 10^{(\log P_t) \bmod 1}] \bmod 100; \quad (5)$$

$$M_t^c = [1000 \times 10^{(\log P_t) \bmod 1}] \bmod 100; \quad (6)$$

where logarithms are to base 10. In practical terms, for example if $P_t = 1234.56$, then $M_t^a = 34$. At this level, barriers should appear when $M_t^a = 00$. Additionally, $M_t^b = 23$ and $M_t^c = 12$.

3.2.3. Uniformity Test

Having computed the M -values, the next step consists of examining the uniformity of their distribution. Following Aggarwal and Lucey (2007), this will be done through a Kolmogorov-Smirnov Z-statistic test. Thus we will be testing H0: uniformity of the M -values distribution against H1: non-uniformity of the M -values distribution.

It is important to emphasize that the rejection of uniformity might suggest the existence of significant psychological barriers but it is not in itself sufficient to prove their existence. Ley and Varian (1994) showed that the last digits of the Dow Jones Industrial Average were in fact not uniformly distributed and even appeared to exhibit certain patterns, but the returns conditional on the digit realization were still significantly random. Additionally, De Ceuster, Dhaene and Schatteman (1998) noted that as a series grows without limit and the intervals between barriers become wider, the theoretical distribution of digits and the respective frequency of occurrence is no longer uniform.

3.2.4. Barrier Tests

Barrier tests are used to assess whether observations are less frequent near barriers than it would be expected considering a uniform distribution. The existence of a psychological barrier implies we will observe a significantly lower closing price frequency within an interval around the barrier (Donald and Kim, 1993; Ley and Varian, 1994). Therefore, the objective of the barrier tests is to investigate the influence of round numbers in the non-uniform distribution of M -values. We will use two types of barrier tests: the barrier proximity test and the barrier hump test.

a) Barrier Proximity Test

This test examines the frequency of observations, $f(M)$, near potential barriers and will be performed according to Eq. (7).

$$f(M) = \alpha + \beta D + \varepsilon \quad (7)$$

The dummy variable will take the value of unity when the index is at the supposed barrier and zero elsewhere. As it was mentioned in section 3.2.1, this barrier will not be strictly considered as an exact number but also as a number of different specific intervals, namely with an absolute length of 2%, 5%, 10% and 25% of the corresponding

power of ten as barriers. The null hypothesis of no barriers will thus imply that β equals zero, while β is expected to be negative and significant in the presence of barriers as a result of lower frequency of M -values at these levels.

b) Barrier Hump Test

The second barrier test will examine not just the tails of frequency distribution near the potential barriers, but the entire shape of the distribution. It is thus necessary to define the alternative shape that the distribution should have in the presence of barriers (Donaldson and Kim, 1993; Aggarwal and Lucey, 2007). Bertola and Caballero (1992), who analysed the behaviour of exchange rates in the presence of target zones imposed by forward-looking agents, suggest that a hump-shape is an appropriate alternative for the distribution of observations.

The test to examine this possibility will follow Eq. (8), in which the frequency of observation of each M -value is regressed on the M -value itself and on its square.

$$f(M) = \alpha + \Phi M + \gamma M^2 + \eta \quad (8)$$

Under the null hypothesis of no barriers γ is expected to be zero, whereas the presence of barriers should result in γ being negative and significant.

3.2.5. Conditional Effect Tests

The study of positional effects should be complemented with the investigation regarding transgressional effects that result from psychological barriers (Ley and Varian, 1994). Therefore, it is necessary to analyse the dynamics of the returns series around these barriers, namely regarding mean and variance in order to examine the differential effect on returns due to prices being near a barrier, and whether these barriers were being approached on an upward or on a downward movement (Cyree *et al.*, 1999; Aggarwal and Lucey, 2007).

Accordingly, we will thus define four regimes around barriers: BD for the five days before prices reaching a barrier on a downward movement, AD for the five days after prices crossing a barrier on a downward movement, and BU and AU for the five days respectively before and after prices breaching a barrier on an upward movement. These dummy variables will take the value of unity for the days noted and zero otherwise. To examine the robustness of the results to the assumption that the regime should last for five days, we will also consider a window of ten days. In the absence of barriers, we expect the coefficients on the indicator variables in the mean equation to be non-significantly different from zero.

$$R_t = \beta_1 + \beta_2 BD_t + \beta_3 AD_t + \beta_4 BU_t + \beta_5 AU_t + \varepsilon_t \quad (9)$$

Following Aggarwal and Lucey (2007), we started with an OLS estimation of Eq. (9) but heteroscedasticity and autocorrelation were present across our data base. Therefore, the full analysis of the effects in the proximity of barriers required us to apply the former test also to the variances. Eq. (10) represents this approach assuming autocorrelation similar to one as in Cyree *et al.* (1999) and Aggarwal and Lucey (2007). Besides the abovementioned dummy variables it includes a moving average parameter and a GARCH parameter.

$$\begin{aligned} \varepsilon_t &= N(0, V_t) \\ V_t &= \alpha_1 + \alpha_2 BD_t + \alpha_3 AD_t + \alpha_4 BU_t + \alpha_5 AU_t + \alpha_6 V_{t-1} + \alpha_7 \varepsilon_{t-1}^2 + \eta_t \end{aligned} \quad (10)$$

The four possible hypothesis to be tested are the following:

- H1: There is no difference in the conditional mean return before and after a *downward* crossing of a barrier.
- H2: There is no difference in the conditional mean return before and after an *upward* crossing of a barrier.
- H3: There is no difference in conditional variance before and after a *downward* crossing of a barrier.
- H4: There is no difference in the conditional variance before and after a *upward* crossing of a barrier.

4. EMPIRICAL FINDINGS

4.1. Uniformity Test

Table 3 provides the results of a uniformity test concerning the distribution of digits for the eight stock market indices under scrutiny. Overall, there is robust evidence that the *M*-values do not follow a uniform distribution in each one of the stock markets included in the sample. Moreover, uniformity is more clearly rejected in the highest barrier levels. In the case of the markets of Panama and Peru, uniformity is rejected at 1% in all the barrier levels. The rejection of uniformity of the trailing digits is not so strong in the Colombian market: from the four barrier levels under test, uniformity is rejected at a significance level of 5% only in the two highest barrier levels.

TABLE 3
KOLMOGOROV-SMIRNOV TEST FOR UNIFORMITY OF DIGITS

Series	M0.1 ($l = 0$)	M1 ($l = 1$)	M10 ($l = 2$)	M100 ($l = 3$)	M1000 ($l = 4$)
Argentina	1.2843 (0.0738)*	1.5080 (0.0212)**	2.5877 (0.0000)***	8.5761 (0.0000)***	9.8682 (0.0000)***
Brazil	1.1264 (0.1581)	5.0241 (0.0000)***	1.3029 (0.0671)*	7.4010 (0.0000)***	75.6622 (0.0000)***
Chile	1.5140 (0.0204)**	1.1853 (0.1204)	2.1372 (0.0002)***	17.3372 (0.0000)***	—
Colombia	0.8746 (0.4288)	1.1847 (0.1207)	1.4204 (0.0354)**	8.2443 (0.0000)***	—
Mexico	1.1184 (0.1638)	2.1404 (0.0002)***	1.1626 (0.1339)	8.1189 (0.0000)***	10.1611 (0.0000)***
Panama	2.8199 (0.0000)***	6.4622 (0.0000)***	17.9263 (0.0000)***	—	—
Peru	1.9372 (0.0011)***	2.1206 (0.0002)***	2.4100 (0.0000)***	10.3814 (0.0000)***	—
Venezuela	1.7060 (0.0059)***	6.9328 (0.0000)***	1.2623 (0.0826)*	1.9841 (0.0008)***	6.2357 (0.0000)***

Table 3 shows the results of a Kolmogorov-Smirnov test for uniformity. Each test was performed for the daily closing prices of each stock index. P-values are in parenthesis. H0: uniformity in the distribution of digits, H1: non uniformity in the distribution of digits. ***: significant at the 1 percent level; **: significant at the 5 percent level; *: significant at the 10 percent level.

4.2. Barrier Tests

4.2.1. Barrier Proximity Test

Results for the barrier proximity tests are shown in Tables 4 to 8 for the intervals mentioned in sections 3.2.1 and 3.2.4. As referred above, in the presence of a barrier we would expect β to be negative and significant, implying a lower frequency of M -values at these points. Considering a barrier in the exact zero module point, evidence in Table 4 shows that only Brazil at the 10-level barrier seem to reject the no barrier hypothesis at a statistical significance of 10%. If we assume a barrier to be in the interval 98-02, there are four markets that seem to reject the no barrier hypothesis at a statistical significance of 5%: Panama at the lower barrier level and Mexico, Peru, and Venezuela at the 1000-level barrier. As we keep widening the barrier interval, evidence appear to confirm the results for three of these four countries. In fact, considering the 95-05 interval, Table 6 shows that the no barrier hypothesis is again rejected for Panama, Mexico and Peru at the same barrier levels. The difference is that the results for Mexico and Peru are now statistically significant at the 1% level. In addition, Moreover, Table 6 shows that in the case of the Argentinian and Colombian markets the no barrier hypothesis is rejected at the 1000-level barrier at a statistical

TABLE 4

BARRIER PROXIMITY TEST: STRICT BARRIER (00)

Series	M0.1 ($l = 0$)				M1 ($l = 1$)				M10 ($l = 2$)				M100 ($l = 3$)				M1000 ($l = 4$)				
	β	p-value	R ²	β	p-value	R ²	β	p-value	R ²	β	p-value	R ²	β	p-value	R ²	β	p-value	R ²	β	p-value	R ²
Argentina	-0.0609	0.6764	0.0018	-0.0104	0.9397	0.0001	0.2323	0.0796**	0.0310	-0.0254	0.2099	0.0017	-0.0699	0.7330	0.0006						
Brazil	0.2826	0.5170	0.0043	5.6762	0.0016***	0.0968	0.0510	0.7354	0.0012	-0.0048	0.7394	0.0001	-0.0063	0.1722	0.0005						
Chile	0.1520	0.2597	0.0129	0.1722	0.2054	0.0163	0.1519	0.2727	0.0123	0.0147	0.4910	0.0005	—	—	—						
Colombia	0.2327	0.2516	0.0134	0.2324	0.3136	0.0103	0.2327	0.3041	0.0108	0.0366	0.3996	0.0013	—	—	—						
México	0.1013	0.3656	0.0084	0.0404	0.7756	0.0008	0.0400	0.7647	0.0009	0.0104	0.7907	0.0001	-0.0081	0.7841	0.0001						
Panama	-0.0300	0.9339	0.0001	-0.3026	0.6786	0.0018	-0.0402	0.9615	0.0000	—	—	—	—	—	—						
Peru	1.3136	0.0080***	0.1097	0.1712	0.2436	0.0138	-0.1617	0.3588	0.0086	-0.0071	0.9215	0.0000	—	—	—						
Venezuela	-0.0601	0.7858	0.0008	-0.2124	0.6836	0.0017	0.2723	0.5006	0.0046	-0.0217	0.7776	0.0002	0.5964	0.0000***	0.1970						

Table 4 shows the results of the regression $f(M) = \alpha + \beta D + \epsilon$, where $f(M)$ stands for the frequency of appearance of M -values, D is a dummy variable that takes the value of unity when $M=0$ and 0 otherwise. Refer to section 3.2.4 for details. *, **, *** indicates significance at the 10%, 5% and 1% level, respectively.

TABLE 5
BARRIER PROXIMITY TEST: 98-02 BARRIER

Series	M0.1 ($I = 0$)				M1 (I = 1)				M10 (I = 2)				M100 (I = 3)				M1000 (I = 4)			
	β	p-value	R ²	β	p-value	R ²	β	p-value	R ²	β	p-value	R ²	β	p-value	R ²	β	p-value	R ²		
Argentina	-0.0256	0.7011	0.0015	0.0671	0.2839	0.0117	0.0737	0.2252	0.0150	-0.0156	0.2671	0.0013	-0.0038	0.9359	0.0000					
Brazil	-0.0447	0.7378	0.0011	-0.1077	0.8490	0.0004	0.0337	0.4653	0.0055	-0.0003	0.9661	0.0000	0.0008	0.3629	0.0002					
Chile	0.0511	0.4078	0.0070	0.0089	0.8859	0.0002	0.1099	0.0807*	0.0308	0.1454	0.0000***	0.1004	-	-	-	-	-	-		
Colombia	0.0825	0.3738	0.0081	0.1369	0.1926	0.0173	-0.0038	0.9708	0.0000	0.0401	0.0882*	0.0053	-	-	-	-	-	-		
México	0.0298	0.5606	0.0035	-0.0126	0.8453	0.0004	0.0964	0.1118	0.0256	-0.0412	0.0527*	0.0065	0.0088	0.0002***	0.0150					
Panama	-0.2965	0.0702*	0.0331	-0.1659	0.6187	0.0025	0.0634	0.8676	0.0003	-	-	-	-	-	-	-	-	-		
Peru	0.2237	0.2207	0.0153	-0.0363	0.5890	0.0030	-0.0738	0.3590	0.0086	-0.0771	0.0310**	0.0096	-	-	-	-	-	-		
Venezuela	0.0637	0.5278	0.0041	-0.2003	0.3993	0.0073	-0.1752	0.3421	0.0092	-0.0782	0.0408**	0.0098	-0.0536	0.6324	0.0016					

Table 5 shows the results of the regression $f(M) = \alpha + \beta D + \varepsilon$, where $f(M)$ stands for the frequency of appearance of M-values, D is a dummy variable that takes the value of unity when M-value is in the 98-02 interval and 0 otherwise. Refer to section 3.2.4 for details. *, **, *** indicates significance at the 10%, 5% and 1% level, respectively.

TABLE 6

BARRIER PROXIMITY TEST: 95-05 BARRIER

Series	M0.1 ($l = 0$)				M1 ($l = 1$)				M10 ($l = 2$)				M100 ($l = 3$)				M1000 ($l = 4$)			
	β	p-value	R ²	β	p-value	R ²	β	p-value	R ²	β	p-value	R ²	β	p-value	R ²	β	p-value	R ²		
Argentina	-0.0014	0.9767	0.0000	0.0793	0.0672*	0.0338	0.0684	0.1048	0.0266	-0.0175	0.0563*	0.0039	-0.0207	0.5368	0.0021					
Brazil	0.0551	0.5282	0.0041	-0.0599	0.9188	0.0001	0.0230	0.6312	0.0024	-0.0021	0.6754	0.0002	0.0007	0.2492	0.0004					
Chile	0.0680	0.1119	0.0256	0.0230	0.5955	0.0029	0.0791	0.0710*	0.0329	0.1241	0.0000	0.2250	-	-	-	-	-	-		
Colombia	0.0781	0.2262	0.0149	0.1727	0.0171**	0.0566	0.0638	0.3761	0.0080	-0.0217	0.1619	0.0035	-	-	-	-	-	-		
México	-0.0058	0.8711	0.0003	-0.0010	0.9819	0.0000	0.0169	0.6905	0.0016	-0.0435	0.0019***	0.0167	0.0002	0.9185	0.0000					
Panama	-0.2346	0.0392**	0.0427	-0.1415	0.5421	0.0038	0.1024	0.6990	0.0015	-	-	-	-	-	-	-	-	-		
Peru	-0.0056	0.9652	0.0000	0.0035	0.9401	0.0001	-0.0655	0.2419	0.0139	-0.0649	0.0061***	0.0155	-	-	-	-	-	-		
Venezuela	-0.0127	0.8565	0.0003	-0.0698	0.6737	0.0018	-0.0689	0.5923	0.0029	-0.0317	0.2135	0.0036	-0.0544	0.5339	0.0027					

Table 6 shows the results of the regression $f(M) = \alpha + \beta D + \epsilon$, where $f(M)$ stands for the frequency of appearance of M-values, D is a dummy variable that takes the value of unity when $M=$ value is in the 95-05 interval and 0 otherwise. Refer to section 3.2.4 for details. *, **, *** indicates significance at the 10%, 5% and 1% level, respectively.

TABLE 7
BARRIER PROXIMITY TEST: 90-10 BARRIER

Series	M0.1 ($l = 0$)				M1 ($l = 1$)				M10 ($l = 2$)				M100 ($l = 3$)				M1000 ($l = 4$)			
	β	p-value	R ²	β	p-value	R ²	β	p-value	R ²	β	p-value	R ²	β	p-value	R ²	β	p-value	R ²		
Argentina	0.0286	0.4227	0.0066	0.0780	0.0185**	0.0553	0.0476	0.1423	0.0218	-0.0051	0.4028	0.0008	0.0480	0.1099	0.0666*	0.0009	0.0138	—	—	
Brazil	0.1450	0.1719	0.0190	0.3314	0.4622	0.0055	0.0217	0.5554	0.0036	-0.0016	0.6587	0.0002	0.0008	0.0666*	0.0009	—	—	—	—	
Chile	0.0428	0.1932	0.0172	-0.0012	0.9719	0.0001	0.0704	0.0358**	0.0442	0.0982	0.0000***	0.3097	—	—	—	—	—	—	—	
Colombia	0.0783	0.1134	0.0254	0.0568	0.3135	0.0104	0.0433	0.4343	0.0063	-0.0464	0.0001***	0.0288	—	—	—	—	—	—	—	
México	0.0154	0.5727	0.0033	0.0199	0.5654	0.0034	0.0001	0.9976	0.0000	-0.0381	0.0003***	0.0229	0.0108	0.0001***	0.0158	—	—	—	—	
Panama	-0.2359	0.0065***	0.0731	-0.2062	0.2463	0.0137	0.1919	0.3444	0.0091	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	
Peru	0.0995	0.3093	0.0105	-0.0139	0.6994	0.0015	-0.0773	0.0708*	0.0329	0.1200	0.0000***	0.0930	—	—	—	—	—	—	—	
Venezuela	-0.0048	0.9293	0.0001	-0.0769	0.5456	0.0037	-0.0982	0.3196	0.0101	0.0118	0.5455	0.0009	-0.0568	0.3453	0.0062	—	—	—	—	

Table 7 shows the results of the regression $f(M) = \alpha + \beta D + \epsilon$, where $f(M)$ stands for the frequency of appearance of M -values, D is a dummy variable that takes the value of unity when M =value is in the 90–10 interval and 0 otherwise. Refer to section 3.2.4 for details. *, **, *** indicates significance at the 10%, 5% and 1% level, respectively.

TABLE 8

BARRIER PROXIMITY TEST: 75-25 BARRIER

Series	M0.1 ($l = 0$)				M1 ($l = 1$)				M10 ($l = 2$)				M100 ($l = 3$)				M1000 ($l = 4$)			
	β	p-value	R ²	β	p-value	R ²	β	p-value	R ²	β	p-value	R ²	β	p-value	R ²	β	p-value	R ²		
Argentina	-0.0014	0.9767	0.0000	0.0793	0.0672	0.0338	0.0684	0.1048	0.0266	-0.0175	0.0563*	0.0039	-0.0207	0.5368	0.0021					
Brazil	0.0551	0.5282	0.0041	-0.0599	0.9188	0.0001	0.0230	0.6312	0.0024	-0.0021	0.6754	0.0002	0.0007	0.2492	0.0004					
Chile	0.0680	0.1119	0.0256	0.0230	0.5955	0.0029	0.0791	0.0710*	0.0329	0.1241	0.0000***	0.2250	-	-	-	-	-	-		
Colombia	0.0781	0.2262	0.0149	0.1727	0.0171**	0.0566	0.0638	0.3761	0.0080	-0.0217	0.1619	0.0035	-	-	-	-	-	-		
México	-0.0058	0.8711	0.0003	-0.0010	0.9819	0.0000	0.0169	0.6905	0.0016	-0.0435	0.0019***	0.0167	0.0002	0.9185	0.0000					
Panama	-0.2346	0.0392**	0.0427	-0.1415	0.5421	0.0038	0.1024	0.6990	0.0015	-	-	-	-	-	-	-	-	-		
Peru	-0.0056	0.9652	0.0000	0.0035	0.9401	0.0001	-0.0655	0.2419	0.0139	-0.0649	0.0061***	0.0155	-	-	-	-	-	-		
Venezuela	-0.0127	0.8565	0.0003	-0.0698	0.6737	0.0018	-0.0689	0.5923	0.0029	-0.0317	0.2135	0.0036	-0.0544	0.5339	0.0027					

Table 8 shows the results of the regression $f(M) = \alpha + \beta D + \epsilon$, where $f(M)$ stands for the frequency of appearance of M -values, D is a dummy variable that takes the value of unity when M =value is in the 75-25 interval and 0 otherwise. Refer to section 3.2.4 for details. *, **, *** indicates significance at the 10%, 5% and 1% level, respectively.

significance of 10% and 5%, respectively. Table 7 contains the results considering the 90-10 interval. The evidence confirms the previous results for the markets of Panama, Mexico and Colombia, all at a statistical significance of 1%. In the case of Peru, the no barrier hypothesis continues to be rejected but now at the 100-level barrier. Finally, Table 8 displays the results in the interval 75-25. The results for Colombia, Mexico and Panama continue to be statistically significant at the conventional levels. In addition, the no barrier hypothesis is rejected by the Argentinian market at the 1000-level barrier at a statistical significance of 5%. All the other series are either not significant or β is not negative.

Overall, evidence suggests that positional effects related to psychological barriers are a relevant phenomenon for the markets of Panama at the lowest barrier level and for the markets of Colombia, Mexico and Peru at the 1000-level barrier. There is weak evidence of barriers in the markets of Argentina, Brazil and Venezuela and practically no evidence at all of psychological barriers around round numbers in the Chilean stock market.

4.2.2. *Barrier Hump Test*

Table 9 shows the results for the barrier hump test, which is meant to test the entire shape of the distribution of M-values. Assuming it should follow a hump-shape distribution, we thus expected Y to be negative and significant in the presence of barriers. The results of the barrier hump test partially confirm the evidence presented previously with the barrier proximity tests. The relevance of the psychological barrier of the markets of Panama and Peru, respectively at the lowest barrier level and at the 100-level barrier, is corroborated by the rejection of the no barrier hypothesis at a statistically significant level of 1%. Furthermore, those two markets also reject that hypothesis at the 10-level barrier but only at a statistically significant level of 10%. In the case of the Mexican market, the evidence suggests again that there was a significant barrier at the 1000-level. In addition, the no barrier hypothesis is rejected by the Argentinian market at the 1000- and at the 10000- level barriers, at a statistical significance level of 1% and 10%, respectively. Finally, there is an indication of a price barrier at the 100-level barrier for the stock market of Venezuela at a statistical significant level of 10%. All the other series are either not significant or Y is not negative.

Overall, from the results presented so far it is possible to discern substantial differences in the incidence of psychological barriers on the markets under study. In the Chilean stock market, it was not detected practically any evidence of psychological barriers. In the case of the stock markets of Argentina, Brazil, Colombia and Venezuela there is weak to mild evidence of barriers mostly at high levels (1000- and 10000-level barriers). Lastly, the stock markets of Mexico, Panama and Peru stock market exhibit the strongest indications of psychological barriers nearby round numbers. In the case of the Panamanian market the positional effect is particularly noticeable at the lowest

barrier level. In the cases of Peru and Mexico the barrier is especially salient at the 100-level and at the 1000-level, respectively.

4.2.3. *Conditional Effects Test*

Assuming the existence of psychological barriers, we expected the dynamics of return series to be different around these points. In fact, results in Table 10 provide some interesting evidence of mean effects after both upward and downward movements through potential psychological barriers. The coefficients of BD are negative for all indices except Venezuela, and statistically significant for the markets of Argentina, Chile, Colombia, and Peru in the 5-day window around the potential barrier. When the time-window is widened to cover a 10-day period, the effect becomes statistically significant for all but two stock markets (Brazil and Venezuela). This suggests that stock market returns tend to be significantly lower when a barrier is to be crossed on a downward movement. BU is positive and significant for three markets of the sample (Argentina, Brazil, and Peru) considering a 5-day window and for four markets in a 10-day time window (Mexico is added to the three previously mentioned markets). This means that stock markets returns in these countries showed higher returns in the proximity of a barrier when the barrier was to be crossed in an upward movement. The return effects after the breaching of a barrier either on a downward or in an upward movement do not seem to be so clear across the markets. The pattern of conditional effects before the crossing of a possible barrier is similar to that obtained by Cyree *et al.* (1999) for the Dow Jones, the S&P500, and other six stock indices.

Table 11 contains results for the conditional variance equations. The variance effects are shown to be particularly evident in a 5-day window before and after an upward movement through a barrier. The coefficient of BU in the variance equation is negative and statistically significant in five of the markets under study. The Peruvian market is the exception with a positive and significant value in BU. This result indicates that in general the markets tend to calm before having risen through a barrier. This is in sharp contradiction with the results obtained by Cyree *et al.* (1999) according to which, in most cases, markets tend to be more volatile before crossing a barrier in an upward movement. In the post-crossing period, the results are somewhat heterogeneous: three markets present positive and significant results but four other markets show negative and significant coefficients at the conventional levels. Considering a 10-day window, the results are qualitatively similar. The volatility effects around a possible barrier when prices move on a downward movement are not so clear across the markets. Before crossing the barrier prices seem to be less volatile solely in the cases of Argentina and Panama in the 5-day window and in the markets of Colombia, Panama and Venezuela in the 10-day window. After crossing the barrier prices show less volatility in the market of Panama but more volatility in the Colombian market considering a 5-day window. With a longer time window, prices tend to be less volatile not only in Panama but also in Mexico and Venezuela.

TABLE 9
BARRIER HUMP TEST

Series	M0.1 (l = 0)				M1 (l = 1)				M10 (l = 2)				M100 (l = 3)				M1000 (l = 4)				
	γ	p-value	R ²	γ	p-value	R ²	γ	p-value	R ²	γ	p-value	R ²	γ	p-value	R ²	γ	p-value	R ²	γ	p-value	
Argentina	0.00000779	0.6901	0.0072	0.00002590	0.1576	0.0295	0.00005020	0.0034***	0.1278	-0.00000014	0.00000014	0.0755	-0.00000925	0.1109	0.0180						
Brazil	0.00005250	0.3686	0.0100	0.00002540	0.9185	0.0023	0.00001320	0.5115	0.0104	0.00000151	0.7722	0.0011	0.00000000	0.3614	0.0017						
Chile	0.00000728	0.6851	0.0246	-0.00001370	0.4512	0.0122	0.00002880	0.1011	0.1236	0.00000072	0.00000072	0.5733	-	-	-	-	-	-	-		
Colombia	0.00005301	0.2686	0.0157	0.00000922	0.7643	0.0187	0.00001290	0.6682	0.0245	-0.00000013	0.5142	0.0403	-	-	-	-	-	-	-		
México	-0.00000662	0.9672	0.0035	0.00002260	0.2275	0.0398	0.00000488	0.7855	0.0008	-0.00000069	0.00000069	0.0396	0.00000006	0.00000006	0.0187						
Panama	-0.00011300	0.0181**	0.0572	-0.00014800	0.1288	0.0306	0.00015900	0.1063	0.2357	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	
Peru	0.00001450	0.7882	0.0014	-0.00002920	0.1296	0.0653	-0.00008510	0.0002***	0.1440	-0.00000014	0.7339	0.0680	-	-	-	-	-	-	-	-	
Venezuela	-0.00000206	0.9447	0.0002	-0.00002290	0.7388	0.0400	-0.00006960	0.1960	0.0255	-0.00000064	0.2907	0.0026	-0.00000316	0.7522	0.0095						

Table 9 shows the results of the regression $f(M) = \alpha + \varphi M + \gamma M^2 + \eta$, where $f(M)$, the frequency of appearance of each M-values, is regressed on M, the M-value itself, and M2, its square. *, **, *** indicates significance at the 10%, 5% and 1% level, respectively.

TABLE 10

GARCH ANALYSIS: MEAN EQUATION (5 DAYS AND 10 DAYS)

	Argentina	Brazil	Chile	Colombia	Mexico	Panama	Peru	Venezuela
Mean equation (5 days)								
C	0.1847 (0.0330)	0.0900 (0.0211)	0.0651 (0.0116)	0.0381 (0.0217)	0.0961 (0.0135)	0.0940 (0.0263)	0.0778 (0.0140)	0.0939 (0.0168)
BD	-0.8193 (0.1284)***	-0.9022 (0.5731)	-0.4138 (0.1699)***	-0.3199 (0.1647)*	-0.3065 (0.3311)	-0.0760 (0.1162)	-0.2749 (0.0971)***	0.0483 (0.1120)
AD	-0.1982 (0.1411)	0.2813 (0.4025)	-0.0611 (0.2296)	0.1512 (0.2336)	0.3823 (0.2209)*	0.0683 (0.1470)	-0.0686 (0.0915)	0.0937 (0.1499)
BU	0.851167 (0.0874)***	1.2110 (0.1533)***	-0.0289 (0.1366)	0.0939 (0.1732)	0.1283 (0.2107)	-0.0860 (0.1440)	-0.1042 (0.2103)	-0.1042 (0.0894)
AU	0.5112 (0.0725)***	0.2103 (0.8250)	-0.1264 (0.1927)	0.3165 (0.2038)	-0.3970 (0.4270)	-0.0753 (0.1436)	0.1063 (0.0915)	-0.1680 (0.0762)***
Mean equation (10 days)								
C	0.1199 (0.0244)	0.0866 (0.0215)	0.0672 (0.0117)	0.0423 (0.0221)	0.0942 (0.0136)	0.0538 (0.0068)	0.0782 (0.0145)	0.1015 (0.0171)
BD	-0.4332 (0.1080)***	-0.7201 (0.6791)	-0.3203 (0.1316)***	-0.2953 (0.1316)***	-0.4498 (0.2581)*	-0.1870 (0.0388)***	-0.2960 (0.1109)***	-0.0936 (0.0638)
AD	-0.0575 (0.1073)	-0.1084 (0.4758)	-0.2922 (0.1254)***	-0.0960 (0.1637)	0.1304 (0.1884)	0.0553 (0.0392)***	-0.2204 (0.0838)***	-0.0982 (0.0659)
BU	0.3066 (0.0952)***	0.4797 (0.2723)*	0.1782 (0.2131)	0.1721 (0.1458)	0.3990 (0.2133)*	-0.0023 (0.0588)	0.1913 (0.0630)***	-0.0316 (0.0771)
AU	-0.0728 (0.1073)	0.0913 (0.3601)	0.3353 (0.1279)***	0.0375 (0.1444)	0.0236 (0.2231)	0.0698 (0.0600)	-0.0141 (0.0574)	-0.0918 (0.0993)
N	6835	5738	5809	2079	7303	6261	6521	5935

Table 10 shows the results of the mean equation of a GARCH estimation of the form $R_t = \beta_1 + \beta_2 BD + \beta_3 AD + \beta_4 BU + \beta_5 AU + \varepsilon_t$; $\varepsilon_t \sim N(0, V_t)$; $V_t = \alpha_1 + \alpha_2 BD + \alpha_3 AD + \alpha_4 BU + \alpha_5 AU + \alpha_6 V_{t-1} + \alpha_7 Z_{t-1} + \eta_t$. BD, AD, BU and AU are dummy variables. BD takes the value 1 in the 5 days (10 days) before crossing a barrier on a downward movement and zero otherwise, whereas AD is for the 5 days (10 days) after the same event. BU is for the 5 days (10 days) after the same upward crossing. Vi-1 refers to the moving average parameter and ε2t-1 stands for the GARCH parameter. 1 = 3 is tested for Brazil, Chile, Colombia and Mexico; 1 = 2 is tested for Argentina, Panama and Peru; 1 = 1 is tested for Venezuela. Robust standard error t statistics are in parentheses. *, **, *** indicates significance at the 10%, 5% and 1% level, respectively.

TABLE 11

GARCH ANALYSIS: VARIANCE EQUATION (5 DAYS AND 10 DAYS)

	Argentina	Brazil	Chile	Colombia	Mexico	Panama	Peru	Venezuela
Variation equation (5 days)								
C	1.0180 (0.0244)	0.0671 (0.0082)	0.0307 (0.0039)	0.0736 (0.0109)	0.0253 (0.0025)	0.6329 (0.0395)	0.0723 (0.0047)	0.1886 (0.0062)
BD	-0.7992 (0.0941)***	-0.0812 (0.4396)	-0.0086 (0.0799)	-0.0691 (0.0589)	0.0457 (0.1835)	-0.3493 (0.0306)***	-0.0459 (0.0398)	-0.0489 (0.0586)
AD	-0.1651 (0.1299)	-0.1227 (0.4216)	0.0216 (0.0901)	0.2139 (0.1147)*	-0.0117 (0.1778)	-0.3157 (0.0419)***	-0.0028 (0.0327)	0.0673 (0.0581)
BU	-0.6658 (0.0331)***	-0.8799 (0.0264)***	-0.0812 (0.0558)	-0.0603 (0.0879)	-0.2706 (0.0545)***	-0.3138 (0.0331)***	-0.0892 (0.0431)***	-0.1730 (0.0123)***
AU	-0.9856 (0.0401)***	1.0484 (0.5803)*	0.1551 (0.0652)***	0.0015 (0.0803)	0.2324 (0.1111)*	-0.3084 (0.0424)***	-0.0610 (0.0307)***	-0.1046 (0.0230)***
N	6835	5738	5809	2079	7303	6261	6521	5935
Variation equation (10 days)								
C	0.0864 (0.0068)	0.0628 (0.0079)	0.0303 (0.0038)	0.0791 (0.0115)	0.0257 (0.0025)	0.3825 (0.0013)	0.0721 (0.0047)	0.1731 (0.0056)
BD	0.0581 (0.0436)	-0.0721 (0.2954)	-0.0039 (0.0288)	-0.0660 (0.0313)***	0.0671 (0.0774)	-0.2529 (0.0140)***	0.0342 (0.0238)	-0.1460 (0.0109)***
AD	-0.0443 (0.0340)	-0.0443 (0.2788)	0.0811 (0.0246)	0.1020 (0.0746)	-0.1531 (0.0389)***	-0.1233 (0.0142)***	-0.0228 (0.0281)	-0.1561 (0.0093)***
BU	-0.0546 (0.0236)***	-0.4272 (0.1528)***	0.0535 (0.0628)	-0.0212 (0.0452)	-0.0592 (0.0645)	-0.2100 (0.0159)***	0.0017 (0.0173)	-0.1085 (0.0100)***
AU	0.1070 (0.2220)*	0.4101 (0.2220)*	0.0701 (0.0685)	0.0344 (0.0424)	0.1263 (0.0786)	-0.0810 (0.0183)***	-0.0445 (0.0123)***	0.1240 (0.0184)***
N								

Table 11 shows the results of the variance equation of a GARCH estimation of the form $R_t = \beta_1 + \beta_2 BD + \beta_3 AD + \beta_4 BU + \beta_5 AU + \epsilon_t$; $\epsilon_t \sim N(0, V_t)$; $V_t = \alpha_1 + \alpha_2 BD + \alpha_3 AD + \alpha_4 BU + \alpha_5 AU + \alpha_6 V_{t-1} + \alpha_7 \epsilon_{t-1}^2 + \eta_t$. BD, AD, BU and AU are dummy variables. BD takes the value 1 in the 5 days (10 days) before crossing a barrier on a downward movement and zero otherwise, whereas AD is for the 5 days (10 days) after the same event. BU is for the 5 days (10 days) before crossing a barrier from below, while AU is 1 in the 5 days (10 days) after the same upward parameter and ϵ_{t-1}^2 stands for the moving average parameter and ϵ_{t-1}^2 stands for the GARCH parameter. $l=3$ is tested for Brazil, Chile, Colombia and Mexico; $l=2$ is tested for Argentina, Panama and Peru; $l=1$ is tested for Venezuela. Robust standard error t statistics are in parentheses. *, **, *** indicates significance at the 10%, 5% and 1% level, respectively.

A market by market analysis reveals that the conditional effects were felt, albeit with different intensities, in most of the markets that make up our sample. Regarding the mean effects, two markets deserve to be highlighted due to the intensity and statistical significance of the respective results: the Argentinian market where, within a 5-day period, returns increased in the immediate vicinity of a potential barrier when the latter was crossed in an upward direction, and the Peruvian market, where, within a 10-day period, it was observed a decrease in returns around a potential barrier when it was crossed on a downward movement.

Regarding the effects on volatility, three markets deserve to be mentioned as they had shown a statistically significant reduction of volatility around potential barriers, at a statistically significant level of 1%: we are referring to the stock markets of Argentina, Panama and Venezuela. In the case of the Panamanian market, the effects were more extensive as they took place before and after the crossing of a barrier, regardless of the direction in which it was to be crossed. For the remaining two markets, the decrease in volatility was especially felt in the vicinity of the barrier when it was to be traversed on an upward movement. In the case of the Argentinian market it is worth noting that the decrease in volatility in these circumstances was accompanied, as already mentioned, by a contemporaneous increase in mean returns. A similar result was obtained by Cyree *et al.* (1999) for several indices. These authors noticed that this result appeared to represent an “aberration” in the equilibrium risk-return relationship and posed a challenge to the standard financial models that predict a positive correlation between these two variables.

Tables 12 and 13 contain the test results of the four barrier hypothesis mentioned in section 3.2.5, considering a 5-day period and a 10-day period, respectively. If some kind of barrier indeed existed, we would expect that the restraints in terms of mean and variance would be relaxed after the price crossed that barrier.

The results show that the conditional differences in the mean returns and variances tend to be more significant within a 5-day period. In fact, while in the 5-day period there are 10 observations with significant differences at a statistically significant level of 1% whereas in the 10-day period there are only three observations with significant differences at the same level of statistical significance.

However, these effects are not uniform across the series under test. In the shorter time horizon, the cases of Argentina and Panama are worth noting since in these two markets there were significant differences in the mean return and in the variance after crossing a barrier both as part of an upward move and as part of a downward move. The Brazilian stock market also shows a significant increase in variance after breaching a barrier no matter the direction of the movement (the results are significant at least at a statistically significant level of 5%). In general, all these findings are in line with our previous analysis (see Tables 10 and 11).

When we consider a longer time window, of 10 days, the results are weaker and highly significant conditional differences before and after the crossing of a barrier seem

TABLE 12
BARRIER HYPOTHESIS TESTS (5 DAYS)

	Argentina	Brazil	Chile	Colombia	Mexico	Panama	Peru	Venezuela
H1: There is no difference in the conditional <i>mean return</i> before and after a <i>downwards</i> crossing of a barrier	956.56 (0.0000)***	2.26 (0.1328)	2.17 (0.1404)	2.96 (0.0851)*	2.98 (0.0843)*	37.71 (0.0000)***	2.24 (0.1345)	0.06 (0.8065)
H2: There is no difference in the conditional <i>mean return</i> before and after an <i>upwards</i> crossing of a barrier	961.10 (0.0000)***	3.76 (0.0525)*	0.14 (0.7083)	0.70 (0.4028)	1.96 (0.1615)	1919.63 (0.0000)***	0.58 (0.4463)	0.30 (0.5839)
H3: There is no difference in conditional <i>variance</i> before and after a <i>downwards</i> crossing of a barrier	965.08 (0.0000)***	4.92 (0.0265)**	0.08 (0.7773)	3.83 (0.0503)*	0.02 (0.8875)	1496.97 (0.0000)***	0.34 (0.5598)	0.5 (0.4795)
H4: There is no difference in conditional <i>variance</i> before and after an <i>upwards</i> crossing of a barrier.	964.30 (0.0000)***	11.12 (0.0009)***	2.84 (0.0918)*	0.19 (0.6629)	7.86 (0.0051)***	280.84 (0.0000)***	2.92 (0.0875)*	1.06 (0.3032)

Table 12 shows the results of a Chi-square test based on the likelihood ratio test of the four different null hypothesis. *p*-values are in parenthesis. *, **, *** indicates significance at the 10%, 5% and 1% level, respectively.

TABLE 13
BARRIER HYPOTHESIS TESTS (10 DAYS)

	Argentina	Brazil	Chile	Colombia	Mexico	Panama	Peru	Venezuela
H1: There is no difference in the conditional <i>mean return</i> before and after a <i>downwards</i> crossing of a barrier	6.14 (0.0132)**	0.64 (0.4237)	0.04 (0.8415)	0.98 (0.3222)	3.36 (0.0668)*	7.66 (0.0056)***	0.38 (0.5376)	0.03 (0.8625)
H2: There is no difference in the conditional <i>mean return</i> before and after an <i>upwards</i> crossing of a barrier	7.66 (0.0056)***	0.72 (0.3961)	0.36 (0.5485)	0.466 (0.4948)	1.64 (0.2003)	2.99 (0.0838)*	4.66 (0.0309)**	0.30 (0.5839)
H3: There is no difference in conditional <i>variance</i> before and after a <i>downwards</i> crossing of a barrier	1.84 (0.1750)	0.02 (0.8875)	0.10 (0.7518)	4.074 (0.0435)**	2.86 (0.0908)*	6.16 (0.0131)**	0.76 (0.3833)	0.12 (0.7290)
H4: There is no difference in conditional <i>variance</i> before and after an <i>upwards</i> crossing of a barrier.	3.44 (0.0636)*	3.98 (0.0460)**	0.01 (0.9203)	0.55 (0.4583)	3.50 (0.0614)*	4.43 (0.0353)**	2.44 (0.1183)	17.50 (0.0000)***

Table 13 shows the results of a Chi-square test based on the likelihood ratio test of the four different null hypothesis. p-values are in parenthesis. *, **, ***, indicates significance at the 10%, 5% and 1% level, respectively.

to be observed mainly in the markets of Argentina (in the case of the mean returns) and Panama (both for the mean returns and for the variance). In both cases, there was a significant increase in the mean return and in the variance in the post-crossing period. Interestingly, the market of Chile is the only one that does not exhibit any significant differences in mean returns and variance effects between pre-crossing and post-crossing periods.

Overall, the results obtained reveal substantial differences in the incidence of psychological barriers on the markets of the sample. In fact, when we consider the combination of positional and transgressional effects it is possible to distinguish several different situations. Of all the stock markets under analysis, there is only one –the Chilean market– that has revealed virtually no signs of psychological barriers. Second, there are markets that have shown moderate signs of psychological barriers. We may include in this group the markets of Brazil, Colombia, and Venezuela. In all these cases, the results show that there were some relevant positional effects (case of Colombia) or some relevant transgressional effects (case of Brazil) or a combination between moderate effects of these two types of results (case of Venezuela). Third, the markets of Argentina, Mexico, and Peru can be included in a group where the evidence of psychological barriers is strong. In this instance, the detected positional effects were strong (as in the case of Mexico and Peru) or there was a combination of moderate positional effects with strong transgressional effects (case of Argentina). Finally, it can be concluded that the Panama stock market was the one that showed the strongest signs of psychological barriers in all applied tests (uniformity tests, barrier tests and conditional effects tests).

5. CONCLUSION

Psychological barriers have been found to impact financial markets in different geographies and asset classes. Due to several behavioral biases and the consequent inability to make fully rational decisions, the average market practitioner is often affected, directly or indirectly, by such phenomenon.

Following the most widely used methodologies for studying psychological barriers, we provide new evidence regarding this phenomenon in eight Latin American stock markets. Considering an extended sample period, we examined the existence of barriers at round numbers in the major stock market indices of Argentina (MERVAL), Brazil (BOVESPA), Chile (IPSA), Colombia (CALCAP), Mexico (IPC), Panama (BVPSI), Peru (IGBVL), and Venezuela (IBVC).

In summary, it was possible to distinguish three types of situations regarding the presence of positional effects and transgressional effects in the stock markets under scrutiny. First, the Chilean stock market showed virtually no signs of psychological barriers. Second, there is mild evidence of barriers in the cases of the markets

of Brazil, Colombia and Venezuela. Lastly, the markets of Argentina, Mexico, Panama and Peru showed strong or very strong signs of psychological barriers. The Panamanian market is the one with the strongest indications of psychological barriers nearby round numbers.

The markets of Argentina, Colombia and Mexico seem to present important psychological barriers at the 1000-level barrier while the market of Panama tends to reject the no barrier hypothesis at the lowest level (1-level barrier).

It is interesting to notice that the country with the highest GDP per capita from the countries of the sample and where the stock market presents the largest market capitalization in percentage of the GDP (World Bank, 2016), i.e. that of Chile, is the only one that essentially exhibits no signs of psychological barriers.

The literature on psychological barriers suggests that cultural factors may contribute to this phenomenon (*e.g.*, Cai, Cai and Keasey, 2007). However, in the case of our results, the existence of very different levels of incidence of psychological barriers in countries with relatively similar cultural characteristics suggests that other factors may be relevant. It would be interesting to investigate, in addition to the microstructure characteristics of the markets, the role played by recent economic history in the formation of psychological barriers. Some of the countries in our sample (Argentina, Brazil, and Venezuela, for example) experienced recent historical periods marked by very high levels of inflation. In theory, investors would be expected to become less sensitive to price barriers in countries where the nominal level of prices increases very rapidly. However, the results presented in this article do not confirm this conjecture.

Overall, these findings provide evidence supporting the existence of psychological barriers with respect to index returns. Our results are thus in line with earlier studies (*e.g.*, Koedijk and Stork, 1994; Cyree *et al.*, 1999; Bahng, 2003; Woodhouse *et al.*, 2016) and can be regarded as evidence that prices tend to exhibit some pockets of predictability thus contradicting the random walk usually associated with efficient capital markets. Moreover, our results seem to suggest that technical analysis strategies based on price support and resistances around round numbers can be profitable, at least in some stock markets. However, it should be noted that the fact that prices may be predictable, in itself, does not necessarily mean that investors should be able to obtain abnormal profits. The existence of significant limits to arbitrage (arising from synchronization risk, noise trader risk or trading costs, for example) may prevent investors from profiting from predictable stock prices.

There is much to be investigated about psychological barriers in financial markets. Further avenues for research may include the analysis of trading volume around possible price barriers, the adoption of statistical tests based on the assumption that prices follow specific distributions (*e.g.*, the Benford' Law) and the study of the impact of salient events (*e.g.*, a financial crisis) on the prevalence of price barriers.

REFERENCES

- AGGARWAL, R.; LUCEY, B.M. (2007). Psychological barriers in gold prices? *Review of Financial Economics*, 16, 217-230.
- BAHNG, S. (2003). Do Psychological Barriers Exist in the Stock Price Indices? Evidence from Asia's Emerging Markets. *International Area Studies Review*, 6, 35-52.
- BERK, A.S.; CUMMINS, M.; DOWLING, M.; LUCEY, B.M. (2017). Psychological Price Barriers in Frontier Equities. *Journal of International Financial Markets, Institutions & Money*, 49, 1-14.
- BERTOLA G.; CABALLERO, R.J. (1992). Target Zones and Realignments. *American Economic Review*, 82, 520-536.
- BROCK, W.; LAKONISHOK, J.; LEBARON, B. (1992). Simple technical trading rules and the stochastic properties of stock returns. *Journal of Finance*, 47, 1731-1764.
- BURKE, S. (2001). Barriers in U.S. Benchmark Bonds. Unpublished manuscript. Vancouver.
- CAI, B. M.; CAI, C.X.; KEASEY, K. (2007). Influence of cultural factors on price clustering and price resistance in China's stock markets. *Accounting and Finance*, 47, 623-64.
- CARRERA, C. (2015). Tracking exchange rate management in Latin America. *Review of Financial Economics*, 25, 35-41.
- CHEN, M.; TAI, V.W. (2011). Psychological Barriers and Prices Behaviour of TAIFEX Futures. *Global Economy and Finance Journal*, 4, 1-12.
- CYREE, K.B.; DOMIAN, D.L.; LOUTON, D.A.; YOBACCIO, E.J. (1999). Evidence of psychological barriers in the conditional moments of major world stock indices. *Review of Financial Economics*, 8, 73-91.
- DE CEUSTER, M.J.K.; DHAENE, G.; SCHATTEMAN, T. (1998). On the hypothesis of psychological barriers in stock markets and Benford's Law. *Journal of Empirical Finance*, 5, 263-279.
- DE GRAUWE, P.; DECUPERE, D. (1992). Psychological barriers in the foreign exchange markets. *Journal of International and Comparative Economics*, 1, 87-101.
- DONALDSON, R.G. (1990a). Psychological barriers in asset prices, rationality and the efficient market hypothesis. *Princeton Financial Research Center Memorandum*, 114.
- DONALDSON, R.G. (1990b). International evidence on psychological barriers in asset prices and the efficient market hypothesis. *Princeton Financial Research Center Memorandum*, 116.
- DONALDSON, R.G.; KIM, H.Y. (1993). Price Barriers in the Dow Jones Industrial Average. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 28, 313-330.
- DORFLEITNER, G.; KLEIN, C. (2009). Psychological barriers in European stock markets: Where are they? *Global Finance Journal*, 19, 268-285.
- DOWLING, M.; CUMMINS, M.; LUCEY, B.M. (2016). Psychological barriers in oil futures markets. *Energy Economics*, 53, 293-304.
- FONSECA, V.; PACHECO, L.; LOBÃO, J. (2020). Psychological barriers in the cryptocurrency market. *Review of Behavioral Finance*, forthcoming, DOI: 10.1108/RBF-03-2019-0041
- GEORGE, T.J.; HWANG, C. (2004). The 52-Week High and Momentum Investing. *Journal of Finance*. 59, 2145-2176.
- JANG, B.; KIM, C.; KIM, K.T.; LEE, S.; SHIN, D. (2015). Psychological Barriers and Option Pricing. *Journal of Futures Markets*, 35, 52-74.
- KOEDIJK, K.G.; STORK, P.A. (1994). Should we care? Psychological barriers in stock markets. *Economics Letters*, 44, 427-432.
- LEY, E.; VARIAN, H.R. (1994). Are there psychological barriers in the Dow-Jones index? *Applied Financial Economics*, 4, 217-224.
- LI, X.; LI, X.; CHONG, X. (2020). Price clustering in Bitcoin market - An extension. *Finance Research Letters*, forthcoming, DOI: 10.1016/j.frl.2018.12.020
- LUCEY, M. E.; O'CONNOR, F.A. (2016). Mind the gap: Psychological barriers in gold and silver prices. *Finance Research Letters*, 17, 135-140.
- MITCHELL, J.C IZAN, H.Y. (2006). Clustering and psychological barriers in exchange rates. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 16, 318-344.

- PALAO, F.; PARDO, A. (2018). Do Price Barriers Exist in the European Carbon Market? *Journal of Behavioral Finance*, 19, 111-124.
- SCHWARTZ, A.L.; VAN NESS, B.F.; VAN NESS, R.A. (2004). Clustering in the futures market: Evidence from S&P 500 futures contracts. *Journal of Futures Markets*, 24, 413-428.
- SHAW, L.K.J.; KALAICHELVAN, M. (2012). A Critical Evaluation of the Significance of Round Numbers in European Equity Markets in Light of the Predictions from Benford's Law. *International Research Journal of Finance and Economics*, 95, 196-210.
- SHILLER, R.J. (2015). *Irrational Exuberance*. 3rd edition. Princeton University Press, Princeton, NJ.
- TVERSKY, A.; KAHNEMAN, D. (1974). Judgment under uncertainty: Heuristics and biases. *Science*, New Series, 185, 1124-1131.
- WESTERHOFF, F. (2003). Anchoring and psychological barriers in foreign exchange markets. *Journal of Behavioral Finance*, 4, 65-70.
- WOODHOUSE, S.A.; SINGH, H.; BHATTACHARYA, S.; KUMAR, K. (2016). Invisible walls: Do psychological barriers really exist in stock index levels? *North American Journal of Economics and Finance*, 36, 267-278.
- WORLD BANK (2016). World Development Indicators Database. World Bank. Washington, DC.

GEOPOLITICAL TENSIONS, OPEC NEWS, AND THE OIL PRICE: A GRANGER CAUSALITY ANALYSIS*

TENSIONES GEOPOLITICAS, NOTICIAS OPEC Y EL PRECIO DEL PETROLEO: UN ANALISIS DE CAUSALIDAD GRANGER

ANTONIO FERNANDOIS**

Central Bank of Chile

CARLOS A. MEDEL***

Central Bank of Chile

Abstract

To what extent do geopolitical tensions, supply disturbances, and unexpected news in the Organisation of the Petroleum Exporting Countries (OPEC) and major oil-producer countries affect the oil price? Are oil price forecasters aware of these tensions? Do these tensions affect forecasters' consensus when making their predictions? Is there a difference between news coming from OPEC countries versus other major oil exporters? In this article, we analyse the influence of geopolitical tensions, news, and events in major oil producers on the Brent oil price, its forecasts, and the dispersion of those forecasts. We empirically test these hypotheses by introducing and making use of a unique media-based measure of geopolitical tensions accounting for supply crunches and expansions for the 2001-12 period, by means of Granger causality. We found evidence suggesting that overall geopolitical

* We thank Ercio Muñoz for his kind provision of the dataset used in López and Muñoz (2012). We also thank comments and suggestions to Rolando Campusano, Gabriela Contreras, Ashita Gaglani, Pablo Medel, Ercio Muñoz, Damián Romero, an anonymous referee of the Working Paper series of the Central Bank of Chile, and an anonymous referee of the *Economic Analysis Review*. We also thank Consuelo Edwards for editing services. Nevertheless, we exclude them for any error or omission that remains at our own responsibility. This article is an extensive revision of the Working Paper 805, Central Bank of Chile. The views and ideas expressed in this paper do not necessarily represent those of the Central Bank of Chile or its authorities. Any errors or omissions are the responsibility of the authors.

** E-mail: affernandois@bcentral.cl.

*** Corresponding author. E-mail: cmedel@bcentral.cl.

tensions affect the current level of oil price, its forecasts, and the dispersion of those forecasts. More remarkably, when separating between OPEC and non-OPEC news, we found that the former affect oil price forecasts and its consensus, and at the same time, the current oil price determine oil-based news on OPEC countries. Moreover, non-OPEC news affect the current and future oil price level and neither the forecast nor the dispersion of those forecasts is affected by the level. All these results imply that geopolitical tensions in a broader sense affect oil prices, and OPEC news should be read jointly with other geopolitical tensions as oil price drivers –and not as an isolated news generator affecting oil prices. This weakens the hypothesis of OPEC as a price setter in the global oil market whose behaviour, in turn, seems a matter for forecasters. These results are important suggesting that, in order to keep track of oil price dynamics, one needs to account for a more general context of geopolitical tensions beyond OPEC countries, relying on signals and externalities that are not necessarily based on economic rationale.

JEL-Codes: C12, C22, E66, Q41.

Keywords: *Oil-producer countries, OPEC, oil price, Granger causality.*

Resumen

¿En qué medida las tensiones geopolíticas, disruptores de oferta, y noticias inesperadas de la Organización de Países Exportadores de Petróleo (OPEP) y principales países productores de petróleo afectan el precio del petróleo? ¿Están conscientes los pronosticadores del precio del petróleo de estas tensiones? ¿Afectan estas tensiones el consenso de los pronosticadores al hacer sus proyecciones? ¿Existe alguna diferencia entre las noticias provenientes de los países de la OPEP y otros grandes exportadores de petróleo? En este artículo, analizamos la influencia de las tensiones geopolíticas, noticias, y eventos en los principales productores de petróleo sobre el precio del petróleo Brent, sus proyecciones, y la dispersión en torno a esas proyecciones. Empíricamente probamos estas hipótesis mediante la introducción y el uso de una medida única basada en los medios de prensa de las tensiones geopolíticas que contabiliza por reducciones y expansiones de oferta para el período 2001-12, mediante causalidad de Granger. Encontramos evidencia sugiriendo que las tensiones geopolíticas, en general, afectan el nivel actual del precio del petróleo, sus proyecciones, y la dispersión en torno a esas proyecciones. Notablemente, al separar entre las noticias de la OPEP y las no OPEP, encontramos que las primeras afectan las proyecciones del precio del petróleo y su consenso

y que, al mismo tiempo, el precio actual del petróleo afecta las noticias en los países de la OPEP. Además, las noticias no OPEP afectan el nivel actual y futuro del precio del petróleo, y ni el pronóstico ni la dispersión de esos pronósticos se ven afectados por el nivel actual. Todos estos resultados implican que las tensiones geopolíticas en un sentido más amplio afectan el precio del petróleo, y que las noticias OPEP deben leerse conjuntamente con otras tensiones geopolíticas como determinantes del precio del petróleo, y no como un generador de noticias aislado que afecta el precio del petróleo. Esto debilita la hipótesis de la OPEP como un fijador de precios en el mercado mundial del petróleo cuyo comportamiento, a su vez, parece ser relevante para los pronosticadores. Estos resultados son importantes, y sugieren que, para realizar un seguimiento de la dinámica de los precios del petróleo, se debe tener en cuenta un contexto más general de tensiones geopolíticas más allá de los países de la OPEP, apoyándose en señales y externalidades que no se basan necesariamente en la lógica económica.

Códigos JEL: C12, C22, E66, Q41.

Palabras clave: *Países productores de petróleo, OPEP, precio del petróleo, causalidad de Granger.*

1. INTRODUCTION

Crude oil and its processed liquids have been the most essential commodities traded worldwide during the last half-century. Its undoubted importance is owed to, among other reasons, early massive specific investments and the development of technologies using it as a primary fuel, particularly in the automobile and transport sectors in general. The long-lasting oil dependence of the largest economies of the world, added to a certain degree of geographic concentration and cultural cohesion of some of the biggest oil-producing countries which, at the same time, suffer high political instability threats and uprisings, carry particular and specific features associated to this massive, global market.

To these geopolitically-based externalities, there is the existence of the Organisation of the Petroleum Exporting Countries (OPEC) compounded by 14 states primarily located in the Middle East and Africa.¹ Its main aim is “to coordinate and unify policies of its member countries”, ensuring “a fair return on capital for those investing in the

¹ Algeria, Angola, Congo, Ecuador, Equatorial Guinea, Gabon, Iran, Iraq, Kuwait, Libya, Nigeria, Saudi Arabia, United Arab Emirates, and Venezuela.

petroleum industry” (OPEC, 2012). This leads to think of OPEC as convenor into setting quotas and carrying the unpleasant label of a worldwide recognised cartel (see Gülen, 1996; Griffin and Xiong, 1997; Jones, 1990; Kaufmann *et al.*, 2004, and Brémond *et al.*, 2012, for details). Some other big market players such as Brazil, Canada, China, Mexico, Russia, and the United States are not OPEC members and coincide with a record of, on average, less political tensions, threats, and realisations in the last decades. Thus, it is relevant to delve into the particular effect of unexpected geopolitical tensions and news related to major oil producers and disentangling the news related to OPEC on oil prices within a wider environment of threats, tensions, political instability, and oil supply news.

To that end, this article questions to what extent do geopolitical tensions, supply disturbances, and unexpected news in the OPEC and other major oil-producer countries affect oil price? Are oil price forecasters aware of these tensions? Do these tensions affect forecasters’ consensus when making their predictions? Is there a difference between news coming from OPEC countries versus other oil exporters?

We empirically test these hypotheses making use of a unique, purposely built media-based measure of geopolitical tensions accounting not only for supply crunches but also for expansions in the 2001-12 period, by means of Granger causality. Geopolitical tensions are defined as the risks posed by tensions between states that affect a peaceful course of relations, which can be composed of threats plus realisations such as riots, wars, or terrorist acts. However, our unique measure of tensions includes also news related to oil supply expansions –entering with the corresponding opposite sign of geopolitical risks. This is the case of new announcements on discoveries and site exploration as well as public, explicit efforts to improve diplomatic relations between highly tensioned countries.

Our measure is the result of adding (or subtracting when needed) 10 dummy variables associated with news relevant to the oil market as suggested by its sources (*Bloomberg*, *The Wall Street Journal*, *Financial Times*, and the *United States Energy Information Administration*). One of these dummy variables is exclusively referred to OPEC news –which is composed by positive and negative integers. To stress out the informational content of the newly proposed geopolitical tensions and OPEC’s news measure, we analyse its effect not only on the current Brent oil price but also on its forecast and dispersion, as included in the *Consensus Forecast* survey.

Three base hypotheses are examined and supported by testing the Granger causality the other way around to determine full independence or a feedback relationship between variables. The first hypothesis is if the overall (OPEC plus non-OPEC) geopolitical tensions and news Granger cause² current oil prices. The second hypothesis is if the same measure causes oil price forecasts, and a third one if the same occurs for forecast

² Although the meaning of “Granger causality” is different to ordinary “causality”, we henceforth use the latter interchangeably with the former term.

dispersion (consensus). If the geopolitical tensions and news measure is capturing well the timing and intensity of tensions, it is expected that this variable will cause all oil-related series. As a measure of unexpected events, and given the relevance of oil for mentioned exporting economies, it is allowed, however, that both forecasts and its dispersion could actually cause geopolitical tensions in a feedback sequence of processes. If this is not the case, the measure is completely exogenous and formed independent of the oil market, capturing well geopolitical tensions and unexpected news.

We found evidence suggesting that overall geopolitical tensions and news affect the current level of oil price, its forecasts, and the dispersion (consensus) of those forecasts. More remarkably, when distinguishing between OPEC versus non-OPEC news, we found that the former affect oil price forecasts and their consensus, and at the same time, the current oil price determines oil-based news in OPEC countries. Moreover, non-OPEC news affect the current and future oil price level and neither the forecast nor the dispersion of those forecasts is affected by the level. All these results imply that geopolitical tensions and news in a broader sense affect oil prices, and OPEC news should be read jointly with other geopolitical tensions as oil price drivers –and not as an isolated news generator. This weakens the hypothesis of OPEC as a price setter in the global oil market whose behaviour, in turn, seems a matter for forecasters. Moreover, it is the current oil price which affects the OPEC-based news. Some similar qualitative results are found in Alhajji and Huettner (2000), Smith (2005), and Almoguera *et al.* (2011) when analysing OPEC behaviour.

These results are important suggesting that, in order to keep track of oil price dynamics, it is necessary to account for a more general context of news and geopolitical tensions beyond OPEC countries, relying on signals and externalities that are not always based on economic rationale.

The remaining of the article proceeds as follows. In Section 2 we review the related literature in various dimensions: different measures of geopolitical tensions and news, and broad analyses of oil market in general and OPEC in particular. In Section 3, we describe the dataset as well as the econometric challenges of dealing with short sample and persistent time series. In Section 4 we present all the econometric results. Finally, Section 5 concludes.

2. LITERATURE REVIEW

There is a wide branch of research analysing the oil market beyond the boundaries of Economics. However, despite all types of methodologies and model sophistication used to understand the dynamics of oil market, we proceed considering one of the most striking time-series econometrics tools: Granger causality (Granger, 1969, 1980, 2004). As emphasised by Barrett and Barnett (2013), Granger causality is a tool designed to measure whether a variable affects another anticipatedly, but not for testing a specific mechanism. This distinction is important because a huge related

literature focus on the behaviour of big oil-market players, specially OPEC, under several assumptions setting and ultimately testing a specific mechanism in that finds that OPEC countries act as a cartel. Granger causality has the advantage to test the relationship between variables in a naïve, agnostic, model-free way –still being empirically relevant for analysing the oil market. This approach has also been used for similar purposes in, for example, Gülen (1996) and Kaufmann *et al.* (2004). Gülen (1996) finds evidence supporting output coordination among OPEC members especially in the output rationing era from 1982 to 1993, thus suggesting that OPEC did act as a cartel. Kaufmann *et al.* (2004) find that OPEC capacity utilisation, quotas, and the degree in which quotas are exceeded, Granger cause real oil prices, but real oil prices do not cause these variables for the 1986-2000 period.

Another approach used to analyse the anticipated effect of one variable on another is the events study. This methodology has been used in, for example, Demirer and Kutan (2010) and Lin and Tamvakis (2010).³ However, in order to isolate the impact of one variable on another, all other possible effects must be controlled for. An alternative to numerous and virtually unknown controls is the use of high frequency data. Given our availability of daily news related to geopolitical tensions but with an uncertain realisation –this is, availability of news published on a specific day commenting on a supply crunch during the week, month, or an unspecified “short-term” horizon–, our analysis is based on monthly-frequency data and controlling for up to six months of possible impact. Consequently, given our econometric setup, event study does not appear appropriate for our purposes.

The challenge when analysing geopolitical tension and its realisations such as military and diplomatic conflicts, riots, and wars, plus other manifestations in the form of threats, start with its measurement. Nowadays, the literature relies on counting news of reputed media containing certain keywords or sentences meeting a set of preconceived conditions. This is the approach taken by the well-known (global) *Economic Policy Uncertainty* (EPU) index developed in Baker *et al.* (2016). Previously, Saiz and Simonsohn (2013) proposed the econometric conditions which Internet-based text data must fulfil in order to create reliable indicators, comparable to existing numerical ones. Caldara and Iacoviello (2018) also take the approach of counting key words and sentences to derive an indicator of global geopolitical risk considering a wider definition of geopolitical risk than EPU from newspapers. The indicator is built in a three-step process of definition, measurement, and audit. This latter process is important because it involves a human-based revision process –a key step to build our ad-hoc measure, which is fully human-based. Notice that this kind of indicators could be much improved with machine learning methods and software capable of performing word counting or text mining analysis when information is

³ Both articles, using a very similar time span (1982-3 to 2008) analyse the effect of OPEC’s influence on prices, finding an influence on abnormal returns in crude oil spot and futures markets.

more blurred (see Bholat *et al.*, 2015, for a reference). Also available is a new kind of data, such as Twitter messages and other Internet-based data.⁴

There are already available some proxies built to measure the unobservable geopolitical risks. Bloom (2009) makes use of the stock market's realised and implied volatility (VIX) to analyse the impact of an uncertainty shock to the real economy. In turn, Bachmann *et al.* (2013) use survey-based forecasts to better capture the cross-sectional differences at a business-level uncertainty. Jurado *et al.* (2015) exploit the information contained in the purely unforecastable component of the forecast value of a big number of variables, whereas Scotti (2016) exploits the dispersion around the state of the economy to differentiate between news and uncertainty. Nevertheless, neither of these indicators measures geopolitical tensions and associated risks specifically posing a threat to the oil supply and, instead, they are measuring a wider set of events.

Our measure, in turn, is specially designed to measure the same kind of risks but circumscribed to the oil market. This makes that, at least, three out of ten dummy variables considered enter our measure and are not included in mentioned indicators, namely, the *United Nations Oil for Food Program* announcements, the use of the *United States Strategic Petroleum Reserve*, and new announcements on discoveries and site exploration. In this sense, the analysis contained in this article is unique and so, we extend the econometric analysis to oil price forecasts and their dispersion to stress out the informational content of our proposed measure.

2.1. The effect of geopolitical tensions on the oil market

The analysis of geopolitical risks on the oil market, however, is not new in the literature. Recently, Antonanakis *et al.* (2017) analysed the impact of uncertainty shock (as measured with the Caldara and Iacoviello (2018)'s, geopolitical risk index) on the stock-oil returns covariance. The results reveal that geopolitical risks—broadly defined, and not specifically referred to the oil market—triggers a negative effect on oil returns and volatility, and to a lesser extent to the stock (S&P500)-oil returns covariance. It is commonplace in the literature to proxy geopolitical tensions with a wide range of uncertainty indexes and, more scarcely, with oil-specific uncertainty measures. One exception of the latter kind of research is Joo and Park (2017). By making use of GARCH-in-mean specification, the authors find that the uncertainty of stocks (in the United States, Japan, South Korea, and Hong Kong) and oil returns carry significant negative time-varying effects of uncertainty over returns in sub-periods comprehended between 1995 and 2015.

⁴ Recently, Burggraf *et al.* (2019) analysed the effect of *Twitter* messages of the President of the United States on stock prices and VIX for the sample covering September 2018 to May 2019—a total of 224 tweets. By means of Granger causality, the authors provide evidence of the one-way causality of the President's tweets affecting negatively stock returns and positively the VIX indicator.

Kang and Ratti (2013a) claim that oil price shocks and EPU are interrelated and influence stock market returns in the United States. The authors argue that a positive oil-market-specific demand shock significantly raises EPU and reduces real stock returns. Also, Bekiros *et al.* (2015) find that EPU information does matter in predicting changes in oil prices. Moreover, Kang and Ratti (2013b) find that oil-specific demand shocks account for 31% of conditional variation in the EPU. Similarly, Maghyereh *et al.* (2016) make use of a series of implied volatility indexes in 11 major stock exchanges to investigate the directional connectedness between oil and equities between 2008 and 2015. The results support episodic bi-directional information spillovers largely dominated by the transmission from the oil to equity markets, and not the other way around. Antonanakis *et al.* (2014) also examine the dynamic relationship between changes in oil prices and the EPU over 1997 to 2013, finding a negative feedback relationship between oil price shocks and EPU shocks.

More related to geopolitical tensions and violent conflict, particularly terrorism and wars, Kollias *et al.* (2013) finds that wars have a significant negative effect on the covariance between oil price and returns of four big stock markets (S&P500, the European DAX, CAC40, and FTSE100). Interestingly, terrorist incidents have an impact in just two indexes; CAC40 and DAX. Guidolin and La Ferrara (2010) find that, especially in the Middle East, oil futures systematically exhibit a downturn in response to conflicts in this region, analysing 101 events with the case study methodology. Some other articles highlight how terrorism deteriorates economic sentiment (Drakos and Kallandranis, 2015) and lower income per capita growth (Gaibulloev and Sandler, 2009).

Thus, the literature associates oil price shocks as a trigger to general uncertainty, but this relationship is evolving across time and is dependent on one-off events such as terrorist attacks and violent conflicts. In this article we partially support this view by finding that oil prices cause tensions and news in OPEC-countries only. Moreover, it is a wider spectrum of geopolitical tensions and news that cause oil prices, its forecasts and the dispersion around those forecasts. So, it is likely that non-OPEC tensions and news increase global uncertainty (as well as stocks, economic sentiment, and income, among others) through oil prices rather than tensions and news coming from OPEC countries. This important distinction is possible to make thanks to the construction of our newly proposed, oil-specific measure of geopolitical tensions and news.

2.2. The economics of OPEC countries

The OPEC was established in Baghdad, Iraq, and effective as from January 1961. Since then, a lot of attention has been attracted to a particular OPEC conference scheduled twice a year whose outcome consists of a market quota setting for participant countries. There is much speculation in the days surrounding these conferences as it supposedly is the price setting mechanism managed by OPEC. A long-standing research in this matter possibly begins with Griffin and Teece (1982), MacAvoy (1982), and

Draper (1984), when analysing the effect of this meeting outcome—decoded as an increase, no change, or decrease in quota—on oil-market-based securities. A similar purpose is followed in Deaves and Krinsky (1992), Wirl and Kujundzic (2004), Guidi *et al.* (2006), and Hyndman (2008) among others, as well as studies including other OPEC issues such as reserves (Taylor and van Doren, 2005, and Considine, 2006). The results achieve certain consensus when quotas are reduced and oil prices are then increased, but this influence has declined since mid-1980s. This finding is in line with the evidence suggesting OPEC as a strong price setter during the 1970s.

OPEC's effective power has been analysed thoroughly from an economic point of view by researchers and policy makers (Pindyck, 1978; Salant, 1976; Teece, 1982; Moran, 1982; Hochman and Zilberman, 2015). Many diverse events have occurred since OPEC's establishment—mainly wars and other political instability realisations—and there is no consensus about the role of OPEC as price setter after the 1980s (Loderer, 1985; Smith, 2005; Fattouh, 2005). Most remarkably, Almoguera *et al.* (2011) suggest that the ability of OPEC to set prices since its creation is rather episodic. The authors find that during the period from 1974 until 2004, OPEC acted similar to a Cournot competition when sharing the global market with non-OPEC oil producers. Their empirical results, as the authors argue, are in favour of specific but non-time-robust price rises due to OPEC's comparison to the price level under competition.⁵

The extent to which OPEC sets prices and the effects of non-market externalities in oil spot prices are questionable. It is also questionable if oil price forecasters are aware or affected by these externalities when making their predictions. This is important because major oil supply disruptions bring attached detrimental effects of large unexpected shocks affecting stock indices (Hammoudeh and Eleisa, 2004; Hammoudeh and Li, 2004; Pollet, 2005; Malik and Hammoudeh, 2007; Driesprong *et al.*, 2008; Balciar *et al.*, 2015) and even leading to recessions (Hamilton, 2003, 2009). Oil prices also carry a substantial amount of information to other prices affecting global inflation (see De Gregorio *et al.*, 2007, Neely and Rapach, 2011, and Medel, 2015, 2016 for details).

Besides the impact on the level, comprehensive literature also analyses the impact of OPEC news on oil price volatility. Some examples are Deaves and Krinsky (1992), Horan *et al.* (2004), Fattouh (2005), Lin and Tamvakis (2010), Aguiar-Conraria and Wen (2012), Cairns and Calfucura (2012), Brémond *et al.* (2012), López and Muñoz (2012), Schmidbauer and Rösch (2012), and Mensi *et al.* (2014) among others.

It is a less clear-cut if just OPEC-related news is the only driver of oil price shocks, or if it is necessary to include a wider spectrum of supply disruptions such

⁵ The OPEC's behaviour analysed plainly as a cartel is also a long-standing issue in the literature. See, for instance, Adelman (1982), Aperjis (1982), Teece (1982), Dahl and Yücel (1989), Gülen (1996), Alhajji and Huettner (2000), Adelman (2002), and Fattouh (2007) among others. As above mentioned, the results are episodic and dependant on several assumptions previously made regarding OPEC's held power.

as political instability, wars, or any news due to non-market externalities as well as news on alleviating oil supply. This is important because certain OPEC countries have been subject to substantial geopolitical risks and tensions not necessarily affecting the organisation's members countries only. For this reason, a key feature of this article is considering OPEC as one of many other oil-market-based news-generator devices for both oil supply contractions and expansions.

3. ECONOMETRIC SETUP

3.1. Granger causality

The notion of Granger causality is as simple as it is useful, and different from ordinary causality. It states that if lagged values of a variable x_t predict current values of another variable y_t , and that forecast of y_t includes lags of x_t as well as y_t , then x_t Granger cause y_t (short notation: $x_t \rightarrow y_t$). In this article, we make use of the Hsiao (1981) version of Granger causality, extending it to a joint significance F-test of a whole set of parameters associated with the independent variable (x_t) that cause the dependent variable (y_t). Formally, this corresponds to testing if all the lags of x_t are jointly statistically different from zero in the following regression:

$$y_t = \mu + \sum_{i=1}^{p_y} \phi_i y_{t-i} + \sum_{j=1}^{p_x} \theta_j x_{t-j} + \varepsilon_t, \quad (1)$$

where lags of y_t control for autocorrelation, $\{\mu; \phi; \theta; \sigma_\varepsilon^2\}$ are parameters to be estimated with, say, ordinary least squares, assuming $\varepsilon_t \sim iidN(0, \sigma_\varepsilon^2)$. The autoregressive orders (p_y, p_x) in equation (1) vary from one to six lags to control for autocorrelation (p_y) and to extend the Granger causality hypothesis testing (p_x).

Statistical inference is carried out by testing the joint null hypothesis $NH: \theta_1 = \dots = \theta_{p_x} = 0$ (x_t do not Granger cause y_t ; $x_t \not\rightarrow y_t$). The vector that contains the restrictions is F-distributed with $(p_x T - (p_y + p_x + 1))$ degrees of freedom (where T is the sample size). A formal treatment can be found in Harvey (§8.7, 1990), Hamilton (§11.2, 1994), and Patterson (§8.5, 2000).

Notice that this inference is possible to make only if the coefficients are unbiased. In order to check for this statistical requirement, we provide the results of the Breusch-Godfrey test for residuals' autocorrelation (Breusch, 1978; Godfrey, 1978). The suitability of this test relies on its ability to deal with nonstochastic regressors, such as the lagged values of the dependent variable, and testing higher-order autoregressive schemes, such as $AR(p)$, with $p > 1$. The test is built-into a Lagrange multiplier test and proceeds as follows. The regression test assumes that residuals in equation (1) ε_t follow a p -th autoregressive process and including the information of the independent

variables of equation (1) (labelled as \mathbf{X}_t , and $\boldsymbol{\beta}$ is the vector of parameters of equation (1)):

$$\varepsilon_t = \bar{\varepsilon} + \mathbf{X}'_t \boldsymbol{\beta} + \rho_1 \varepsilon_{t-1} + \dots + \rho_p \varepsilon_{t-p} + \nu_t, \quad (2)$$

where ν_t is a white noise residual. The Breusch-Godfrey null hypothesis to be tested is that NH: $\rho_1 = \dots = \rho_p$, that is, there is no serial correlation up to order p . We perform the test by setting this p -order up to six lags. Breusch (1978) and Godfrey (1978) have shown that $(T-p)R_\varepsilon^2$ is chi-squared distributed with p degrees of freedom, where R_ε^2 is the goodness-of-fit coefficient of equation (2). Thus, if the p -value exceeds a chosen level of significance, we do not reject the null hypothesis, meaning that all $\rho_1 = \dots = \rho_p$ coefficients are zero, and no evidence of serial correlation is found.

3.2. Short-sample bias

Our analysis relies essentially on econometric estimations considering our geopolitical tensions and news variable which is available from 2001.1 to 2012.3 (135 observations) in monthly frequency. This fact could imply a short-sample bias and could invalidate the statistical inference obtained from coefficient estimates, *i.e.* the F-tests. Moreover, despite that all series used in estimations are stationary (as we test in subsection 3.4), they show a high level of persistence. Thus, this poses the risk of autocorrelated residuals; invalidating the inference based on F-tests.

To alleviate these problems, we make use of the Newey and West (1987) standard deviation estimator, which accounts for both heteroskedasticity and serial correlation. By setting key parameters –that will be shown below–, we will be able to use the Newey-West estimator to alleviate short-sample bias too. This is because the estimator corrects the off-diagonal elements of coefficients' variance(-covariance) matrix as well as heteroskedasticity. Thus, this correction goes beyond the case where the variance matrix Ω is different from $\sigma_2 \mathbf{I}$. The estimator consists in an extension to White (1980)'s variance estimator when the problem is heteroskedasticity of a general unknown form.

The baseline ordinary least squares variance matrix corresponds to:

$$\mathbb{E}[\mathbf{X}' \boldsymbol{\varepsilon} \boldsymbol{\varepsilon}' \mathbf{X}] = \mathbf{X}' \boldsymbol{\Omega} \mathbf{X}, \quad (3)$$

with $\boldsymbol{\Omega}$ being of unknown form. To materialise how the Newey-West estimator operates, consider the case of $T = 4$ and $k = 3$ (a constant plus two variables). In this case, we have that:

$$\mathbf{X}' \boldsymbol{\Omega} \mathbf{X} = \begin{bmatrix} \mathbf{1} & \mathbf{1} & \mathbf{1} & \mathbf{1} \\ x_{12} & x_{22} & x_{32} & x_{42} \\ x_{13} & x_{23} & x_{33} & x_{43} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \sigma_{11} & \sigma_{12} & \sigma_{13} & \sigma_{14} \\ \sigma_{21} & \sigma_{22} & \sigma_{23} & \sigma_{24} \\ \sigma_{31} & \sigma_{32} & \sigma_{33} & \sigma_{34} \\ \sigma_{41} & \sigma_{42} & \sigma_{43} & \sigma_{44} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \mathbf{1} & x_{12} & x_{13} \\ x_{21} & x_{22} & x_{23} \\ x_{31} & x_{32} & x_{33} \\ x_{41} & x_{42} & x_{43} \end{bmatrix} = \sum_{t=1}^T \sum_{s=1}^T \sigma_{ts} \mathbf{X}'_t \mathbf{X}_s, \quad (4)$$

where $\mathbf{X}_s = (\mathbf{1} \ \mathbf{X}_{s2} \ \mathbf{X}_{s3})$. The shape of equation (4) implies that σ_{ts} provide weights associated with observations that differs in $t - s$ periods. If $\sigma_{ts} = 0$ for $t \neq s$, there is no serial correlation of an order greater than “ s ”.

Define $h = t - s$, so, $s = t - h$ and $\sigma_{t,h-t} = \sigma_{h-t,t}$, meaning that what matters for the correlation control is the time difference h . For example, if ε_t are generated by a MA(2) process, all terms for which $|h| > 2$ must be zero. The Newey-West estimator operates here in three ways. First, σ_{ts} is replaced by $\hat{\varepsilon}_t \hat{\varepsilon}_s$ where $s = t - h$ and $\hat{\varepsilon}_t$ are the residuals obtained with ordinary least squares. Second, the issue of how many autocovariances to include is latent. To determine this bandwidth, assume that ε_t follows an MA(\mathcal{L}) process, and so, the autocovariances to include should not exceed \mathcal{L} . Considering the frequency of our series, we set our baseline estimates with a bandwidth of six in oil price series (to control for possible seasonality), and one for the geopolitical risk measures. Finally, the Newey-West estimator introduces the weights w_h on the products $\hat{\varepsilon}_t \hat{\varepsilon}_s$, with $s = t - h$, ensuring that the variance matrix is positive definite. These weights are calculated using the Bartlett window, and are of the shape $w_h = 1 - [h/(\mathcal{L} + 1)]$ for $h = 1, \dots, \mathcal{L}$. Thus, the weights decline from $\mathcal{L}/(\mathcal{L} + 1)$ to $1/(\mathcal{L} + 1)$. With these three considerations, the Newey-West estimator of $[\mathbf{X}'\mathbf{\Omega}\mathbf{X}|\mathbf{X}]$ is:

$$\hat{\mathbf{\Omega}} = \underbrace{\sum_{t=1}^T \hat{\varepsilon}_t^2 \mathbf{X}'_t \mathbf{X}_t}_{\text{heteroskedasticity adjustment}} + \underbrace{\sum_{n=1}^{\mathcal{L}} \sum_{t=h+1}^T w_h \hat{\varepsilon}_t \hat{\varepsilon}_{t-h} (\mathbf{X}'_t \mathbf{X}_{t-h} + \mathbf{X}'_{t-h} \mathbf{X}_t)}_{\text{serial correlation adjustment}}, \quad (5)$$

and, thus, the Newey-West estimator of the variance matrix $(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1} \mathbf{X}' \hat{\mathbf{\Omega}} \mathbf{X} (\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}$ of $\hat{\beta}$ is:

$$\mathbb{V}^{\text{Newey-West}}[\hat{\beta}] = (\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1} \hat{\mathbf{\Omega}} (\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}, \quad (6)$$

and the estimator is said heteroskedasticity and autocorrelation consistent.

For robustness purposes, we also conduct the full exercise making use of the jackknife estimator of coefficients standard deviation. The jackknife first-order unbiased estimator serves primarily in cases where some observations could be influencing the overall statistic. The estimator repeatedly calculates the standard deviation each time omitting just one of the dataset's observations. If y_i is the i -th observation of the data with $i = 1, \dots, T$, the jackknife estimator of the standard deviation makes use of the mean:

$$\bar{y} = \frac{(T - 1)\bar{y}_{(i)} + y_i}{T}, \quad (7)$$

where $\bar{y}_{(i)}$ is the mean using the entire sample excluding the i -th observation. Thus, solving for y_i we have:

$$y_i = T\bar{y} + (T - 1)\bar{y}_{(i)}, \quad (8)$$

and more generally:

$$\hat{\theta}_i^* = T\hat{\theta} + (T - 1)\hat{\theta}_{(i)}, \quad (9)$$

These are the pseudovalues that configure the jackknife estimator, corresponding to the mean of those pseudovalues with a standard deviation equivalent to the standard deviation calculated for $\hat{\theta}$ (Tukey, 1958):

$$\mathbb{V}^{Jackknife}[\beta] = \left[\frac{T-1}{T} \right] \sum_{i=1}^T \left(\hat{\theta}_{(i)} - \bar{\theta} \right)^2. \quad (10)$$

As is possible noticing, the jackknife estimator is a valid alternative dealing with heteroskedasticity and the over-representation that few observations could have in a short-sample environment; but not necessarily dealing better than the Newey-West estimator under serial correlation. For this reason, our baseline estimates are based on the Newey-West estimator, whereas jackknife-based results are available for robustness only.

3.3. An application to the oil market

We label our measure of geopolitical tensions and news as “*GT&N*” which is constructed, as mentioned above, as the sum of 10 dummy variables related to the oil market. Adding specific 9 out of 10 non-OPEC related variables we generate the “*GT&N-NO*” variable, while the remaining dummy concerning purely OPEC is labelled as “*GT&N-O*” (thus, $GT&N = GT&N-O + GT&N-NO$); see Table 1.

By means of Granger causality we provide evidence on the following hypotheses:

- *H1*: Do *GT&N* cause the Brent oil price (P^{Oil}): $GT&N \rightarrow P^{Oil}$?
- *H2*: Do *GT&N* cause oil price forecasts ($\mathbb{E}[P^{Oil}]$): $GT&N \rightarrow \mathbb{E}[P^{Oil}]$? and
- *H3*: Do *GT&N* affect the dispersion of oil price forecasts ($\mathbb{D}[P^{Oil}]$): $GT&N \rightarrow \mathbb{D}[P^{Oil}]$?

In order to conclude about the reliability of the *GT&N* variable, it is expected that all these hypotheses must have statistical significance in the shown direction. At the same time, a unidirectional relationship is expected in *H1*, with *GT&N* causing P^{Oil} but not the other way around. This is merely to ensure that *GT&N* is exogenous and is actually measuring unexpected news.

If oil price expectations are orthogonal to oil producers' information set, it should follow that $\mathbb{E}[P^{oil}] \not\rightarrow GT\&N$. Also, greater tensions are associated with uncertainty about future oil prices. For that reason, it is expected that $GT\&N \rightarrow \mathbb{D}[P^{oil}]$, and the inverse should not hold; again, if the $GT\&N$ is exogenous and measuring unexpected news.⁶

Our analysis involves oil price forecasts for two reasons. The first one is the true interest in investigating to which extent both forecast level and dispersion are affected by the $GT\&N$ variable. The second reason is to stress out the reliability of the newly proposed $GT\&N$ measure and its components.

The analysis continues by testing the same set of three hypotheses making use of the $GT\&N-O$ and $GT\&N-NO$ variables. Notice that given the geographical proximity of the majority of considered oil-producer countries, it is difficult to fully isolate both measures and some intertemporal interaction may exist in specific events. However, we do not impose an orthogonality condition between them, opting for preserving the benefit of simplicity and easy-to-read results.

3.4. Dataset

The analysis is made considering a time window spanning from 2001.1 until 2012.3 in monthly frequency, comprising 135 observations. Notice that the $GT\&N$ variable is available as from 1999. So, the limiting part of the analysis are the oil price forecasts, starting in 2001. The $GT\&N$ variable is constructed by adding 10 categorical dummy variables, in which the value of one is assigned to an unexpected event (geopolitical tension or news) associated to an oil supply expansion, minus one to an oil supply contraction, and zero otherwise. There is one category fully deserved for OPEC events while the remaining belong to non-OPEC countries.

A total of 204 events are identified across the 10 categories listed in Table 1. More detailed descriptions on the type of events are included in each category that can be found in Appendix A as well as the time-series graph of the $GT\&N$ variable in Figure A1. For a daily individual-level identification, see Appendix A of López and Muñoz (2012). The sources of geopolitical tensions and news are Bloomberg, *The Wall Street Journal*, *Financial Times*, and the *United States Energy Information Administration* and are manually coded comprehensively according to informational content. The $GT\&N$ variable is not recoded to, for instance $(-1,0,1)$ after adding its components, to preserve its intensity.

⁶ Notice that Bowles *et al.* (2007) and Atallah *et al.* (2013) proposed a similar methodology when measuring disagreement among the European Central Bank's surveys' respondents.

TABLE 1

GEOPOLITICAL TENSIONS AND NEWS: COMPONENTS AND DESCRIPTION (*)

Nº	Description	Classification	Supply effect	Nº events
1	United Nations Oil for Food Program (1995-2003)	Non OPEC	(+)	14
2	United States relations with Libya and Iran (1996-2004)	Non OPEC	(-)	6
3	Iraq War and post-war period (2003-2011)	Non OPEC	(-)	26
4	Iran post Iraq War (start in 2005)	Non OPEC	(-)	10
5	Terrorist attacks	Non OPEC	(-)	22
6	Lebanon War (2006)	Non OPEC	(-)	8
7	Arab Spring (2011)	Non OPEC	(-)	25
8	Use of the United States Strategic Petroleum Reserve	Non OPEC	(+)	3
9	New announcements on discoveries, and site exploration	Non OPEC	(+)	17
10	Purely OPEC announcements	OPEC	(+/-)	73

(*) Total events: 204 (sample: 2001.1-2012.3).

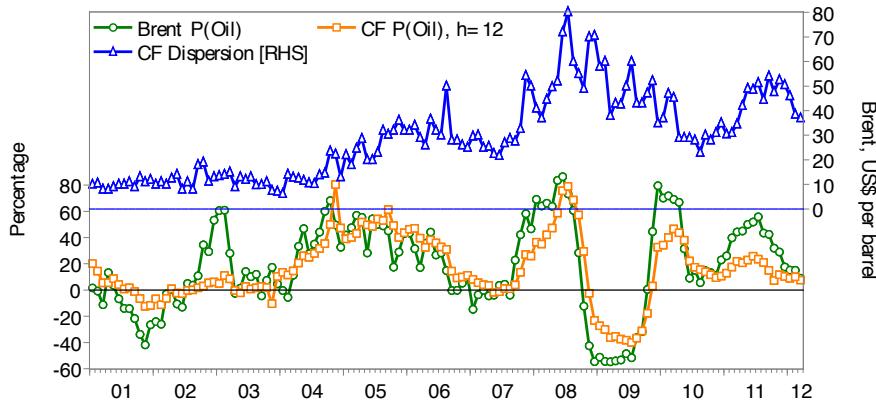
Source: Authors' calculations.

Actual oil price means to the annual percentage change of the Brent oil price measured in USD per barrel (source: Bloomberg; $P^{Oil} = 100 \times ((Oil\ price_t / Oil\ price_{t-12}) - 1)$). Oil price forecasts corresponds to the annual percentage change of the 12 months ahead forecast contained in the monthly *Consensus Forecast* (CF) report, but using the actual value as denominator ($\mathbb{E}[P^{oil}] = 100 \times (Oil\ price\ forecast_t / Oil\ price_{t-12}) - 1$). The point estimator displayed in CF report corresponds to the mean of the answers at the same horizon, ranging 65-70 respondents. Each report also shows the maximum and the minimum point value answered by respondents; $\mathbb{E}_{12}[P^{oil}] = oil\ price\ forecast^{High}$ and $\mathbb{E}_{12}[P^{oil}] = oil\ price\ forecast^{Low}$, respectively and \mathbb{E}_{12} is the forecast 12-months-ahead. Hence, the difference $D[P^{oil}] = [oil\ price\ forecast^{High} - oil\ price\ forecast^{Low}]$, measures the dispersion or, in other words, the degree to which the consensus is achieved in forming oil price forecasts; the greater the uncertainty, the smaller the consensus achieved.

Figure 1 exhibits the time series of actual oil prices, and CF expectations and dispersion. Notice that exogenous to all of these variables, including *GT&N*, there is a noticeable impact of the 2008-09 *Global Financial Crisis* initiated after the bankruptcy of *Lehmann Brothers* investment bank in the United States. As shown in Figure A1, we notice a number of disturbances during 2001 (due to the 9/11 terrorist attacks), 2003 (Iraq War), mid-2005 (Lebanon War), and the 2011-12 period (Arab Spring). Table 2 presents the descriptive statistics of all involved series using the transformation that achieves stationarity according to the Augmented Dickey-Fuller (ADF), Kwiatkowski, Phillips, Schmidt, and Shin (KPSS), and Phillips-Perron (PP) tests.

FIGURE 1

BRENT OIL PRICE, OIL PRICE FORECASTS AND DISPERSION (*)



(*) Source: Authors' elaboration using data from Bloomberg, Consensus Forecast, and López and Muñoz (2012).

TABLE 2

DESCRIPTIVE STATISTICS OF THE TIME SERIES (*)

	P^{Oil}	$E[P^{Oil}]$	$D[P^{Oil}]$	$GT\&N$	$GT\&N-O$	$GT\&N-NO$
Transformation	Ann. perc.	Ann. perc.	US\$/barrel	Nº events	Nº events	Nº events
Mean	18.84	-4.95	27.65	-0.69	-0.27	-0.43
Median	17.28	-8.26	26.00	0	0	0
Maximum	86.55	44.82	80.16	4	3	2
Minimum	-54.65	-23.53	-1.40	-13	-3	-10
Std. deviation	33.66	12.87	17.05	1.81	0.87	1.54
ADF Statistic	-3.44	-3.55	-3.50	-9.08	-4.35	-7.91
<i>p</i> -value	0.01	0.01	0.04	0.00	0.00	0.00
KPSS Statistic	1.99	4.11	2.04	0.28	1.89	0.62
<i>p</i> -value	0.35	0.35	0.12	0.35	0.35	0.35
PP Statistic	-3.47	-3.55	-3.84	-9.01	-13.02	-7.91
<i>p</i> -value	0.01	0.01	0.02	0.00	0.00	0.00

(*) Sample: 2001.1-2012.3 (135 obs.). "ADF" stands for Augmented Dickey-Fuller test (NH: the series has a unit root). "KPSS" stands for the Kwiatkowski, Phillips, Schmidt, and Shin test (NH: the series is stationary). "PP" stands for the Phillips and Perron test (NH: the series has a unit root). All test regressions include a constant and a lag length criterion based on the Bayesian Information Criterion searching in a maximum of 12 lags, except $D[P^{Oil}]$ that includes a trend and one (fixed) lag.

Source: Authors' elaboration using data from Bloomberg, Consensus Forecast, and López and Muñoz (2012).

4. RESULTS

The results using the $GT\&N$ variable are reported in Table 3. In the first panel, H1 shows that from the third up to the sixth lag, $GT\&N$ cause oil price at 5% significance level. This implies that geopolitical tensions and news take at least three months to affect Brent oil prices. Given the relevance of oil to both producers and buyers, the market works with forward contracts to reduce the uncertainty surrounding final prices and just a portion of deals are closed at spot prices. This is relevant to understand the short lag in which $GT\&N$ affect oil prices and the apparent disconnection between these two variables. These results are supported by the Breusch-Godfrey test showing no serial correlation. The H1 Inverse hypothesis, in turn, rejects the hypothesis of a feedback relationship between $GT\&N$ and oil price, confirming the unidirectional effect of $GT\&N$ causing oil price.

The two-month lag with which $GT\&N$ operates over the oil price disappears when considering the results of the second panel, where $GT\&N$ cause oil price expectations for all lags except the second. This implies that forecasters already consider geopolitical tensions and news when forming their expectations about oil prices. Notice also that we are considering 12-month-ahead forecasts, and thus, tensions and news that are affecting forecasts more permanently than immediate and short-term shocks. The Breusch-Godfrey test finds no serial correlation at the 10% level of significance. Finally, the H2 Inverse hypothesis comes out as statistically non significant, confirming that the oil producers' tensions and news are exogenous to forecasters' information set and our measure is actually capturing unexpected events.

The third panel shows that for lags one and four evidence is found favouring geopolitical tensions and news affecting forecast dispersion. This implies that the way in which forecasters treat the information contained in the $GT\&N$ variable differs, resulting in different implications to the oil price. Same as above, no serial correlation is found with the Breusch-Godfrey test. Regarding the H3 Inverse hypothesis, two cases of statistical significance are found, with three and six lags, and residuals tests do not reject no-autocorrelation. This result implies a feedback relationship between the variables. However, this is *a priori* likely the case when considering that $GT\&N$ cause disagreement; thus, lagged disagreement operates over the inertial component of $GT\&N$.

In sum, Table 3 provides the statistical evidence in the direction proposed in subsection 3.3. The same kind of results is, thus, obtained by distinguishing between OPEC and non-OPEC geopolitical tensions and news.

The results using the purely OPEC measure of geopolitical tensions and news are presented in Table 4. The first panel shows that purely OPEC-based does not Granger cause current oil price, a result supported by the Breusch-Godfrey test. In turn, when analysing the H1 Inverse hypothesis, we find that oil price cause OPEC's geopolitical tensions and news, particularly between the second and fourth months. This imply that OPEC is actually sensitive to movements in oil prices and the causality goes in

TABLE 3

GRANGER CAUSALITY TESTING RESULTS: ALL EVENTS (*)

H1: $GT\&N \rightarrow P^{Oil}$						H1 Inverse: $P^{Oil} \rightarrow GT\&N$					
Lags (p_{λ})	F-stat.	p-value	R-sq. adj.	Infrc.	BG	F-stat.	p-value	R-sq. adj.	Infrc.	BG	
1	1.08	0.30	0.85	↗	0.20	0.01	0.91	0.00	↗	0.38	
2	0.89	0.41	0.85	↗	0.25	0.76	0.47	0.01	↗	0.37	
3	3.73	0.01	0.85	→	0.31	0.67	0.57	0.01	↗	0.40	
4	3.28	0.01	0.85	→	0.31	0.54	0.71	0.01	↗	0.33	
5	4.33	0.00	0.86	→	0.25	0.50	0.78	0.01	↗	0.36	
6	3.70	0.00	0.86	→	0.25	0.48	0.82	0.01	↗	0.34	
H2: $GT\&N \rightarrow E[P^{Oil}]$						H2 Inverse: $E[P^{Oil}] \rightarrow GT\&N$					
Lags (p_{λ})	F-stat.	p-value	R-sq. adj.	Infrc.	BG	F-stat.	p-value	R-sq. adj.	Infrc.	BG	
1	2.72	0.10	0.70	↗	0.22	0.07	0.80	0.02	↗	0.36	
2	1.34	0.27	0.70	↗	0.20	0.42	0.66	0.03	↗	0.44	
3	1.85	0.14	0.71	→	0.15	0.28	0.84	0.03	↗	0.51	
4	1.84	0.13	0.71	→	0.17	0.24	0.92	0.03	↗	0.27	
5	10.88	0.00	0.71	→	0.11	0.95	0.45	0.03	↗	0.27	
6	10.66	0.00	0.71	→	0.11	0.81	0.56	0.02	↗	0.36	
H3: $GT\&N \rightarrow D[P^{Oil}]$						H3 Inverse: $D[P^{Oil}] \rightarrow GT\&N$					
Lags (p_{λ})	F-stat.	p-value	R-sq. adj.	Infrc.	BG	F-stat.	p-value	R-sq. adj.	Infrc.	BG	
1	2.39	0.12	0.00	↗	0.41	0.63	0.43	0.01	↗	0.46	
2	1.54	0.22	0.00	↗	0.33	1.01	0.37	0.01	↗	0.35	
3	1.12	0.34	0.00	↗	0.34	2.15	0.10	0.00	↗	0.54	
4	1.74	0.15	0.00	→	0.32	1.60	0.18	0.00	↗	0.46	
5	1.48	0.20	0.00	↗	0.35	1.54	0.18	0.00	↗	0.54	
6	1.24	0.29	0.00	↗	0.36	4.37	0.00	0.00	↗	0.53	

(*) Fixed lags of the dependent variable (p_{λ}) in the baseline (inverse) regression: 6 (1). "F-stat." corresponds to the core statistic of the F-test based on ordinary least square estimates with P_{λ} lags, using the Newey-West estimator with 12-order bandwidth. "p-value" corresponds to the p-value of the null hypothesis that x_t do not Granger cause y_t . "R-sq. adj." denotes the adjusted goodness-of-fit coefficient of the regression. "Infrc." synthesizes Granger's causality statistical inference. "BG" stands for the p-value of the Breusch-Godfrey test, whose null hypothesis is no serial correlation up to the sixth lag. Sample: 2001-1-2012:3. p-value: bold<15%; italics>15%.

Source: Authors' calculations.

this direction only. As our geopolitical tensions and news measure include quotas reassessments as well as major maintenances, OPEC could react to oil prices with a lag but not necessarily neither affecting nor determining future oil price dynamics.

Similar to the case when considering all geopolitical events, the second panel of Table 4 provides evidence supporting the hypothesis of *GT&N-O* causing oil price forecasts (for the fifth and sixth lags), supported with the results of the Breusch-Godfrey test. Also, the causality goes in this direction only, and not oil price forecasts causing OPEC's news. This result is not necessarily surprising given the relevance of OPEC for the oil market, and thus, analysts consider its news when making its forecasts.

The third panel of Table 4, in turn, shows a feedback relationship between OPEC news and oil price forecasts' dispersion. This means that OPEC news cause forecasters' dispersion and, at the same time, uncertainty in future oil prices leads to news in OPEC countries—similarly to future oil prices. These results also support the claim that OPEC reacts to the uncertainty about oil price forecasts, but not necessarily affecting its realised level.

In sum, Table 4 provides evidence supporting OPEC playing a role in oil price expectations formation's both level and dispersion, but not ultimately determining the current spot oil price. Moreover, OPEC seems to react to actual oil prices as well as in volatility episodes represented by a major disagreement in oil price forecasts.

The results using the non-OPEC measure of geopolitical tensions and news are presented in Table 5. Overall, the results are qualitatively similar to the case that considers all geopolitical tensions and news (Table 3). The first panel of Table 5 virtually mimics the corresponding one in Table 3. This means that for H1 it is shown that from the third lag up to sixth, *GT&N-NO* cause oil price at 5% significance level, implying that non-OPEC geopolitical tensions and news take the same three months to affect Brent oil prices. The results are supported by the Breusch-Godfrey test and statistically non-significant results when testing the causality in the opposite direction. This finding also reinforces the hypothesis that OPEC by itself does not directly affect the oil price, but rather its forecasts level and dispersion.

Similarly, the second panel of Table 5 shows that the non-OPEC geopolitical tensions cause oil price expectations from the third lag onwards (but the fourth lag autocorrelated), implying that future oil prices are formed not only by OPEC news, but also by geopolitical tensions in general. This result is supported with the causality going in this direction only. The third panel, in turn, shows that non-OPEC news cause forecast disagreement with the first lag only. Recall that when using the measure with all tensions and news, this occurs with the first and fourth lags, while with the OPEC measure, from the fourth lag onwards. This means that there are tensions and non-OPEC news that immediately affect forecasters' consensus, or that at the same time, and given its more diverse nature, it is information that is more difficult to process by forecasters making it difficult to achieve a consensus.

In summary, geopolitical tensions and news in general affect the current oil price as well as its forecasts and dispersion. When distinguishing between news and tensions

TABLE 4

GRANGER CAUSALITY TESTING RESULTS: OPEC EVENTS (*)

H1: $GT\&N-O \rightarrow P^{Oil}$						H1 Inverse: $P^{Oil} \rightarrow GT\&N-O$					
Lags (p_x)	F-stat.	p-value	R-sq. adj.	Infric.	BG	F-stat.	p-value	R-sq. adj.	Infric.	BG	
1	0.00	0.96	0.85	↗	0.21	1.53	0.22	0.80	↗	0.17	
2	0.07	0.93	0.85	↗	0.15	2.81	0.06	0.67	→	0.96	
3	0.08	0.97	0.85	↗	0.15	2.88	0.04	0.67	→	0.43	
4	0.20	0.94	0.85	↗	0.14	2.13	0.08	0.67	→	0.92	
5	0.42	0.84	0.85	↗	0.14	1.80	0.12	0.69	→	0.01	
6	0.41	0.87	0.85	↗	0.15	1.83	0.10	0.47	→	0.00	
H2: $GT\&N-O \rightarrow E[P^{Oil}]$						H2 Inverse: $E[P^{Oil}] \rightarrow GT\&N-O$					
Lags (p_x)	F-stat.	p-value	R-sq. adj.	Infric.	BG	F-stat.	p-value	R-sq. adj.	Infric.	BG	
1	0.26	0.61	0.70	↗	0.24	1.09	0.30	0.66	↗	0.00	
2	0.76	0.47	0.71	↗	0.19	0.57	0.57	0.68	↗	0.00	
3	1.31	0.28	0.71	↗	0.18	1.04	0.38	0.69	↗	0.00	
4	1.05	0.38	0.71	↗	0.18	0.88	0.48	0.66	↗	0.00	
5	6.32	0.00	0.71	→	0.15	0.69	0.63	0.64	↗	0.00	
6	5.70	0.00	0.71	→	0.15	1.41	0.22	0.28	↗	0.00	
H3: $GT\&N-O \rightarrow D[P^{Oil}]$						H3 Inverse: $D[P^{Oil}] \rightarrow GT\&N-O$					
Lags (p_x)	F-stat.	p-value	R-sq. adj.	Infric.	BG	F-stat.	p-value	R-sq. adj.	Infric.	BG	
1	0.03	0.86	0.00	↗	0.35	2.63	0.11	0.00	→	0.19	
2	0.03	0.97	0.00	↗	0.34	2.74	0.07	0.01	→	0.04	
3	0.06	0.98	0.00	↗	0.32	2.28	0.08	0.00	→	0.97	
4	3.53	0.01	0.00	→	0.30	1.86	0.12	0.00	→	0.58	
5	3.31	0.01	0.00	→	0.35	1.45	0.21	0.00	↗	0.06	
6	2.94	0.01	0.00	→	0.40	1.60	0.15	0.01	↗	0.04	

(*) Fixed lags of the dependent variable (V_y) in the baseline (inverse) regression. 6 (1). "F-stat." corresponds to the core statistic of the F-test based on ordinary least square estimates with p_x lags, using the Newey-West estimator with 12-order bandwidth. "p-value" corresponds to the p-value of the null hypothesis that x_t do not Granger cause y_t . "R-sq. adj." denotes the adjusted goodness-of-fit coefficient of the regression. "Infric." synthesizes Granger's causality statistical inference. "BG" stands for the p-value of the Breusch-Godfrey test, whose null hypothesis is no serial correlation up to the sixth lag. Sample: 2001.1-2012.3. p -value: bold<1.5%; italics>15%.

Source: Authors' calculations.

TABLE 5

GRANGER CAUSALITY TESTING RESULTS: NON-OPEC EVENTS (*)

H1: $GT\&N\text{-}NO \rightarrow P^{Oil}$							H1 Inverse: $P^{Oil} \rightarrow GT\&N\text{-}NO$						
Lags (p_{ν})	F-stat.	p-value	R-sq. adj.	Infrc.	BG	F-stat.	p-value	R-sq. adj.	Infrc.	BG			
1	1.23	0.27	0.85	→	0.24	1.75	0.19	0.04	↗	0.25			
2	1.14	0.32	0.85	→	0.28	0.91	0.41	0.04	↗	0.23			
3	3.16	0.03	0.85	→	0.27	0.61	0.61	0.04	↗	0.22			
4	2.72	0.03	0.85	→	0.25	0.46	0.76	0.04	↗	0.16			
5	2.45	0.04	0.86	→	0.22	0.81	0.55	0.03	↗	0.25			
6	4.46	0.00	0.86	→	0.22	0.66	0.68	0.03	↗	0.37			
H2: $GT\&N\text{-}NO \rightarrow E[P^{Oil}]$							H2 Inverse: $E[P^{Oil}] \rightarrow GT\&N\text{-}NO$						
Lags (p_{ν})	F-stat.	p-value	R-sq. adj.	Infrc.	BG	F-stat.	p-value	R-sq. adj.	Infrc.	BG			
1	1.22	0.27	0.70	→	0.20	0.36	0.55	0.01	↗	0.21			
2	0.77	0.46	0.70	→	0.23	0.45	0.64	0.01	↗	0.22			
3	4.83	0.00	0.71	→	0.14	0.30	0.82	0.01	↗	0.20			
4	5.92	0.00	0.71	→	0.17	0.55	0.70	0.00	↗	0.12			
5	8.63	0.00	0.71	→	0.15	1.19	0.32	0.00	↗	0.24			
6	13.25	0.00	0.71	→	0.15	1.08	0.38	0.00	↗	0.22			
H3: $GT\&N\text{-}NO \rightarrow D[P^{Oil}]$							H3 Inverse: $D[P^{Oil}] \rightarrow GT\&N\text{-}NO$						
Lags (p_{ν})	F-stat.	p-value	R-sq. adj.	Infrc.	BG	F-stat.	p-value	R-sq. adj.	Infrc.	BG			
1	2.29	0.13	0.00	→	0.41	0.01	0.93	0.00	↗	0.23			
2	1.44	0.24	0.00	→	0.32	0.03	0.97	0.00	↗	0.25			
3	1.16	0.33	0.00	→	0.35	1.27	0.29	0.00	↗	0.22			
4	1.26	0.29	0.00	→	0.33	0.91	0.46	0.00	↗	0.18			
5	1.18	0.32	0.00	→	0.34	0.84	0.52	0.00	↗	0.15			
6	0.99	0.43	0.00	→	0.32	1.26	0.28	0.00	↗	0.35			

(*) Fixed lags of the dependent variable (p_{ν}) in the baseline (inverse) regression: 6 (1). "F-stat." corresponds to the core statistic of the F-test based on ordinary least square estimates with p_{ν} lags, using the Newey-West estimator with 12-order bandwidth. "p-value" corresponds to the p -value of the null hypothesis that x_t do not Granger cause y_t . "R-sq. adj." denotes the adjusted goodness-of-fit coefficient of the regression. "Infrc." synthesizes Granger's causality statistical inference. "BG" stands for the p -value of the Breusch-Godfrey test, whose null hypothesis is no serial correlation up to the sixth lag. Sample: 2001:1-2012:3. p -value: bold<5%; italics>15%.

Source: Authors' calculations.

from OPEC versus non-OPEC, we find that the latter affects the spot oil price and, at the same time, oil prices cause the news related to the oil supply in OPEC countries (without affecting the spot price). Both measures of geopolitical tensions and news cause oil price forecasts starting from the three-month horizon. Additionally, both measures cause the dispersion around these forecasts, although the most immediate effect is due to tensions and news unrelated to OPEC.

5. SUMMARY AND CONCLUDING REMARKS

Crude oil and its processed liquids are essential commodities for the world economy. The chronic oil dependence of major economies and a degree of geographic concentration of part of the biggest oil-producer countries which, at the same time, suffer of high political instability and uprisings, carry particular features to this global market. On top of that, it is added the existence of OPEC “to coordinate and unify policies of its member countries” (OPEC, 2012), leading to think about them acting as a cartel. It is relevant then to delve into the particular effect of (non-economic based) unexpected geopolitical tensions and news related to major oil producers, and disentangling the news related to OPEC on oil price within a wider environment of threats, tensions, political instability, and oil supply news.

In this article, we empirically test these hypotheses using a unique, purposely built media-based measure of geopolitical tensions and news accounting not only for supply crunches but also for expansions, comprising the 2001-12 period. Our measure is the result of adding (or subtracting) 10 dummy variables associated to news relevant to the oil market, as suggested by its sources (*Bloomberg*, *The Wall Street Journal*, *Financial Times*, and the *United States Energy Information Administration*). One of these dummy variables is exclusively referred to OPEC. To stress out the informational content of the newly proposed geopolitical tensions and OPEC news measure, we analyse its effect not only on current Brent oil price but also on its forecast and dispersion, as included in the *Consensus Forecast* survey.

By means of Granger causality, three hypotheses are examined and supported by testing the other way around to determine full independence or a feedback relationship between variables. The first hypothesis is if the overall (OPEC plus non-OPEC) geopolitical tensions and news measure Granger cause the current oil price. The second hypothesis is if the same measure cause oil price forecasts, and a third one if the same occur for forecast dispersion (consensus). We then perform these three hypotheses using the non-OPEC and purely OPEC measures to compare and conclude about what actually influence oil prices.

After stressing out our measure of geopolitical tensions and news, obtaining a reliable outcome, we found evidence suggesting that overall geopolitical tensions and news affect the current level of the oil price, its forecasts, and the dispersion of those forecasts. More remarkably, when distinguishing between OPEC versus non-OPEC

news, we found that the former affect oil price forecasts and its consensus, and at the same time, the current oil price determines oil-based news on OPEC countries. Moreover, non-OPEC news affect the current and future oil price level and they are not affected by the current level and neither the forecast nor the dispersion of those forecasts.

All these results imply that geopolitical tensions and news in a broader sense affect oil prices, and OPEC news should be read jointly with other geopolitical tensions as oil price drivers –and not as an isolated news generator. This weakens the hypothesis of OPEC as a price setter in the global oil market whose behaviour, in turn, seems a matter for forecasters. Moreover, it is the current oil price that affects the OPEC-based news.

These results are important suggesting that, in order to keep track of oil price dynamics, is needed accounting for a more general context of news and geopolitical tensions beyond OPEC countries, relying on signals and externalities that are not necessarily based on economic rationale.

DISCLOSURE

No interest other than an economic research question on applied economics has motivated this article. There is no conflict of interests of any kind involved in the production of this article.

REFERENCES

- ADELMAN, M.A. (1982). "OPEC as a Cartel", in G.M. Griffin and D.J. Teece (Eds.), *OPEC Behaviour and World Oil Prices*, Allen & Unwin, London, UK.
- ADELMAN, M.A. (2002). "World Oil Production and Prices 1947-2000", *Quarterly Review of Economics and Finance* 42 (2), pp. 169-191.
- AGUIAR-CONRARIO, L. and Y. WEN (2012). "OPEC's Oil Exporting Strategy and Macroeconomics (In)stability", *Energy Economics* 34 (1), pp. 132-136.
- ALHAJJI, A. and D. HUETTNER (2000). "OPEC and the World Oil Markets from 1973 to 1994: Cartel, Oligopoly or Competitive?" *The Energy Journal* 21 (3), pp. 31-60.
- ALMOGUERA, P.A., C.C. DOUGLAS, and A.M. HERRERA (2011). "Testing for the Cartel in OPEC: Non-cooperative Collusion or just Non-cooperative?" *Oxford Review of Economic Policy* 27 (1), pp. 144-168.
- ANTONANAKIS, N., I. CHATZIANTONIOU, and G. FILIS (2014). "Dynamic Spillovers of Oil Price Shocks and Economic Policy Uncertainty", *Energy Economics* 44, pp. 433-447.
- ANTONANAKIS, N., R. GUPTA, C. KOLLIAS, and S. PAPADAMOU (2017). "Geopolitical Risks and the Oil-stock Nexus over 1899-2016", *Finance Research Letters* 23, pp. 165-173.
- APERJIS, D. (1982). *The Oil Market in the 1980s, OPEC Oil Policy and Economic Development*, Ballinger Publishing Co., Cambridge, MA, US.
- ATTALLAH, T., F. JOUTZ, and A. PIERRU (2013). "Does Disagreement Among Oil Price Forecasters Reflect Future Volatility? Evidence from the ECB Surveys", presentation prepared for Research Program

- on Forecasting Brown Bag Seminar, Department of Economics, George Washington University, 6 March, 2013.
- BACHMANN, R., ELSTNER, S. and E. SIMS (2013). "Uncertainty and Economic Activity: Evidence from Business Survey Data", *American Economic Journal: Macroeconomics* 5 (2), pp. 217-249.
- BALCILAR, M., R. GUPTA, and S.M. MILLER (2015). "Regime Switching Model of US Crude Oil and Stock Market Prices: 1859 to 2013", *Energy Economics* 49 (1), pp. 317-327.
- BAKER, S.R., N. BLOOM, and S.J. DAVIS (2016). "Measuring Economic Policy Uncertainty", *Quarterly Journal of Economics* 131 (4), pp. 1593-1636.
- BARRETT, A.B. and L. BARNETT (2013). "Granger Causality is Designed to Measure Effect, Not Mechanism", *Frontiers in Neuroinformatics* 7, Article 6.
- BEKIROS, S., R. GUPTA, and A. PACCAGNINI (2015). "Oil Price Forecastability and Economic Uncertainty", *Economic Letters* 132, pp. 125-128.
- BHOLAT, D., S. HANSEN, P. SANTOS, and C. SCHONHARDT-BAILEY (2015). "Text Mining for Central Banks", Centre for Central Banking Studies, Bank of England.
- BLOOM, N. (2009). "The Impact of Uncertainty Shocks", *Econometrica* 77 (3), pp. 623-685.
- BOWLES, C., R. FRIZ, V. GENRE, G. KENNY, A. MEYLER, and T. RAUTANEN (2007). "The ECB Survey of Professional Forecasters: A Review after Eight Years Experience", Occasional Paper 58, European Central Bank.
- BREMOND, V., E. HACHE, and V. MIGNON (2012). "Does OPEC Still Exists as a Cartel? An Empirical Investigation", *Energy Economics* 34 (1), pp. 125-131.
- BREUSCH, T.S. (1978). "Testing for Autocorrelation in Dynamic Linear Models", *Econometrica* 17, pp. 334-355.
- BURGGRAF, T., R. FENDEL, and T.L.D. HUYNH (2019). "Political News and Stock Prices: Evidence from Trump's Trade War", forthcoming, *Applied Economic Letters*.
- CAIRNS, R.D. and E. CALFUCURA (2012). "OPEC: Market Failure or Power Failure?" *Energy Policy* 50, pp. 570-580.
- CALDARA, D. and M. IACOVIELLO (2018). "Measuring Geopolitical Risk", International Finance Discussion Papers, Board of Governors of the Federal Reserve Board.
- CONSIDINE, T.J. (2006). "Is the Strategic Petroleum Reserve Our Ace in the Hole?" *The Energy Journal* 27 (3), pp. 91-112.
- DAHL, C. and M. YÜCEL (1989). "Dynamic Modeling and Testing of OPEC Behaviour", Research Paper 8917, Federal Reserve Bank of Dallas.
- DE GREGORIO, J., O. LANDERRETCHÉ, and C. NEILSON (2007). "Another Pass-Through Bites the Dust? Oil Prices and Inflation", *Economia* 7, pp. 155-196.
- DEAVES, R. and I. KRINSKY (1992). "The Behaviour of Oil Futures Returns around OPEC Conferences", *Journal of Future Markets* 12 (5), pp. 563-574.
- DEMIRER, R. and A.M. KUTAN (2010). "The Behaviour of Crude Oil Spot and Future Prices Around OPEC and SPR Announcements: An Event Study Perspective", *Energy Economics* 32, pp. 1467-1476.
- DRAKOS, K. and C. KALLANDRANIS (2015). "A Note on the Effect of Terrorism on Economic Sentiment", *Defence and Peace Economics* 26 (6), pp. 600-608.
- DRAPER, D.W. (1984). "The Behaviour of Event-Related Returns on Oil Futures Contracts", *Journal of Futures Markets* 4, pp. 125-132.
- DRIESPRONG, G., B. JACOBSEN, and M. BENJIMAN (2008). "Striking Oil: Another Puzzle?", *Journal of Financial Economics* 89 (2), pp. 307-327.
- FATTOUH, B. (2005). "The Causes of Crude Oil Price Volatility", *Middle East Economic Survey* XLVIII, pp. 13.
- FATTOUH, B. (2007). "The Drivers of Oil Prices: The Usefulness and Limitations of Nonstructural Model, the Demand-Supply Framework and Informal Approaches", WPM 32, Oxford Institute for Energy Studies.
- GAIBULLOEV, K. and T. SANDLER (2009). "The Impact of Terrorism and Conflicts on Growth in Asia", *Economics & Politics* 21 (3), pp. 359-383.

- GODFREY, L.G. (1978). "Testing Against General Autoregressive and Moving Average Error Models when the Regressors include Lagged Dependant Variables", *Econometrica* 46, pp. 1293-1302.
- GRANGER, C.W.J. (1969). "Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-spectral Methods", *Econometrica* 37 (3), pp. 424-438.
- GRANGER, C.W.J. (1980). "Testing for Causality: A Personal Viewpoint", *Journal of Economic Dynamics and Control* 2, pp. 329-352.
- GRANGER, C.W.J. (2004). "Time Series Analysis, Cointegration, and Applications", *American Economic Review* 94 (3), pp. 421-425.
- GRiffin, J.M. and D. TEECE (1982). *OPEC Behaviour and World Oil Prices*, Allen & Unwin, London, UK.
- GRiffin, J.M. and W. XIONG (1997). "The Incentive to Cheat: An Empirical Analysis of OPEC", *Journal of Law and Economics* 40, pp. 289-316.
- GUIDI, M.G.D., A. RUSSELL, and H. TARBERT (2006). "The Effects of OPEC Policy Decisions on Oil and Stock Prices", *OPEC Review* 30, pp. 1-18.
- GUIDOLIN, M. and E. LA FERRARA (2010). "The Economic Effects of Violent Conflict: Evidence from Asset Market Reactions", *Journal of Peace Research* 47 (6), pp. 671-684.
- GÜLEN, S.G. (1996). "Is OPEC a Cartel? Evidence from Cointegration and Causality Tests", *The Energy Journal* 17 (2), pp. 43-57.
- HAMILTON, J.D. (1994). *Time Series Analysis*, Princeton University Press, US.
- HAMILTON, J.D. (2003). "What is an Oil Shock?" *Journal of Econometrics* 113 (2), pp. 363-398.
- HAMILTON, J.D. (2009). "Causes and Consequences of the Oil Shock of 2007-2008", *Brookings Papers on Economic Activity* (Spring), pp. 215-261.
- HAMMOUDEH, S. and E. ELEISA (2004). "Dynamic Relationships Among the GCC Stock Markets and the NYMEX Oil Prices", *Contemporary Economic Policy* 22 (2), pp. 250-269.
- HAMMOUDEH, S. and H. LI (2004). "The Impact of the Asian Crisis on the Behaviour of US and International Petroleum Prices", *Energy Economics* 26 (1), pp. 135-160.
- HARVEY, A.C. (1990). *The Econometric Analysis of Time Series*, Second Edition, Phillip Allan, UK.
- HOCHMAN, G. and D. ZILBERMAN (2015). "The Political Economy of OPEC", *Energy Economics* 48, pp. 203-216.
- HORAN, S.M., J.H. PETERSON, and J. MAHAR (2004). "Implied Volatility of Oil Futures Options Surrounding OPEC Meetings", *The Energy Journal* 25 (3), pp. 103-125.
- HSIAO, C. (1981). "Autoregressive Modelling and Money-Income Causality Detection", *Journal of Monetary Economics* 7, pp. 85-106.
- HYNDMAN, K. (2008). "Disagreement in Bargaining: An Empirical Analysis of OPEC", *International Journal of Industrial Organisation* 26, pp. 811-828.
- JONES, C.T. (1990). "OPEC Behaviour under Falling Prices: Implications for Cartel Stability", *The Energy Journal* 11 (3), pp. 117-129.
- JOO, Y.C. and S.Y. PARK (2017). "Oil Prices and Stock Markets: Does the Effect of Uncertainty Change over Time?" *Energy Economics* 61, pp. 42-51.
- JURADO, K., S. LUDVIGSON, and S. NG (2015). "Measuring Uncertainty", *American Economic Review* 105 (3), pp. 1177-1216.
- KANG, W. and R.A. RATTI (2013a). "Oil Shocks, Policy Uncertainty and Stock Market Return", *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money* 26, pp. 305-318.
- KANG, W. and R.A. RATTI (2013b). "Structural Oil Price Shocks and Policy Uncertainty", *Economic Modelling* 35, pp. 314-319.
- KAUFMANN, R.K., S. DEES, P. KARADELOGLOU, and M. SANCHEZ (2004). "Does OPEC Matter? An Econometric Analysis of Oil Prices", *The Energy Journal* 25 (4), pp. 67-90.
- KOLLIAS, C., C. KYRTSOU, and S. PAPADAMOU (2013). "The Effects of Terrorism and War on the Oil Price-Stock Index Relationship", *Energy Economics* 40 (6), pp. 743-752.
- LIN, S.X. and M. TAMVAKIS (2010). "OPEC Announcements and Their Effects on Crude Oil Prices", *The Energy Journal* 38 (2), pp. 1010-1016.
- LODERER, C. (1985). "A Test of OPEC Cartel Hypothesis: 1974-1983", *Journal of Finance* 40 (3), 991-1006.

- LOPEZ, E. and E. MUÑOZ (2012). "Oil Price: Geopolitical Tensions and Production Events", [bodytext in Spanish; appendix in English] Working Paper 680, Central Bank of Chile.
- MACAVOY, P.W. (1982). *Crude Oil Prices: As Determined by OPEC and Market Fundamentals*, Harper & Row, Balinger, Cambridge, UK.
- MAGHYEREH, A.I., B. AWARTANI, and E. BOURI (2016). "The Directional Volatility Connectedness between Crude Oil and Equity Markets: New Evidence from Implied Volatility Indexes", *Energy Economics* 57, pp. 78-93.
- MALIK, F. and S. HAMMOUDEH (2007). "Shock and Volatility Transmission in the Oil, US and Gulf Equity Markets", *International Review of Economics and Finance* 16 (3), pp. 357-368.
- MEDEL, C.A. (2015). "Fuelling Future Prices: Oil Price and Global Inflation", *Nottingham Economic Review* 16 (September), pp. 22-25.
- MEDEL, C.A. (2016). "Un Análisis de la Capacidad Predictiva del Precio del Cobre sobre la Inflación Global", *Economía Chilena* 19 (2), pp. 128-153.
- MENSI, W., S. HAMMOUDEH, and S.-M. Yoon (2014). "How Do OPEC News and Structural Breaks Impact Returns and Volatility in Crude Oil Markets? Further Evidence from a Long Memory Process", *Energy Economics* 42, pp. 343-354.
- MORAN, T. (1982). "Modeling OPEC Behaviour: Economic and Political Alternatives", in G.M. Griffin and D.J. Teece (Eds.), *OPEC Behaviour and World Oil Prices*, Allen & Unwin, London, UK.
- NEELY, C.J. and D.E. RAPACH (2011). "International Comovements in Inflation Rates and Country Characteristics", *Journal of International Money and Finance* 30 (7), pp. 1471-1490.
- NEWHEY, W.K. and K.D. WEST (1987). "A Simple, Positive Semi-definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix", *Econometrica* 55 (3), pp. 703-708.
- ORGANISATION OF THE PETROLEUM EXPORTING COUNTRIES (2012). "OPEC Statute", retrieved on 27 November, 2019.
- PATTERSON, K. (2000). *An Introduction to Applied Econometrics. A Time Series Approach*, Macmillan Press, UK.
- PINDYCK, R.S. (1978). "Gains to Producers from the Cartelisation of Exhaustible Resources", *Review of Economics Statistics* 60 (2), pp. 238-251.
- POLLET, J.M. (2005). "Predicting Asset Returns with Expected Oil Price Changes", available at Social Science Research Network.
- SAIZ, A. and U. SIMONSOHN (2013). "Proxying for Unobservable Variables with Internet Document-frequency", *Journal of the European Economic Association* 11 (1), pp. 137-165.
- SALANT, S.W. (1976). "Exhaustible Resources and Industrial Structure: A Nash-Cournot Approach to the World Oil Market", *Journal of Political Economy* 84 (5), pp. 1079-1093.
- SCHMIDBAUER, H. and A. RÖSCH (2012). "OPEC News and Announcements: Effects on Oil Price Expectation and Volatility", *Energy Economics* 34, pp. 1656-1663.
- SCOTTI, C. (2016). "Surprise and Uncertainty Indexes: Real-time Aggregation of Real-activity Macro-surprises", *Journal of Monetary Economics* 82, pp. 1-19.
- SMITH, J. (2005). "Inscrutable OPEC? Behavior Test of the Cartel Hypothesis", *The Energy Journal* 26 (1), pp. 51-82.
- TAYLOR, J. and P.V. van Doren (2005). "The Case Against the Strategic Petroleum Reserve", *Cato Institute: Policy Analysis* 555, pp. 1-21.
- TEECE, D. (1982). "OPEC Behaviour: An Alternative View", in G.M. Griffin and D.J. Teece (Eds.), *OPEC Behaviour and World Oil Prices*, Allen & Unwin, London, UK.
- TUKEY, J. (1958). "Bias and Confidence in Not Quite Large Samples", *Annals of Mathematical Statistics* 29 (2), pp. 614.
- WIRL, F. and A. KUJUNDZIC (2004). "The Impact of OPEC Conference Outcomes on World Oil Prices", *The Energy Journal* 25 (1), pp. 45-61.
- WHITE, H. (1980). "A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity", *Econometrica* 48 (4), pp. 817-838.

APPENDIX A:

GT&N VARIABLE DESCRIPTION

In this appendix, we provide extended descriptions of the 10 dummy variables used in the construction of the *GT&N* variable. A time series plot of the 10 variables is presented in Figure A1.

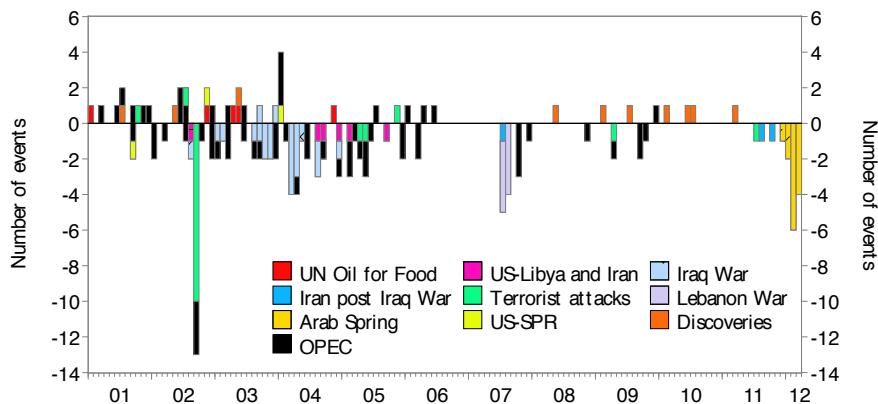
1. **United Nations Oil for Food Program (1995-2003) [+]**. Programme developed by the United Nations established in 1995 as a response to Iraqi citizen's claims affected by economic sanctions imposed in the aftermath of Gulf War of 1991. The programme allows Iraq to sell petroleum in world markets in exchange for food, medicines, and other humanitarian help, aiming to bind Iraqi military capacity. The programme finishes in 2003. The events referred to this programme are United Nations' resolutions on Iraqi global oil market quotas, similar to the impact of new discoveries.
2. **United States relations with Libya and Iran (1996-2004) [-]**. Events considered in this category are related to the sanctions imposed on Iran and Libya promulgated in 1996. This act imposes economic sanctions on entrepreneurial-kind relations with Iran and Libya. The programme is a response to the nuclear agenda and support provided by Iran to certain terrorist associations (*Hezbollah, Hamas, and Jihad*). On 19 December, 2003, Libya announced its intention to leave the nuclear programme as well as the development of massive destruction weapons and the beginning of a new era of cooperation with the United States.
3. **Iraq War and post-war period (2003-2011) [-]**. News related to the United States' invasion to Iraq in March 2003, and Saddam Hussein's capture in December 2003. It also includes events related to the installation of the provisional government in Iraq and reestablishment of Iraq's international affairs.
4. **Iran post Iraq War (start in 2005) [-]**. Accounts for events related to justified hearsays of the re-establishment of a nuclear programme during the administration of president Mahmoud Ahmadinejad starting in August 2005.
5. **Terrorist attacks [-]**. Constitutes events referred to terrorist attacks to productive installations in the Middle East, or terrorist targets. 9/11 attacks are included within this category.
6. **Lebanon War (2006) [-]**. Also referred as Israel-*Hezbollah* War o July War, is a 34-day-long conflict occurred in Lebanon spanning from 12 July to 14 August,

2006, after a ceasefire, statement of the United Nations. The conflict had a *de facto* end on 8 September, 2006 when Israel unblocked maritime restrictions over Lebanon.

7. **Arab Spring (2011) [-].** Constitute waves of anti-government demonstrations and strikes in Arab countries starting on 18 December, 2010 in Tunisia. Governments of Tunisia, Egypt, Libya, and Yemen were overthrown. Civilian demonstrations took place in Bahrain and Syria; massive movement strikes in Algeria, Iraq, Jordan, Kuwait, Morocco, and Oman; minor events were noticed also in Lebanon, Mauritania, Saudi Arabia, Sudan, and Western Sahara.
8. **Use of the *United States Strategic Petroleum Reserve* [+].** The *Strategic Petroleum Reserve* (SPR) is the world's greatest for-emergency reserve of oil, whose capacity achieves more than 700 million of barrels. This variable accounts for the United States announcements on sales with stabilisation purposes or domestic emergencies. An in-depth and up-to-date analysis of the use of the SPR can be found in Demirer and Kutan (2010).
9. **New announcements on discoveries, and site exploration [+].** News related to oilfield discoveries, explorations, drills, and strategic alliances between firms in order to exploit Middle East oilfields.
10. **Purely OPEC announcements [+/-].** Announcements on OPEC's quotas reassignment or major maintenance works. This variable by itself constitutes the *GT&N-O* measure. In contrast, the sum of the previous nine make up *GT&N-NO*.

FIGURE A1

GT&N VARIABLE COMPOSITION: ALL EVENTS (*)



(*) Sample: 2001.1-2012.3. Source: Authors' calculations using data from López and Muñoz (2012).

APPENDIX B:**ROBUSTNESS RESULTS USING THE JACKKNIFE ESTIMATOR**

Baseline results of Tables 3-5 suggest that all considered geopolitical tensions and news do affect the oil price, its forecasts and the dispersion around those forecasts. Moreover, non-OPEC news and tensions also cause the current oil prices as well as forecasts and its dispersion in immediate time. Finally, OPEC news and tensions are caused by oil prices and exhibit a feedback relationship with oil price forecasts' dispersion. This relegates OPEC as a source of information for oil price expectations formation and are ultimately a wider range of geopolitical tensions and news affecting actual oil price.

In this appendix, we perform the same analysis making use of the jackknife coefficients' standard deviation instead of the Newey-West estimator. The results using the *GT&N* variable are reported in Table B1. The first panel indicates that the fifth lag of geopolitical tensions and news cause the oil price, supported by the rejection of serial correlation hypothesis (baseline results are significant from the third lag onwards). Similar to the baseline results, H1 Inverse indicates that the relationship is unidirectional from *GT&N* to the oil price. The second panel shows that geopolitical tensions and news cause oil price forecasts from the fifth lag to sixth, and there is not a feedback relationship between variables. The results are supported by non-autocorrelated residuals and are qualitatively similar to baseline results. In the same line, the third panel also reveals a feedback relationship between *GT&N* and oil price forecasts' dispersion, meaning that tensions and news affect current oil prices and, at the same time, the dispersion triggers news and tensions on oil supplier countries.

The results using purely OPEC news are presented in Table B2. The first panel provides similar results to baseline estimations, rejecting the causality of OPEC's geopolitical tensions and news to oil prices, but supporting the causality the other way around—from actual oil price to OPEC tensions and news. A small twist compared to baseline results is found in the second panel in which, besides OPEC causality of oil price forecasts, the latter cause the former with the first lag, transforming the link between both variables into a feedback relationship. Notice that the first lag of the forecast series causing OPEC tensions and news is not necessarily invalidating when considering that the current price actually causes OPEC news and tensions. It is likely that, in a persistent series such as oil price, lags of actual variable determine its one-step-ahead forecast. Interestingly, the third panel suggests that OPEC tensions and news cause forecast dispersion with the third lag, and also the causality goes in the opposite direction. This result supports the core claim of this article, giving a secondary role to OPEC as price setter, but still being relevant for forecasters and expectations formation.

TABLE B1

GRANGER CAUSALITY TESTING RESULTS: ALL EVENTS (*)

		H1: $GT\&N \rightarrow P^{Oil}$						H1 Inverse: $P^{Oil} \rightarrow GT\&N$					
Lags (p_x)	F-stat.	p-value	R-sq. adj.	Infric.	BG	F-stat.	p-value	R-sq. adj.	Infric.	BG			
1	0.60	0.44	0.84	↗	0.75	0.01	0.91	0.07	↗	0.38			
2	0.41	0.66	0.84	↗	0.71	0.67	0.51	0.07	↗	0.37			
3	1.30	0.28	0.84	↗	0.88	0.56	0.64	0.07	↗	0.40			
4	1.16	0.33	0.84	↗	0.70	0.50	0.74	0.08	↗	0.33			
5	1.74	0.13	0.85	→	0.78	0.55	0.74	0.08	↗	0.36			
6	1.42	0.21	0.85	↗	0.77	0.49	0.82	0.08	↗	0.34			
		H2: $GT\&N \rightarrow E[P^{Oil}]$						H2 Inverse: $E[P^{Oil}] \rightarrow GT\&N$					
Lags (p_x)	F-stat.	p-value	R-sq. adj.	Infric.	BG	F-stat.	p-value	R-sq. adj.	Infric.	BG			
1	0.97	0.33	0.84	↗	0.75	0.09	0.77	0.07	↗	0.36			
2	0.50	0.61	0.84	↗	0.76	0.49	0.61	0.07	↗	0.44			
3	0.81	0.49	0.85	↗	0.54	0.33	0.80	0.07	↗	0.51			
4	0.89	0.47	0.85	↗	0.41	0.36	0.84	0.07	↗	0.27			
5	2.57	0.03	0.86	→	0.62	1.03	0.41	0.09	↗	0.27			
6	2.05	0.06	0.86	→	0.59	0.72	0.63	0.12	↗	0.36			
		H3: $GT\&N \rightarrow D[P^{Oil}]$						H3 Inverse: $D[P^{Oil}] \rightarrow GT\&N$					
Lags (p_x)	F-stat.	p-value	R-sq. adj.	Infric.	BG	F-stat.	p-value	R-sq. adj.	Infric.	BG			
1	0.89	0.34	0.84	↗	0.41	0.74	0.39	0.07	↗	0.46			
2	0.78	0.46	0.84	↗	0.33	1.16	0.32	0.08	↗	0.35			
3	0.53	0.66	0.84	↗	0.35	2.08	0.11	0.10	→	0.54			
4	2.05	0.09	0.85	→	0.33	1.67	0.16	0.10	↗	0.46			
5	1.64	0.15	0.84	→	0.35	1.34	0.25	0.10	↗	0.54			
6	1.32	0.25	0.84	↗	0.36	1.48	0.19	0.10	↗	0.53			

(*) Fixed lags of the dependent variable (p_y) in the baseline (inverse) regression: 3 (1). “F-stat.” corresponds to the core statistic of the F-test based on ordinary least square estimates with p_x lags, using the jackknife estimator for coefficients’ standard deviation. “p-value” corresponds to the p-value of the null hypothesis that x_i do not Granger cause y_t . “R-sq. adj.” denotes the adjusted goodness-of-fit coefficient of the regression. “Infric.” synthesizes Granger’s causality statistical inference. “BG” stands for the p-value of the Breusch-Godfrey test, whose null hypothesis is no serial correlation up to the sixth lag. Sample: 2001.1-2012.3 (135 observations). p-value: bold < 15%; italics > 15%.

Source: Authors’ calculations.

TABLE B2
GRANGER CAUSALITY TESTING RESULTS: OPEC EVENTS (*)

H1: $GT\&N-O \rightarrow P^{Oil}$						H1 Inverse: $P^{Oil} \rightarrow GT\&N-O$					
Lags (p_x)	F-stat.	p-value	R-sq. adj.	Infrc.	BG	F-stat.	p-value	R-sq. adj.	Infrc.	BG	
1	0.01	0.93	0.84	↗	0.72	4.62	0.03	0.05	→	0.17	
2	0.12	0.89	0.84	↗	0.59	3.25	0.04	0.07	→	0.96	
3	0.10	0.96	0.84	↗	0.56	2.14	0.10	0.07	→	0.43	
4	0.16	0.96	0.84	↗	0.51	1.61	0.17	0.07	↗	0.92	
5	0.45	0.81	0.84	↗	0.61	1.30	0.27	0.07	↗	0.01	
6	0.36	0.89	0.84	↗	0.57	1.20	0.31	0.09	↗	0.02	
H2: $GT\&N-O \rightarrow E[P^{Oil}]$						H2 Inverse: $E[P^{Oil}] \rightarrow GT\&N-O$					
Lags (p_x)	F-stat.	p-value	R-sq. adj.	Infrc.	BG	F-stat.	p-value	R-sq. adj.	Infrc.	BG	
1	0.23	0.63	0.85	↗	0.77	3.34	0.07	0.03	→	0.58	
2	0.93	0.39	0.85	↗	0.74	1.67	0.19	0.03	↗	0.43	
3	0.84	0.48	0.85	↗	0.81	1.13	0.34	0.03	↗	0.53	
4	0.65	0.63	0.85	↗	0.81	0.90	0.47	0.03	↗	0.97	
5	2.88	0.02	0.86	↗	0.84	0.80	0.55	0.03	↗	0.01	
6	2.78	0.01	0.86	↗	0.84	0.99	0.44	0.05	→	0.03	
H3: $GT\&N-O \rightarrow D[P^{Oil}]$						H3 Inverse: $D[P^{Oil}] \rightarrow GT\&N-O$					
Lags (p_x)	F-stat.	p-value	R-sq. adj.	Infrc.	BG	F-stat.	p-value	R-sq. adj.	Infrc.	BG	
1	0.02	0.90	0.84	↗	0.36	4.46	0.04	0.04	→	0.19	
2	0.05	0.95	0.84	↗	0.34	3.06	0.05	0.05	→	0.05	
3	0.04	0.98	0.84	↗	0.32	2.17	0.10	0.07	→	0.97	
4	1.76	0.14	0.84	→	0.30	1.65	0.17	0.07	↗	0.58	
5	1.55	0.17	0.84	↗	0.35	1.30	0.27	0.08	↗	0.06	
6	1.39	0.22	0.84	↗	0.41	1.15	0.34	0.08	↗	0.04	

(*) Fixed lags of the dependent variable (p_x) in the baseline (inverse) regression: 3(1). “F-stat.” corresponds to the core statistic of the F-test based on ordinary least square estimates with p_x lags, using the jackknife estimator for coefficients’ standard deviation. “p-value” corresponds to the p-value of the null hypothesis that x_t do not Granger cause y_t . “R-sq. adj.” denotes the adjusted goodness-of-fit coefficient of the regression. “Infrc.” synthesizes Granger’s causality statistical inference. “BG” stands for the p-value of the Breusch-Godfrey test, whose null hypothesis is no serial correlation up to the sixth lag. Sample: 2001-1-2012:3 (135 observations), p-value: bold<15%; italics>15%. Source: Authors’ calculations.

TABLE B3

GRANGER CAUSALITY TESTING RESULTS: NON-OPEC EVENTS (*)

		H1: $GT\&N-O \rightarrow P^{Oil}$						H1 Inverse: $P^{Oil} \rightarrow GT\&N-O$					
Lags (p_x)	F-stat.	p-value	R-sq. adj.	Infric.	BG	F-stat.	p-value	R-sq. adj.	Infric.	BG			
1	0.81	0.37	0.84	↗	0.80	0.98	0.32	0.16	↗	0.25			
2	0.75	0.48	0.84	↗	0.68	0.50	0.61	0.16	↗	0.23			
3	2.99	0.03	0.84	→	0.85	0.34	0.80	0.16	↗	0.22			
4	2.18	0.08	0.85	→	0.69	0.34	0.85	0.16	↗	0.16			
5	1.91	0.09	0.85	→	0.75	0.58	0.72	0.16	↗	0.25			
6	1.88	0.09	0.85	→	0.72	0.44	0.85	0.16	↗	0.38			
		H2: $GT\&N-O \rightarrow E[POil]$						H2 Inverse: $E[POil] \rightarrow GT\&N-O$					
Lags (p_x)	F-stat.	p-value	R-sq. adj.	Infric.	BG	F-stat.	p-value	R-sq. adj.	Infric.	BG			
1	0.85	0.36	0.84	↗	0.73	0.19	0.66	0.15	↗	0.21			
2	0.45	0.64	0.84	↗	0.60	0.35	0.71	0.16	↗	0.22			
3	1.51	0.21	0.85	↗	0.48	0.25	0.86	0.16	↗	0.20			
4	2.23	0.07	0.85	→	0.37	0.50	0.74	0.16	↗	0.12			
5	3.47	0.00	0.86	→	0.59	1.03	0.40	0.18	↗	0.24			
6	3.05	0.00	0.86	→	0.56	0.79	0.58	0.20	↗	0.22			
		H3: $GT\&N-O \rightarrow D[POil]$						H3 Inverse: $D[POil] \rightarrow GT\&N-O$					
Lags (p_x)	F-stat.	p-value	R-sq. adj.	Infric.	BG	F-stat.	p-value	R-sq. adj.	Infric.	BG			
1	0.80	0.37	0.84	↗	0.41	0.01	0.92	0.15	↗	0.23			
2	0.79	0.45	0.84	↗	0.32	0.02	0.98	0.15	↗	0.25			
3	0.57	0.64	0.84	↗	0.35	0.65	0.58	0.16	↗	0.22			
4	1.22	0.31	0.84	↗	0.33	0.71	0.59	0.16	↗	0.17			
5	0.97	0.44	0.84	↗	0.34	0.54	0.74	0.16	↗	0.15			
6	0.82	0.56	0.84	↗	0.32	0.48	0.82	0.15	↗	0.35			

(*) Fixed lags of the dependent variable (p_x) in the baseline (inverse) regression: 3 (1). “F-stat.” corresponds to the core statistic of the F-test based on ordinary least square estimates with p_x lags, using the jackknife estimator for coefficients’ standard deviation. “p-value” corresponds to the p -value of the null hypothesis that x_t do not Granger cause y_t . “R-sq. adj.” denotes the adjusted goodness-of-fit coefficient of the regression. “Infric.” synthesizes Granger’s causality statistical inference. “BG” stands for the p -value of the Breusch-Godfrey test, whose null hypothesis is no serial correlation up to the sixth lag. Sample: 2001-1-2012.3 (135 observations). p -value: bold < 15%; italics > 15%. Source: Authors’ calculations.

Finally, the results using non-OPEC geopolitical tensions and news are presented in Table B3. First and second panels are virtually the same to those of Table 5, with *GT&N-NO* causing both the oil price and its forecasts. Both relationships are unidirectional and supported by residuals' non-autocorrelation, confirming that there are a broad range of events that affect oil prices, and not necessarily those OPEC-based only. The third panel establishes an independent, no-relationship between non-OPEC geopolitical tensions and news and oil price forecasts' dispersion. The baseline results find that the first lag of *GT&N-NO* causes forecasts' dispersion, which is now eroded, and the *GT&N-NO* role is relegated to affect level forecasts only. This discrepancy reflects the methodological difference between the estimators; thus, suggesting that a few observations (likely coinciding with those with more intensity) command the causality of *GT&N-NO* over the forecasts' dispersion.

In sum, qualitative robustness results remain, but in some cases, the statistical inference comes out "weaker" than the baseline estimations. By "weaker" we mean finding fewer statistically significant cases when testing any proposed hypothesis, but still supporting the baseline conclusions.

LA DINAMICA DE LA DESIGUALDAD EN CHILE: UNA MIRADA REGIONAL*

THE DYNAMICS OF INEQUALITY IN CHILE: A REGIONAL LOOK

MICHELLE MIERES BREVIS**

Universidad de Alicante

Resumen

El estudio retrata la dinámica de las desigualdades en Chile (1990-2016) desde la perspectiva de sus regiones. Se construye una amplia base de datos con distintas medidas de desigualdad del ingreso. Se devela gran heterogeneidad entre las regiones chilenas. Se observa que las regiones más desiguales, son igualmente aquellas con menor PIB per cápita y desarrollo. A nivel geográfico, suelen ser las regiones del sur las perdedoras en materia de desarrollo y desigualdad. Se demuestra convergencia regional en términos de PIB per cápita y de desigualdad del ingreso, a pesar de la persistencia de esta a través de los años.

Palabras clave: *Desigualdad, crecimiento económico, crecimiento regional, desarrollo económico, convergencia.*

Clasificación: *D31, D63, F43, O11.*

* Este artículo es parte de mi trabajo de investigación en el programa de Doctorado Interuniversitario DEcIDE, en la Universidad de Alicante (Carretera de San Vicente del Raspeig, s/n, 03690 San Vicente del Raspeig, Alicante, España. Teléfono: 96 590 3609). El trabajo se ha beneficiado de los comentarios y sugerencias de mi directora de tesis María Dolores Guilló y de los asistentes al Seminario Novel 2018, realizado en la Universidad Miguel Hernández de Elche, en el cual presenté este estudio. El trabajo también fue expuesto en el Seminario “Miradas de la Desigualdad en Chile y La Araucanía”, en la Universidad de La Frontera, Temuco-Chile. Correo: mmb124@alu.ua.es

** Este trabajo es posible gracias al apoyo de CONICYT PFCHA/DOCTORADO BECAS CHILE/2017 - 72180047.

Abstract

The study shows the dynamics of inequalities in Chile (1990-2016) from a regional perspective. A broad database is constructed including different measures of income inequality, revealing the enormous heterogeneity across the Chilean regions. The data shown that the most unequal regions are also those with the lowest GDP per capita and other development indicators. At the geographical level, the southern regions are the losers in terms of development and inequality. It is shown that there exists regional convergence in terms of GDP per capita and in the Gini coefficient, despite the high persistence in inequality over the period.

Keywords: *Inequality, economic growth, regional growth, economic development, convergence.*

JEL Classification: *D31, D63, F43, O11.*

1. INTRODUCCION

No se puede negar que Chile ha experimentado un desarrollo sin precedentes desde el retorno a la democracia (1990). Se ha logrado en un escenario de estabilidad política y social, preservando equilibrios macroeconómicos a pesar de los *shocks* internacionales (Sunkel e Infante, 2009). Asimismo, las políticas sociales, enfocadas a la población de menores ingresos han obtenido buenos resultados disminuyendo la pobreza del país y en cada una de sus regiones. Chile fue el primer país Latinoamericano invitado a ser parte de la Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económico (OCDE). No obstante, existe una tarea pendiente, que es la desigualdad. Actualmente, Chile es el segundo país más desigual de la OCDE (índice de Gini antes y después de impuestos y transferencias). La desigualdad de Chile es intra e interregional, los ingresos del 20% de la población más rica son 10 veces mayores que los del quintil más pobre (OCDE, 2018), siendo sorprendentemente mayor que el promedio de los países de la OCDE.

Este artículo tiene por objetivo retratar las desigualdades a nivel socioeconómico en Chile, durante el período 1990-2016, desde la perspectiva de sus regiones. Para lograr este objetivo, la segunda sección da una mirada global al territorio chileno. A continuación (sección 3), se estudia el crecimiento económico de Chile; se presentan los principales indicadores de pobreza y se analiza la evolución de la desigualdad del ingreso. La sección 4 expone los indicadores de desarrollo humano y regional, y entrega un retrato de las principales desigualdades a nivel social. Los resultados del análisis de convergencia del PIB per cápita y la desigualdad están en la sección 5. Finalmente se presentan las principales conclusiones del trabajo.

La relevancia de este estudio es la construcción de una gran base de datos a nivel regional, durante un largo período de tiempo. A los datos ya disponibles en distintas fuentes secundarias, se incorpora el cálculo de indicadores como el índice de Gini regional (2013 y 2015 bajo la metodología nueva y antigua); los ratios 10/10 y 20/20 (1990-2015) y el PIB per cápita regional (1990-2016). Los dos primeros indicadores se calculan con base en la encuesta CASEN. Para el PIB per cápita regional se utilizan distintas bases dispuestas por el Banco Central de Chile y el INE, logrando construir una única base amplia y comparable en el tiempo, utilizando el método de tasa de variación (Correa *et al.*, 2002). Todo ello ha permitido realizar este retrato y poder plasmar las desigualdades regionales, que a la fecha aquejan al país. Este trabajo es un esfuerzo necesario para la sociedad chilena, de reflexionar sobre el tamaño de las brechas que nos separan. Conocer la heterogeneidad del territorio chileno, las regiones más y menos vulnerables y el comportamiento de los distintos indicadores de desigualdad en el tiempo, es un primer paso para hacer políticas públicas y obtener el anhelado crecimiento y desarrollo inclusivos.

La metodología de investigación consiste en un análisis descriptivo y comparativo de las regiones del país, así como de un análisis de convergencia regional. La información recopilada para el desarrollo de este trabajo, se ha obtenido de fuentes secundarias, desde distintas bases de datos mundiales y nacionales. A nivel país se utiliza principalmente, la Encuesta de Caracterización Socioeconómica Nacional (CASEN) del Ministerio de Desarrollo Social y datos de productividad del Banco Central de Chile. Asimismo, se contacta con diferentes instituciones, como el Instituto Nacional de Estadísticas, al que se solicita datos antiguos poblacionales y vitales no disponibles en la web¹.

Las principales conclusiones de este trabajo, revelan la gran heterogeneidad que existe entre las regiones de Chile, siendo consistente con los trabajos de Agostini y Brown (2007; 2010), Ramírez *et al.* (2009) y Mac Clure y Calvo (2013), quienes avalan la importancia de trabajar a distintas escalas territoriales². Se observa que las regiones más desiguales a nivel social y económico, son igualmente aquellas con menor PIB y desarrollo económico. Además, a nivel geográfico, suelen ser las regiones del sur del país las perdedoras en materia de desarrollo y desigualdad.

A través de un análisis de convergencia, se concluye que en Chile, las regiones más pobres y desiguales, tienden a crecer más que aquellas más ricas y equitativas. Es decir, las regiones más perjudicadas convergen buscando alcanzar a los territorios más favorecidos del país. Lo que marca la desigualdad en Chile, es el aún elevado nivel de desigualdad y su persistencia, a pesar de la mencionada convergencia.

¹ La tarea de recopilación de datos no fue fácil, sobre todo al querer abordar el largo plazo, sin embargo, se debe agradecer a las distintas instituciones que cooperaron entregando información a través del Portal de Transparencia del Estado.

² Estos autores hacen especial énfasis en la importancia de trabajar a nivel subregional. Mac Clure y Calvo (2013) proponen una división administrativa basada en el actual estado del proceso de urbanización.

“Obtener una imagen más clara de la pobreza y la privación es un primer paso fundamental para elaborar y aplicar políticas e intervenciones más eficaces y para orientar mejor los escasos recursos hacia donde tengan una mayor repercusión” (Melinda Gates, Copresidenta de la Fundación Bill y Melinda Gates).

2. CONTEXTO NACIONAL

Esta sección busca contextualizar el trabajo, dando una mirada global al país de estudio, Chile, presentando algunas de sus principales características sociodemográficas, contando un poco de su historia política y su evolución a nivel económico.

Chile es un país largo y angosto, ubicado al sudoeste de América Latina, limita al norte con Perú, al noreste con Bolivia y al este con Argentina. De acuerdo con la Encuesta de Caracterización Socioeconómica Nacional (CASEN) de 2015, el país tiene una población de más de 17,5 millones de personas³, de las cuales un 87% vive en zonas urbanas. En Chile, la ley reconoce la existencia de nueve pueblos originarios⁴ y de acuerdo con la CASEN (2015) solo el 9% de la población chilena declara pertenecer a una etnia, siendo mayormente Mapuches (84% del total). Las regiones con mayor porcentaje de población indígena son la Región Metropolitana y La Araucanía, siendo en esta última donde la mayoría de ellos vive en zonas rurales (59%).

El país está conformado por 16 regiones⁵, siendo la capital nacional la ciudad de Santiago en la Región Metropolitana. El territorio chileno es abundante en recursos naturales, es el mayor productor de cobre a nivel mundial y tiene un importante rol dentro de los países exportadores de productos agrícolas, forestales y ganaderos (OCDE y CEPAL, 2016).

Chile es un país centralizado, condición que se remonta al siglo XIX tras la Constitución de 1833, luego de la guerra civil de 1829, donde los conservadores triunfan, imponiendo un régimen unitario y centralista (Montecinos, 2005). De acuerdo con Palma (2009), existieron tres olas centralizadoras en Chile durante el siglo XX, siendo la tercera de ellas en la época del Gobierno militar (1973-1989) y durante los Gobiernos de la concertación (partidos por la democracia) que siguieron. Los Gobiernos de la época buscaban el desarrollo económico, principalmente fomentando la apertura a los mercados extranjeros, y se consideraba al mercado como el mejor asignador de los recursos. A finales del siglo XX, principios del XXI, se amplía la brecha entre la

³ Para que un análisis basado en encuestas de hogares con diseño muestral probabilístico tenga validez sobre la población objetivo, se debe usar un ponderador para la estimación de cualquier variable de interés, lo que da cuenta del número de personas de la población que representa un individuo encuestado. El ponderador se denomina factor de expansión. Para este estudio se utiliza el factor de expansión regional, puesto a disposición por el Ministerio de Desarrollo Social, responsable de la Encuesta CASEN.

⁴ Aimara, Rapa-Nui, Quechua, Mapuche, Atacameño, Collas, Alacalufes, Yagán y Diaguita.

⁵ La región número 16, Ñuble, se incorpora a partir de 2018, separándose de la región del Biobío.

Región Metropolitana y el resto de las regiones, sobre todo en materia de inversión, gasto público, consumo, entre otros (Palma, 2009). Al finalizar la dictadura militar, en el año 1989, y con la elección popular del ex-presidente Patricio Aylwin (concertación de partidos por la democracia), se suscitaron una serie de cambios políticos y sociales en el país. Este Gobierno y los que le siguieron, tenían como principal objetivo la transición a la democracia, así como el fomento de un mayor desarrollo económico territorial.

En marzo del año 2010, bajo el segundo mandato de la presidenta Michelle Bachelet, Chile se convirtió en el miembro número 31 de la Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económico (OCDE) y el primero a nivel Sudamericano. En su discurso, Angel Gurría (Secretario General de la OCDE), declara que la experiencia chilena enriquecerá el acervo de la OCDE en cuestiones clave, siendo un ejemplo al combinar crecimiento económico y mayor bienestar social. Gurría comentó que Chile ocuparía un lugar que le pertenece por mérito propio, cuyo objetivo es que comparta sus buenas prácticas y políticas públicas con los demás países de la OCDE. Además enfatizó que Chile sería parte de este conjunto de países que ayudan a que la economía mundial sea más fuerte, limpia y justa (informa [oecd.org](http://www.oecd.org), el día 11 de Enero de 2010, a través del titular “Chile, primer país sudamericano miembro de la OCDE”).

Durante los últimos 35 años, Chile ha tenido un crecimiento económico sostenido gracias al alza en los precios de las materias primas y a las políticas macroeconómicas. Se ha invertido en infraestructura y distintos servicios, incluidos medioambientales, inversiones que han tenido repercusiones en el bienestar de las personas y en la generación de mayor empleo. De acuerdo con el Banco Mundial (2017), durante las últimas décadas Chile ha sido una de las economías Latinoamericanas de más rápido crecimiento, lo que le ha permitido reducir sus niveles de pobreza de un 26% a un 7,9% en el período 2000-2015. Sin embargo, los buenos indicadores macroeconómicos no han podido mitigar el efecto de la persistente desigualdad de ingresos chilena. En el informe económico de la OCDE (2012) se reconoce que la pobreza y desigualdad son elevadas en Chile, comparadas con los demás miembros de la OCDE, siendo explicadas en parte, por la poca capacidad redistributiva de los impuestos del país.

El informe económico de la OCDE (2013) concluye que el fuerte crecimiento de Chile ha traído consecuencias para el ecosistema, uno de ellos es el mayor gasto energético. Si bien existe la conciencia a nivel público y privado del costo medioambiental, los esfuerzos para cubrir las externalidades negativas, a través de nuevas tecnologías e impuestos energéticos, no han sido suficientes (OCDE, 2013). A similares resultados llega el estudio de la OCDE y CEPAL (2016), el cual informa que en las últimas décadas, el país, además del ya mencionado crecimiento, ha mejorado el acceso de la población a servicios claves como tratamiento de aguas residuales y transporte público urbano, sin embargo, estas mejorías se vieron acompañadas de una persistente desigualdad del ingreso y daños medioambientales.

La desigualdad es un tema que aflora en cada uno de los informes económicos que la OCDE realiza para Chile. En 2015, el país ocupa el puesto número dos en desigualdad

entre los miembros de la OCDE (medida a través del índice de Gini antes y después de impuestos y transferencias), después de México. Lo siguen Turquía, Estados Unidos y Lituania, siendo los países con menor desigualdad Islandia, Eslovaquia y Eslovenia (OCDE, 2018). La desigualdad de Chile es intra e interregional, los ingresos del 10% de la población más rica del país son 27 veces mayores que el decil más pobre (OCDE, 2015)⁶, por sobre el promedio de los países de la OCDE, donde el 10% más rico gana 9,6 veces más que el 10% más pobre (siendo esta la mayor diferencia de los últimos 30 años) (Keeley, 2015). Actualmente en Chile, el 20% de mayores ingresos lo es 10 veces más que el 20% más pobre (OCDE, 2018).

Pero no solo existe una concentración económica en Chile, sino también política, poblacional, de los recursos y del sector industrial. En consecuencia, el país se encuentra en una época de constantes protestas sociales de diversa índole y es cada vez más frecuente que las regiones se manifiesten en contra de un Gobierno central, que no ha sido capaz de satisfacer las necesidades de un territorio tan heterogéneo como Chile (Mieres, 2015). Es imperativo que la distribución de la riqueza en Chile sea más equitativa; que el crecimiento económico sea más inclusivo y que se facilite la movilidad económica y social de la población chilena. Para alcanzar este mayor nivel de desarrollo y por ende el mejoramiento de la calidad de vida de la población, es necesario que el proceso hacia la equidad considere las diferencias territoriales del país.

3. CRECIMIENTO, POBREZA Y DESIGUALDAD DEL INGRESO

Este trabajo expone un retrato de la dinámica de la desigualdad socioeconómica en Chile. Esta sección, en una primera instancia, estudia el crecimiento económico de Chile y expone los principales indicadores de pobreza. En una segunda parte, realiza un análisis de diferentes indicadores de la desigualdad del ingreso a nivel país y regional. Se devela la dinámica de estos indicadores en el tiempo y la heterogeneidad de la desigualdad entre los distintos territorios. Se verá que, en el período analizado, todas las regiones del país redujeron su nivel de pobreza, lo que se reflejó en los buenos resultados a nivel país. Sin embargo, las desigualdades se han mantenido casi invariantes, sobre todo en el último período (2013-2015), donde incluso siete de las 15 regiones aumentaron el índice de Gini. Esta sección trabaja, a nivel internacional, con la base de datos de Summers y Heston (Penn World Table). A nivel nacional, se obtiene el PIB per cápita a partir de la renta informada por el Banco Central de Chile y el INE. La Encuesta CASEN permite mostrar datos de pobreza por ingreso y multidimensional, así como presentar los distintos indicadores de desigualdad en el tiempo.

⁶ El informe expone datos de 2012 o los últimos encontrados para cada país.

3.1. Crecimiento del PIB y dinámica de la pobreza en Chile

El PIB per cápita ha sido ampliamente estudiado en la literatura que relaciona el crecimiento económico con la desigualdad de un territorio. Comenzando por Kuznets (1955), cuya teoría sostiene que cuando una economía comienza a crecer, también lo hacen las disparidades, hasta llegar a un cierto punto de desarrollo, donde a pesar del mayor crecimiento económico, las desigualdades van disminuyendo, tomando la forma de una U invertida. Por su lado, la Nueva Geografía Económica plantea que las desigualdades entre regiones pueden mantenerse en el tiempo e incluso crecer junto con la economía de un país, al existir un centro que aprovecha los mayores beneficios del crecimiento, mientras que las regiones de la periferia pierden esa oportunidad (Merchand, 2009).

De lo anterior, la importancia de conocer la dinámica productiva de Chile y sus diferencias regionales. Acorde con el Banco Mundial, el PIB real de Chile para el año 2016, fue de aproximadamente 145.957 mil millones de pesos chilenos. A nivel per cápita esto equivale a \$ 8.149.596 al año⁷.

Para exponer la situación de Chile en el mundo, la Tabla 1 muestra una comparación con los países de mayor y menor PIB per cápita. Países de Asia y Europa ocupan los primeros lugares⁸. En los últimos puestos se encuentran países del continente africano, donde el PIB per persona más bajo corresponde a la República Centroafricana, siendo tan solo 0,03 veces el de Chile.

TABLA 1

PAISES CON MAYOR Y MENOR PIB PER CAPITA 2014

País	PIB per cápita a PPA (US\$ 2011)	País v/s Chile
Catar	151.763	7,12
Noruega	78.293	3,67
Emiratos Arabes Unidos	70.096	3,29
Chile	21.317	1
Liberia	870	0,04
Burundi	842	0,04
República Centroafricana	600	0,03

Fuente: Elaboración propia, datos Summers y Heston (PWT) (2018).

⁷ Equivalente a 20.913 dólares per cápita en PPA (2016), anuales.

⁸ Estados Unidos por su parte, obtiene el puesto número diez, con un PIB per cápita 2,4 veces superior al chileno.

A nivel Latinoamericano, Chile lidera en el territorio, con un PIB per cápita que es 12 veces mayor al país con el peor resultado, Haití. Sus más cercanos competidores son Panamá y Argentina. Panamá, de acuerdo con el Fondo Monetario Internacional (FMI, 2017), es una economía emergente con gran posibilidad de mantenerse a la cabeza de este grupo en los próximos años.

En el largo plazo Chile demuestra un importante desempeño económico. Realizando una comparación con todos los países miembros de la OCDE, Chile destaca con un crecimiento promedio del PIB per cápita de 4,6% en el período 1990-2014, siendo superado solo por Polonia e Irlanda. El Gráfico 1(a) considera en el eje de las abscisas el PIB per cápita al comienzo del período, y en las ordenadas la tasa de crecimiento promedio del PIB per cápita. Se observa una correlación negativa, la tendencia es que los países más pobres tienden a crecer más a prisa que los países más ricos de 1990 (β negativo y estadísticamente significativo al 95% de confianza). El Gráfico 1(b) muestra la posición de cada país en 2014, respecto del año 1990; se observa que Chile ha logrado alcanzar a México y Turquía, pasando de un PIB per cápita de 7.247 US\$ (a PPA de 2011) a 21.317 US\$ en 24 años, dejando el último puesto como país de menores ingresos por habitante de la OCDE.

A nivel regional, en el Gráfico 2 se observan las diferencias de ingresos per cápita existente en el territorio⁹. A través del tiempo, solo cinco regiones se encuentran sobre el promedio nacional, siendo tres regiones de la zona norte del país, Antofagasta, Atacama y Tarapacá (para este efecto incluye los resultados de Arica y Parinacota y la región de Tarapacá), más Magallanes y la Región Metropolitana. Las regiones relegadas son La Araucanía, el Maule y la región de Los Lagos (que incluye la región de los Ríos). En el último año, las regiones con mayor aporte del sector silvo-agropecuario y pesquero al PIB regional son: Aysén, el Maule y O'Higgins, mientras que las regiones con mayor actividad minera son Antofagasta, Atacama y Tarapacá (ver Anexo A). Siguiendo a Sunkel e Infante (2009), la desigualdad está marcada no solo por las diferencias en ingreso y acumulación de riqueza, sino también por la heterogeneidad de su estructura productiva¹⁰.

Respecto a la tasa de crecimiento, en 2016, La Araucanía es la región con mayor crecimiento a nivel real, a pesar de los bajos indicadores socioeconómicos que se darán a conocer más adelante. Mientras tanto, la menor variación se observó en el norte, en la región de Antofagasta, cuyo PIB disminuyó un 2,9% respecto al año anterior, sin embargo, sigue siendo una de las regiones que más aporta al PIB nacional (9,7%), gracias al producto minero de esta zona. La Región Metropolitana es por excelencia la región que más produce en el país, por sí sola aporta el 42% al PIB nacional, sus

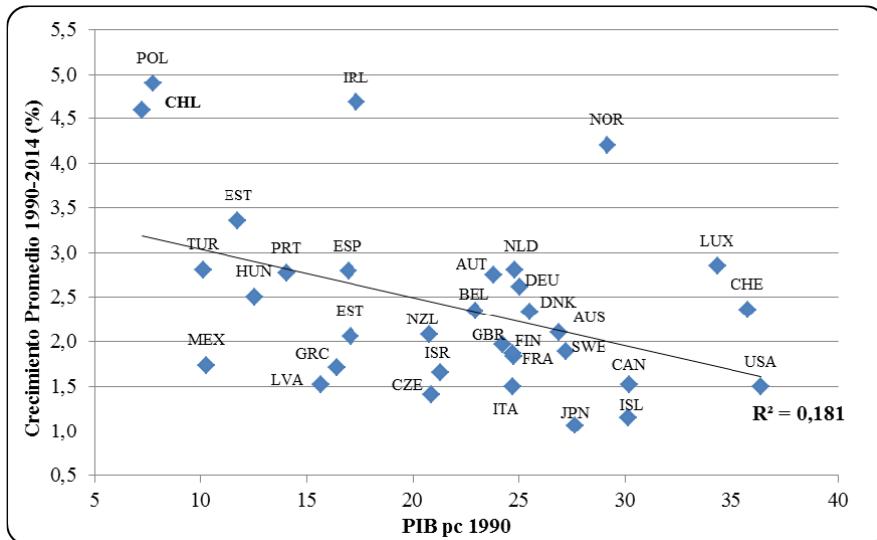
⁹ Estos datos están validados por el Banco Mundial, ya que en su Base de Datos oficial se utilizan los mismos datos aportados por el Banco Central de Chile.

¹⁰ Esto ya que en el país conviven empresas transnacionales exportadoras, con altas rentabilidades, junto con la pequeña y mediana empresa y microempresas informales de baja productividad, que se concentran en el mercado local y con escasos vínculos con la gran empresa.

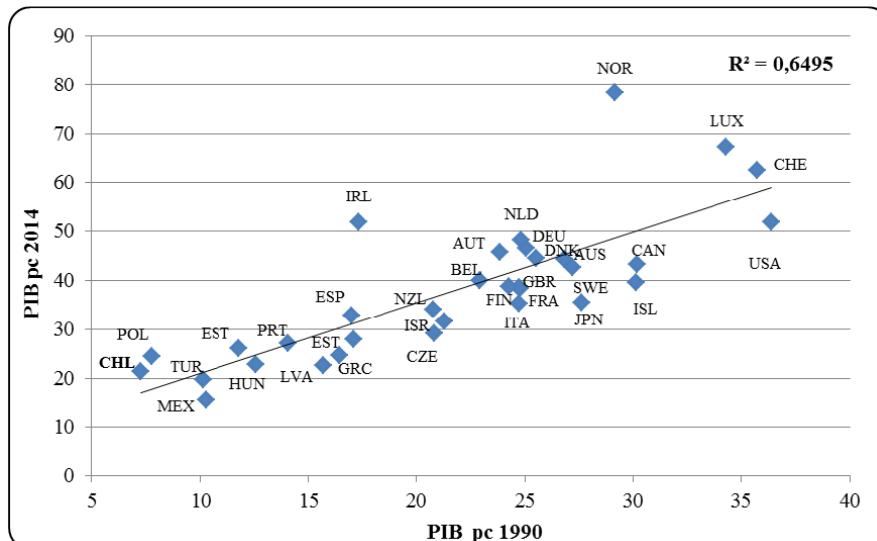
GRAFICO 1

PIB PER CAPITA (MILES DE US\$ 2011), PAISES OCDE

(a) PIB per cápita 1990/Crecimiento promedio.



(b) PIB per cápita 1990/2014.

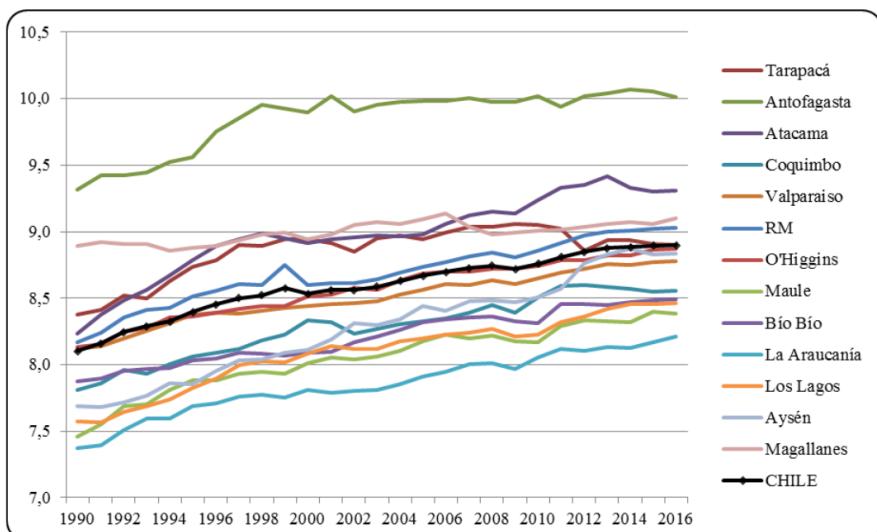


Fuente: Elaboración propia, datos PWT.

principales ingresos provienen del sector de servicios financieros y empresariales y del comercio (Ver Anexo B).

GRAFICO 2

LN(PIB PER CAPITA) REGIONES DE CHILE (CLP REF. 2013), 1990-2016



Fuente: Elaboración propia datos BC.

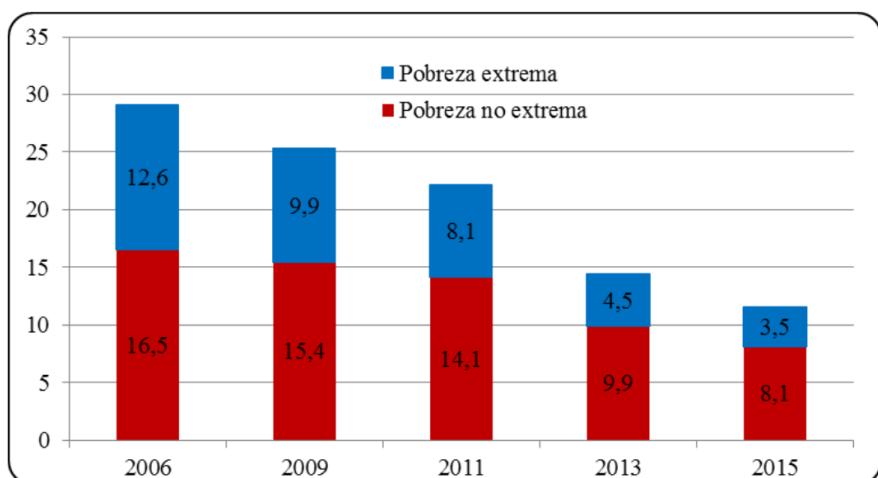
A continuación esta sección analiza la pobreza en Chile, un fenómeno complejo de definir y medir, entendido como una condición privativa, en la cual las personas carecen de recursos suficientes para satisfacer sus necesidades básicas como vivienda, alimentación, vestuario o salud. Además, es un término asociado a otros fenómenos negativos, como la desigualdad y la falta de oportunidades, afectando el bienestar de la población (Ministerio de Desarrollo Social, 2011). En la literatura económica, desde hace décadas, existe consenso en que un país o territorio no debe ser evaluado únicamente por sus indicadores económicos de productividad, sino que también por su capacidad para reducir la pobreza y la desigualdad, ambos conceptos entendidos como males para una sociedad (Gasparini *et al.*, 2014). Al ser la pobreza reconocida como mal social, no es de extrañar que sea un concepto ampliamente estudiado y que sea propósito de cada Gobierno reducirla al máximo. Asimismo, el hecho de obtener un ingreso insuficiente es consecuencia de las desigualdades estructurales de un sistema económico (Macías, 2014).

Para reducir la pobreza que aún afecta a Chile, así como la desigualdad, se requiere de buenos instrumentos que puedan identificar, cuantificar y caracterizar, de una forma precisa, a la población más vulnerable del país, de manera de poder aplicar la política pública eficientemente. Bajo este criterio, el Ministerio de Desarrollo Social, encargado de la Encuesta CASEN, a partir del año 2013 utiliza una nueva metodología de medición de Pobreza por Ingresos, tomando en cuenta los nuevos patrones de consumo chilenos e imponiendo estándares más altos que se adapten al actual nivel de desarrollo del país. Asimismo, incorpora la medición de la Pobreza Multidimensional, siguiendo el ejemplo de países más desarrollados.

La pobreza multidimensional en Chile consideraba originalmente cuatro dimensiones: *educación, salud, trabajo y seguridad social* y *vivienda*. A partir del año 2015 se incorpora *redes y cohesión social*, y la dimensión *vivienda* se amplía a *vivienda y entorno*. Para este año se estimó que en Chile, el 11,7% de la población se encontraba en situación de pobreza por ingresos (8,1% pobreza no extrema y 3,5% pobreza extrema) y un 20,9% en situación de pobreza multidimensional (Ministerio de Desarrollo Social, 2015c). Los Gráficos 3 y 4 demuestran una evolución positiva del porcentaje de población en situación de pobreza, tanto por ingresos como multidimensional. La mayor variación se observa en la población pobre extrema, pasando de un 12,6% en 2006 a un 3,5% en 2015.

GRAFICO 3

POBLACION EN SITUACION DE POBREZA Y POBREZA EXTREMA POR INGRESOS (%),
2006-2015

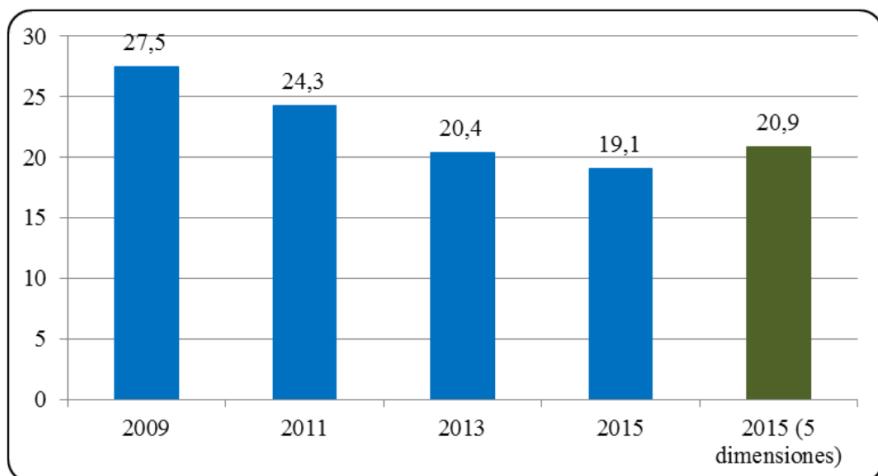


Fuente: Adaptada de Ministerio de Desarrollo Social (2015c).

El Gráfico 4 deja ver cómo incorporar una nueva dimensión acrecienta el porcentaje de población en situación de pobreza en 1,8 puntos porcentuales. Si bien no es comparable con años anteriores, entrega un resultado más cercano a la realidad, ya que esta es una variable de gran impacto en la calidad de vida de la población chilena. La pobreza multidimensional en 2015 se vio afectada principalmente de las dimensiones *trabajo* y *seguridad social y educación* (31,1 y 25,8% respectivamente).

GRAFICO 4

POBLACION EN SITUACION DE POBREZA MULTIDIMENSIONAL (%) 2009-2015



Fuente: Adaptada de Ministerio de Desarrollo Social (2015c).

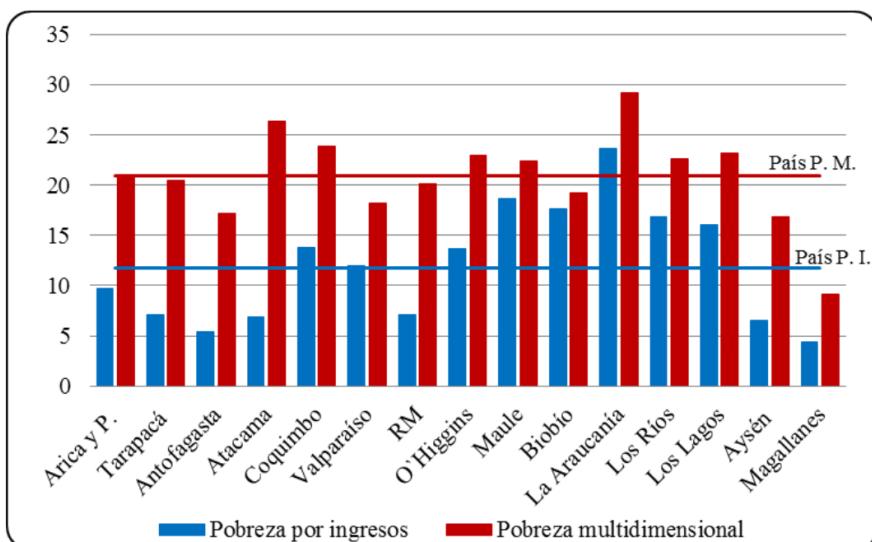
A nivel territorial, el Gráfico 5 expone las diferencias interregionales en ambos tipos de pobreza. Las regiones con menos personas en situación de pobreza, tanto por ingresos, como multidimensional son Magallanes, Antofagasta y Aysén. Las regiones con mayor pobreza por ingresos son La Araucanía, Maule y la región del Biobío. Al considerar la pobreza multidimensional, nuevamente la región de La Araucanía es la más vulnerable, pero en este caso seguida por dos regiones del norte del país, Atacama y Coquimbo. Solo cinco de las 15 regiones se encuentran por debajo del promedio nacional evaluando ambos tipos de pobreza (Magallanes, Aysén, la Región Metropolitana, Antofagasta y Tarapacá). Por su lado, La Araucanía sobrepasa los promedios nacionales en ambos casos, y se observa que la diferencia entre ambos tipos de pobreza no es tan amplio, por lo que se infiere que el ingreso es la mayor

causa de pobreza en este territorio, lo que se avala con el resultado del PIB per cápita expuesto anteriormente.

Al revisar la evolución de la pobreza multidimensional (cuatro dimensiones), se aprecia que la dinámica es distinta en cada región, sin embargo, a lo largo de los años han sido invariables los nombres de las regiones con más y menos pobreza, siendo para todos los años La Araucanía y Magallanes, respectivamente. Destacando esta última región dentro del grupo con mayor disminución de la pobreza entre 2009-2015, siguiendo muy de cerca a la región de Aysén, la cual con un 51,5% es la que ha obtenido el mejor progreso. La menor evolución, muy por debajo del promedio nacional, se observa en Arica y Parinacota y en la región de O'Higgins (Ver Anexo C).

GRAFICO 5

PERSONAS EN SITUACION DE POBREZA Y POBREZA MULTIDIMENSIONAL
(CON ENTORNO Y REDES) 2015



Fuente: Elaboración propia en base a Ministerio de Desarrollo Social (2015c).

3.2. Evolución de la Desigualdad del Ingreso en Chile

Los buenos indicadores a nivel de crecimiento económico de las últimas décadas en Chile, no han podido mitigar la persistente desigualdad del ingreso. Anteriormente, Soto y Torche (2004) concluyen lo mismo, demostrando que, entre 1975 y 2000, el PIB

per cápita chileno creció un 5% al año, sin embargo, las regiones no se beneficiaron de igual forma. La pobreza cayó significativamente en todas ellas, pero la desigualdad del ingreso se mantuvo constante. Por lo tanto, estudiar solo el comportamiento nacional no es un análisis completo, ya que oculta cambios significativos a nivel regional. Conocer la dinámica de desigualdad regional será un punto importante en el diseño de políticas públicas y estrategias de desarrollo diferenciadas, muy necesarias en un país con regiones tan heterogéneas como Chile.

Agostini y Brown (2007; 2010) realizaron un estudio a nivel desagregado de las desigualdades chilenas, logrando obtener un índice de Gini comunal¹¹. Los resultados confirmaron la mencionada heterogeneidad del territorio chileno, obteniendo Ginis que van de 0,41 a 0,63. Asimismo, se expone que las regiones del sur, así como la Metropolitana, tienden a tener comunas con mayor nivel de desigualdad del ingreso (similares resultados obtuvieron Ramírez *et al.* [2009] en su estudio comunal).

En el período 1990 y 2013, la desigualdad del ingreso en Chile¹², medida a través del índice de Gini, evolucionó de una forma similar a una U invertida (ver Gráfico 6), crece a partir de 1992 para luego descender desde 2003 y de manera constante desde 2009. Bajo la metodología tradicional Chile pasó de un índice de Gini de 0,57 en 1990 a 0,53 en 2013. La nueva metodología¹³ da como resultado un índice menor, posiblemente porque las familias más vulnerables suelen ser más numerosas, luego al evaluar la distribución del ingreso total de los hogares, es esperable que sea más igualitario que al medirlo a nivel per cápita. A pesar de esta diferencia, se observa el mismo comportamiento a la baja. En los últimos años la reducción de la desigualdad ha sido mínima, llegando a ser el índice de 0,495 en 2015.

Otro indicador de desigualdad es el índice 10/10, que expresa el ingreso del 10% más rico en función del 10% más pobre de la población. Para ello, la Tabla 2 presenta el promedio del ingreso autónomo del hogar (ver definición en Anexo E) por deciles, de acuerdo a la Encuesta CASEN de 2015. Los resultados denotan grandes inequidades del ingreso promedio. Observando los extremos se evidencia que el 10% de los hogares de mayores ingresos son 27,2 veces más ricos que el decil de menores ingresos. El resultado es aún más abismante si consideramos los ingresos autónomos per cápita del hogar, donde la razón 10/10 aumenta a 45,1. Lo anterior no es de extrañar, ya que como se señaló en la Sección 2, Chile es el segundo país más desigual de entre los países miembros de la OCDE.

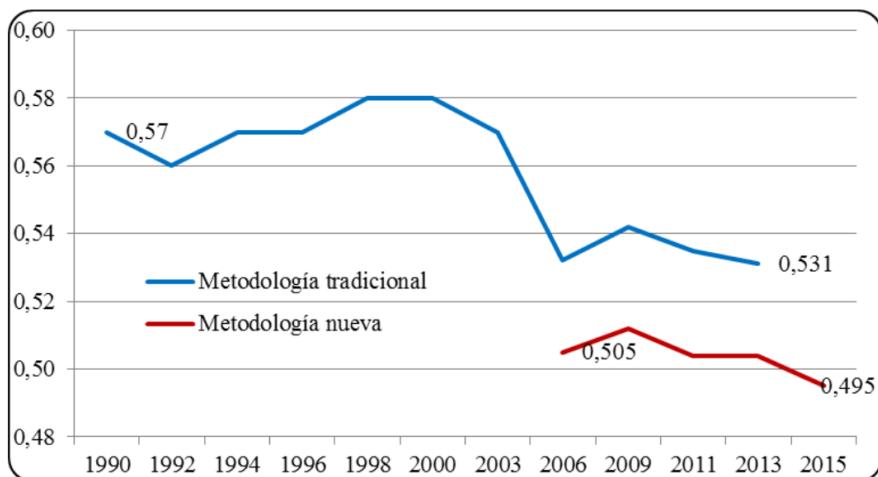
¹¹ Utilizan dos bases de datos, la Encuesta Nacional de Caracterización Socioeconómica (Casen) de 2003 y el Censo de Población y Vivienda de 2002.

¹² Los cambios metodológicos de la Encuesta CASEN aplicados a partir del año 2013 tuvieron también un impacto en el cálculo de los indicadores de desigualdad de ingresos. La nueva metodología se aplicó a bases de datos solo desde el año 2006. Para entender la evolución de la desigualdad a largo plazo, se expondrán también los resultados del índice de Gini bajo la metodología tradicional.

¹³ En ambas metodologías se utiliza el ingreso autónomo para el cálculo del índice de Gini. La nueva metodología, a diferencia de la anterior utiliza el hogar como unidad de análisis (no las personas) y se dejan de considerar los individuos que no reportan ingreso alguno.

GRAFICO 6

EVOLUCION INDICE DE GINI EN CHILE



Fuente: Elaboración propia en base a Ministerio de Desarrollo Social (2015a, 2016b).

TABLA 2

INGRESO AUTONOMO MEDIO PER CAPITA Y DEL HOGAR,
POR DECILES (CLP), CHILE 2015

Decil	Ingreso autónomo del hogar	Veces el primer decil	Ingreso per cápita aut. del hogar	Veces el primer decil
1	105.179	1	27.550	1
2	281.059	2,7	73.638	2,7
3	375.933	3,6	102.405	3,7
4	456.074	4,3	130.552	4,7
5	553.829	5,3	161.758	5,9
6	652.968	6,2	199.032	7,2
7	776.195	7,4	249.767	9,1
8	970.015	9,2	326.378	11,8
9	1.281.418	12,2	476.613	17,3
10	2.865.760	27,2	1.241.962	45,1

Fuente: Elaboración propia en base a Ministerio de Desarrollo Social (2016b).

A través de los años, al igual que lo ilustrado por la evolución del Gini, la razón 10/10 muestra un aumento de las disparidades en el año 2009, donde el 10% más rico llega a distanciarse 38,8 veces del ingreso medio del 10% más pobre, para luego descender paulatinamente. El ratio fue de 27,6; 29,8; 29,1 y 27,2 para 2009, 2011, 2013 y 2015 respectivamente (calculado por Ministerio de Desarrollo Social [2016b], bajo la nueva metodología).

Del mismo modo, se calcula el ratio 10/10 para cada una de las regiones de Chile. En los informes del Ministerio de Desarrollo Social se suele calcular este ratio utilizando el promedio del ingreso autónomo total del hogar; otros estudios utilizan el ingreso autónomo de las personas, con el objeto de medir la desigualdad proveniente del mercado. Sin embargo, en este estudio se ha optado por utilizar el ingreso autónomo de los hogares, por ser la metodología que seguirá utilizando la CASEN, al considerarse más realista respecto de la situación social de las familias chilenas y por ser de gran utilidad para la aplicación de la política pública.

La Tabla 3 presenta los valores para el año 2015, exponiendo los montos del primer y último decil, así como el ratio 10/10, ordenado de forma descendente de

TABLA 3

DECILES E INDICE 10/10 REGIONES DE CHILE, AÑO 2015

Región	Primer decil	Ultimo decil	Indice 10/10
La Araucanía	50.042	2.243.071	44,8
Los Ríos	84.276	2.524.631	30
Los Lagos	77.905	2.082.140	26,7
Biobío	82.674	2.196.896	26,6
Maule	98.152	2.108.495	21,5
Magallanes	161.199	3.323.768	20,6
Aysén	131.556	2.663.647	20,2
RM	216.634	4.306.086	19,9
O'Higgins	129.971	2.379.143	18,3
Coquimbo	134.954	2.316.379	17,2
Tarapacá	255.970	4.139.002	16,2
Valparaíso	167.604	2.491.731	14,9
Atacama	187.331	2.774.205	14,8
Antofagasta	250.420	3.631.412	14,5
Arica y Parinacota	184.834	2.234.749	12,1

Fuente: Elaboración propia en base a CASEN 2015.

acuerdo a este último resultado. Bajo este concepto se marcan aún más las diferencias norte-sur, ya que las regiones más desiguales son La Araucanía, Los Ríos y Los Lagos (regiones del sur), mientras que las regiones mejor posicionadas son Arica y Parinacota, Antofagasta y Atacama (regiones del norte). Cabe mencionar que los altos resultados del ratio 10/10 de las regiones sureñas se deben principalmente a los bajos ingresos provenientes del primer decil. Mientras un hogar, dentro del 10% más pobre, en la Araucanía puede recibir una media de 50.042 pesos chilenos, en la Región Metropolitana este monto se cuadriplica.

Al realizar el mismo ejercicio pero considerando el 20% de los hogares con mayores y menores ingresos, el ratio es claramente menor. Sin embargo, el escenario no cambia demasiado al jerarquizar el territorio, al menos no para las regiones mejor y peor catalogadas anteriormente. El Gráfico 7 demuestra nuevamente que La Araucanía y Los Ríos son los territorios más desiguales, seguida del Biobío y la Región Metropolitana, la cual sube al puesto número cuatro. Por su lado, con menor desigualdad destacan las regiones de Arica y Parinacota, Atacama y Antofagasta (las misma regiones destacadas en el ratio 10/10, pero en un orden diferente).

A nivel territorial, la Tabla 4 presenta el índice de Gini por regiones calculado por Ministerio de Desarrollo Social, ex-MIDEPLAN, utilizando la metodología tradicional (aplicado a 13 regiones), es decir, medido por personas y no por hogares. La información está ordenada de forma descendente de acuerdo a la mayor disminución de su nivel de desigualdad (1990-2011). Se observa que La Araucanía cada año encabeza la lista de las regiones más desiguales, a excepción del año 1990, donde ocupa el segundo lugar después de la región del Maule. En el año 2006, La Araucanía comparte el primer puesto con la Región Metropolitana. Cabe destacar, que lamentablemente, estas dos regiones son las que menos han disminuido las desigualdades de ingreso en el período 1990-2011, junto con la región de Aysén, la cual en el período de 21 años analizado, aumentó su desigualdad en casi un 2%. Las regiones con menor desigualdad varían un poco cada año, sin embargo, algunas de ellas se repiten en el tiempo, como son algunas regiones del norte del país (Atacama y Antofagasta). La mayor disminución en el tiempo se percibe en la región del Maule (20%), seguida de Coquimbo (16,4%) y O'Higgins (15,7%).

En este estudio, se calcula y compara el índice de Gini regional 2013 y 2015 (para las 15 regiones). Para ello se opta por utilizar la metodología recomendada por Medina (2001) y utilizada también, por el Ministerio de Desarrollo Social. En este caso particular se trabaja con datos agrupados para el cálculo del Gini. Se analizaron los ingresos per cápita autónomos (siguiendo la metodología tradicional) y los ingresos autónomos del hogar (siguiendo la metodología nueva) en base a los deciles autónomos per cápita regionales, aportados por las bases de datos CASEN 2013 y 2015. La fórmula utilizada es la siguiente:

$$GINI = \frac{1}{2n^2\bar{y}} * \sum_{j=1}^n \sum_{i=1}^n |y_i - y_j| \quad (1)$$

Donde:

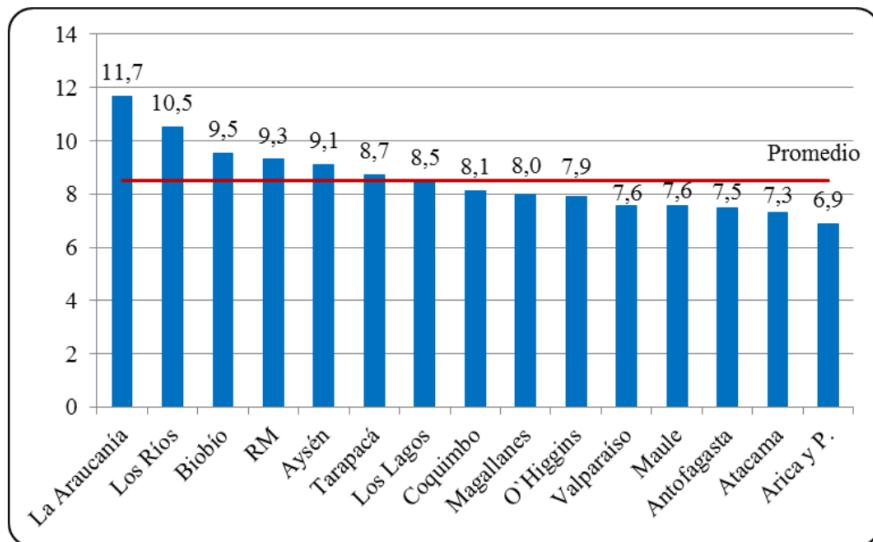
n = número de grupos o deciles

\bar{y} = ingreso promedio (por persona) en el conjunto de la población

y_s = ingreso promedio (por persona) en el decil s

GRAFICO 7

INDICE 20/20 REGIONES DE CHILE AÑO 2015



Fuente: Elaboración propia datos CASEN 2015.

TABLA 4

INDICE DE GINI METODOLOGIA TRADICIONAL 1990-2011

Región	1990	2000	2006	2009	2011	Variación 1990-2011
Maule	0,60	0,58	0,52	0,54	0,48	-20,00
Coquimbo	0,55	0,55	0,51	0,48	0,46	-16,36
O'Higgins	0,51	0,51	0,49	0,47	0,43	-15,69
Tarapacá	0,55	0,52	0,47	0,44	0,48	-13,64
Atacama	0,54	0,47	0,47	0,46	0,48	-11,11
Antofagasta	0,52	0,52	0,46	0,42	0,47	-9,62
Los Lagos	0,58	0,53	0,52	0,52	0,53	-8,62
Biobío	0,58	0,60	0,53	0,51	0,54	-6,90
Valparaíso	0,53	0,50	0,49	0,49	0,50	-5,66
Magallanes	0,53	0,57	0,50	0,51	0,51	-3,77
La Araucanía	0,59	0,61	0,55	0,58	0,57	-3,39
RM	0,56	0,57	0,55	0,57	0,55	-1,79
Aysén	0,52	0,53	0,46	0,57	0,53	1,92

Fuente: Elaboración propia en base a Arredondo (nd); Ministerio de Desarrollo Social (2018).

Los resultados se exponen en la Tabla 5. Con la nueva metodología, se aprecia que en ambos años se repiten tanto las regiones más desiguales como aquellas con menor nivel de inequidad. Siguiendo la tendencia de los años anteriores, La Araucanía y la Región Metropolitana ocupan el primer y segundo lugar, con un índice de Gini de 0,444 y 0,434 respectivamente en 2015 y de 0,453 y 0,452 en 2013. Las regiones con menor desigualdad por ingreso en ambos períodos son Arica y Parinacota y Atacama (intercambiando de lugar entre un período y otro). Sin embargo, las regiones que han logrado reducir más sus niveles de desigualdad en el último período son las regiones de Los Lagos y Valparaíso, y en tercer lugar la Región Metropolitana, con un menor 4,01%. Utilizando esta metodología de cálculo de datos agrupados, el índice de Gini para el país es de 0,445 en 2013 y 0,432 en 2015. Bajo este concepto, solo las dos regiones más desiguales estarían sobre el promedio nacional en ambos años. Al considerar los ingresos autónomos per cápita, observamos algunas diferencias, principalmente en la variación del Gini. Se aprecia que bajo esta metodología la disminución promedio es menor que bajo la nueva metodología, sin embargo, el comportamiento en ambos casos es similar.

TABLA 5

INDICE DE GINI REGIONES DE CHILE 2013 Y 2015

Ingreso Per Cápita Autónomo					Ingreso Autónomo del Hogar		
Regiones (de norte a sur)	Gini 2013	Gini 2015	Variación (%) 2013-2015	Regiones (de norte a sur)	Gini 2013	Gini 2015	Variación (%) 2013-2015
Arica y Parinacota	0,446	0,440	-1,31	Arica y Parinacota	0,362	0,362	-0,08
Tarapacá	0,456	0,525	15,07	Tarapacá	0,394	0,419	6,33
Antofagasta	0,465	0,442	-5,02	Antofagasta	0,385	0,371	-3,61
Atacama	0,442	0,440	-0,55	Atacama	0,354	0,367	3,61
Coquimbo	0,444	0,453	2,22	Coquimbo	0,381	0,384	0,58
Valparaíso	0,478	0,460	-3,75	Valparaíso	0,411	0,381	-7,33
RM	0,523	0,507	-3,05	RM	0,452	0,434	-4,01
O'Higgins	0,437	0,447	2,46	O'Higgins	0,372	0,385	3,57
Maula	0,455	0,448	-1,51	Maula	0,391	0,392	0,18
BioBio	0,465	0,474	2,08	BioBio	0,402	0,418	3,88
La Araucanía	0,497	0,502	1,02	La Araucanía	0,453	0,444	-1,90
Los Ríos	0,494	0,506	2,28	Los Ríos	0,441	0,430	-2,59
Los Lagos	0,500	0,470	-6,16	Los Lagos	0,444	0,398	-10,51
Aysén	0,502	0,472	-5,99	Aysén	0,428	0,411	-3,85
Magallanes	0,448	0,456	1,76	Magallanes	0,383	0,395	3,17
CHILE	0,511	0,499	-2,41	CHILE	0,445	0,432	-2,92

* La variación % del Gini considera todos los decimales, pudiendo observarse diferencias al realizar el cálculo directamente con los datos de la tabla.

Fuente: Elaboración propia datos CASEN 2013 y 2015

Mientras que a nivel nacional no hay un gran cambio en la desigualdad en el último período, Tarapacá incrementó su desigualdad en más de un 6%, y por su parte Los Lagos la redujo en casi un 11% (metodología nueva). Estas diferencias son de gran relevancia para la política pública y de acuerdo con Contreras (1999), también para el proceso de descentralización. El autor argumenta que dentro de las posibles causas de las diferencias regionales en el Gini, está que las regiones crecen a ritmos distintos, además concentran sus actividades productivas en diferentes sectores de la economía. Las diferencias productivas tienen un efecto sobre los niveles de ingreso y su variación. Además, las regiones están expuestas a fluctuaciones económicas y naturales diferentes.

4. INDICADORES DE DESARROLLO Y DESIGUALDAD SOCIAL

La desigualdad de ingreso está estrechamente relacionada con la desigualdad social. Mayores ingresos son consecuentes con mejores oportunidades de acceso a un sistema educacional y de salud de calidad¹⁴. Una persona de mayores ingresos irá a mejores escuelas, podrá asistir a clases particulares y extracurriculares, tendrá mejor asistencia dental, podrá ir a mejores centros médicos e incluso tomar mejores medicinas, que una persona pobre. Por tanto, peores condiciones sociales pueden aumentar las brechas entre ricos y pobres.

El desarrollo económico pone en contexto la calidad de vida de las personas. Ya se estudió uno de sus componentes, el ingreso, por tanto, en esta sección se estudiarán otros dos, la educación y la salud. En este apartado se examina el desarrollo económico del país, evaluado a través de índices de desarrollo humano (PNUD) y el índice de desarrollo regional (Vial, 2017) y a continuación se evalúa la desigualdad social en dos aspectos muy controversiales actualmente en el país, educación y salud. Ambos temas generan constantes polémicas, protestas y levantamientos por parte de la sociedad, la cual siente la desigualdad y busca que el Gobierno doble sus esfuerzos para satisfacer estas necesidades básicas, de una manera eficiente y que beneficie a toda la población y no solo a unos pocos. Los datos educacionales comparativos por país se obtienen de Barro y Lee (2010) y PNUD (2015). Los datos regionales, como años de escolaridad promedio y analfabetismo, se obtienen a partir de la Encuesta CASEN.

4.1. Indices de Desarrollo

El crecimiento económico es una condición necesaria para el desarrollo, sin embargo, no suficiente. En el libro de March (2013) se cita a Sunkel & Paz (1986),

¹⁴ En Chile, el sistema público de educación, sobre todo educación básica y media, debe mejorar en calidad para ser competitivo con el sector privado. Por su parte, el sistema de salud presenta problemas, principalmente, por la falta de atención.

quienes definen desarrollo como un proceso de cambio social, cuyo objetivo es igualar las oportunidades sociales, económicas y políticas, refiriéndose a un nivel nacional y a las sociedades que alcanzan mayores niveles de bienestar. En este mismo libro se hace referencia a Furtado (1983) quien considera que el desarrollo tiene tres dimensiones, “(1) la del incremento de la eficacia del sistema social de producción, (2) la de la satisfacción de las necesidades elementales de la población y (3) la de la consecución de objetivos oportuna a los que aspiran los grupos dominantes de una sociedad y que compiten en la utilización de recursos escasos” (pp. 20). Todaro y Smith (2012) por su lado, adopta la definición desarrollada por Amartya Sen¹⁵, donde se relacionan el proceso de desarrollo con la calidad de vida y con la capacidad de las personas de elevar su estatus, adicionando los conceptos de autoestima y libertad. En este último sentido, el Programa para las Naciones Unidas y el Desarrollo (PNUD) en 2016, hace referencia a las libertades humanas como “la libertad de desarrollar todo el potencial de cada vida humana –no solo el de unas pocas ni tampoco el de la mayoría, sino el de todas las vidas de cada rincón del planeta– ahora y en el futuro” (pp. 30).

Si bien el crecimiento es un fenómeno relativo al mercado y al aumento del PIB, como se ha mencionado, el desarrollo suma a esto el bienestar social, el cual se observa en la calidad de vida de la población, en el desarrollo de competitividad y capital humano, en la mayor calidad y acceso a educación y salud, entre otros factores. En esta oportunidad se estudiaran el índice de desarrollo humano (IDH) y el índice de desarrollo regional (IDERE).

El PNUD, cada año, desde 1990, presenta un informe sobre desarrollo humano, donde se analizan importantes temas, tendencias y políticas sobre desarrollo. No se puede negar que durante el último cuarto de siglo a nivel mundial ha habido un importante progreso en muchos ámbitos del desarrollo humano. La esperanza de vida es mayor; hay más personas que se escapan de la línea de la pobreza y la pobreza extrema; menos personas afectadas por la malnutrición, entre otros. Si bien es claro que estos avances han mejorado la calidad de vida de las personas, se debe asumir que no en la misma proporción e incluso ha dejado mucha gente marginada de este gran avance (PNUD, 2016). Es por lo anterior que el último informe del PNUD está dedicado a este tema “desarrollo humano para todos”, considerando, igualmente, que en 2015 los dirigentes nacionales se comprometieron a “no dejar a nadie atrás”, compromiso que dejaron plasmado en la Agenda 2030.

Considerando el IDH se realiza un ranking y se clasifica a los países como naciones con bajo, medio, alto o muy alto nivel de desarrollo humano. El IDH mide el promedio de los avances de un país en tres dimensiones básicas (con igual ponderación): una vida larga y saludable, medida por la esperanza de vida al nacer; la educación, medida por la tasa de alfabetización de adultos (con una ponderación de dos tercios) y la tasa bruta combinada de matrículación en escuelas primarias,

¹⁵ Puede ver Sen (2000), en *El desarrollo como libertad*.

secundarias y terciarias (con una ponderación de un tercio) y un nivel de vida digno, medido por el PIB per cápita en términos de paridad del poder adquisitivo (PPA) en dólares estadounidenses (PNUD, 2017).

En el informe del PNUD (2016)¹⁶, se observa que Chile está dentro de los países con un nivel muy alto de desarrollo humano, ubicándose en el puesto número 38, bajo Lituania y sobre Arabia Saudita, con una expectativa de vida promedio de 82 años, y una media de años de escolarización de 9,9 (de los 16,3 años esperados para el país). Dentro de esta categoría los únicos países latinoamericanos representados son Chile y Argentina en el puesto 45 (con valores de 0,847 y 0,827 respectivamente, siendo el promedio de América Latina y el Caribe de 0,751). Sin embargo, Chile retrocede 12 puestos si se considera la desigualdad¹⁷, quedando al nivel de países como Rumanía, Kuwait o Rusia. Los primeros puestos son ocupados por Noruega, Australia y Suiza, mientras que en los peores lugares están la República Centroafricana, Nigeria y Chad, con niveles de desarrollo humano muy bajo.

A nivel de territorio chileno¹⁸, resulta interesante evaluar el IDH por regiones, lamentablemente, estos datos solo se encuentran disponibles para el año 2003 gracias al PNUD y Mideplan (2005). En la Tabla 6 se puede apreciar que para el año 2003 los IDH más bajos correspondían a las regiones del Maule y La Araucanía, con un valor de 0,675 y 0,679 respectivamente. Resultados que actualmente podríamos comparar con los obtenidos por Bolivia y el Salvador, países con un nivel de desarrollo humano medio. Por su parte, las regiones con mayor desarrollo humano, como era de esperar, fueron la Región Metropolitana y la región de Magallanes, con resultados comparables actualmente con México y Santa Lucía respectivamente, países con alto nivel de desarrollo humano. Respecto del año 1994 las regiones que mejoran son Magallanes, Aysén, Coquimbo y Antofagasta. Por su lado, mantienen su posición relativa, las regiones Metropolitana, de Los Lagos, de La Araucanía, del Biobío y del Maule. Mientras que bajan de posición relativa las regiones de Tarapacá (aunque continúa dentro de las con mayores logros de desarrollo humano), Atacama, O'Higgins y Valparaíso. Cabe mencionar que para 2003, solo cuatro regiones están sobre el promedio país.

Ante la escasez de datos actualizados del IDH por regiones, es que se recurre al índice de desarrollo regional (IDERE). Esta herramienta mide el desarrollo a nivel territorial desde un punto de vista multidimensional, se calcula a través de la media geométrica de índices normalizados que van de cero a uno, donde cero representa el nivel mínimo de desarrollo y uno el máximo (Vial, 2016). Las dimensiones

¹⁶ Reporte 2016 utiliza los datos del año 2015

¹⁷ El IDH-D considera las mismas tres dimensiones del IDH, pero considerando cómo se distribuyen los logros a lo largo de la población, penalizando el valor promedio para cada dimensión en función de lo desigual que sea. Si los países se encontraran en una situación ideal de perfecta igualdad, ambos indicadores coincidirían. Mientras mayor desigualdad, el IDH-D se ubicará más por debajo del IDH, siendo este el caso de Chile.

¹⁸ Tarapacá lo conformaban las actuales regiones de Arica y Parinacota y Tarapacá. La región de Los Lagos la conformaban las actuales regiones de Los Ríos y Los Lagos.

consideradas por el IDERE son seis: *educación, salud, bienestar económico, actividad económica, conectividad y seguridad*. A partir del año 2017 se incorpora la variable *medio ambiente y sustentabilidad*¹⁹.

TABLA 6
VALOR IDH REGIONAL 1994-2003

Regiones (de norte a sur)	IDH 1994	IDH 2003	Ranking regional IDH 1994	Ranking regional IDH 2003	% Reducción distancia de la meta ideal de IDH 1994-2003
Tarapacá	0,700	0,731	2	3	10,2
Antofagasta	0,666	0,729	5	4	18,9
Atacama	0,657	0,716	6	7	17,1
Coquimbo	0,646	0,717	7	6	20,2
Valparaíso	0,667	0,719	4	5	15,6
RM	0,700	0,760	1	1	19,8
O'Higgins	0,627	0,689	8	9	16,7
Maule	0,595	0,675	13	13	19,7
Bío-Bío	0,608	0,686	10	10	20
Araucanía	0,595	0,679	12	12	20,6
Los Lagos	0,598	0,681	11	11	20,7
Aysén	0,623	0,711	9	8	23,3
Magallanes	0,684	0,733	3	2	15,4
País	0,659	0,725			19,3

Fuente: Transcrita de PNUD y Mideplan (2005).

La Tabla 7 muestra, por una parte, la evolución de este índice considerando solo las seis dimensiones originales, lo que permite hacer una correcta comparación en el tiempo, y a continuación, expone los resultados 2017 al incorporar la variable de *medio ambiente y sustentabilidad*. Los resultados 2017 (seis dimensiones) muestran que las regiones con mayor IDERE son La Metropolitana y Magallanes, mientras que los peores resultados los presenta La Araucanía y el Maule, sin embargo, son de las regiones con mayor progreso durante el período evaluado. Al parecer se cumple el principio de convergencia, ya que algunas de las regiones con menor índice, son de las que más mejoran, mientras que las de mayor desarrollo tienen un progreso más lento (Metropolitana, Antofagasta, Valparaíso y Magallanes). La excepción a este

¹⁹ Para ver las variables que componen las distintas dimensiones, revisar el informe de Vial (2017).

comportamiento ha sido Arica y Parinacota, que a pesar de su relativamente bajo IDERE, ha experimentado menor evolución en el período analizado.

La incorporación de la dimensión *sustentabilidad y medio ambiente* produjo que el IDERE disminuyera en todas las regiones (Tabla 7). La región de Magallanes fue la menos afectada tras la incorporación de la nueva dimensión, con un IDERE que solo descendió un 1,86%. A diferencia de las regiones Metropolitana y Antofagasta, con descensos de 7,47% y 7,45% respectivamente, que fueron las más afectadas. Pese a esta generalizada incidencia a la baja, la nueva dimensión no generó grandes cambios en las posiciones regionales del IDERE global. La dimensión *sustentabilidad y medio ambiente* es de gran relevancia para el crecimiento económico sostenible. Es lamentable que no se tengan datos históricos respecto a la inversión pública en el área medioambiental, sin embargo, contamos con los datos de los últimos años, los cuales develan que en 2015 la inversión ascendió a más de 27 mil millones de pesos. A nivel regional las regiones con mayor presupuesto medioambiental ejecutado fueron La Araucanía, Biobío y Aysén, tres regiones del sur del país.

TABLA 7

EVOLUCION IDERE 2010-2017

Regiones (de norte a sur)	2010	2016	2017	Posición	Evolución 2010-2017	2017 (con 7 dimensiones)	Posición
Arica y Parinacota	0,437	0,509	0,498	11	13,96%	0,470	12
Tarapacá	0,430	0,549	0,563	5	30,93%	0,529	5
Antofagasta	0,485	0,583	0,591	3	21,86%	0,547	4
Atacama	0,402	0,501	0,507	9	26,12%	0,494	8
Coquimbo	0,395	0,491	0,504	10	27,59%	0,482	10
Valparaíso	0,474	0,578	0,591	4	24,68%	0,559	3
RM	0,550	0,627	0,629	1	14,36%	0,582	1
O'Higgins	0,402	0,495	0,498	12	23,88%	0,479	11
Maule	0,361	0,468	0,480	14	32,96%	0,456	14
Bío-Bío	0,378	0,503	0,518	7	37,04%	0,498	6
Araucanía	0,294	0,424	0,440	15	49,66%	0,418	15
Los Ríos	0,371	0,504	0,525	6	41,51%	0,497	7
Los Lagos	0,386	0,499	0,514	8	33,16%	0,489	9
Aysén	0,388	0,475	0,488	13	25,77%	0,465	13
Magallanes	0,477	0,582	0,592	2	24,11%	0,581	2

Fuente: Elaboración propia en base a Vial (2017).

En su informe 2017, Vial concluye que las dimensiones que muestran mayores diferencias o brechas a nivel interregional son las de *bienestar económico, conectividad y seguridad*. Igualmente este informe divide a las regiones en tres niveles relativos de desarrollo, que son: nivel de desarrollo relativo mayor, intermedio y menor. De acuerdo con los últimos resultados, solamente la región de La Araucanía se encontraría en el nivel menor; nueve regiones en el nivel intermedio y cinco en el nivel mayor (Región Metropolitana, Magallanes, Valparaíso, Antofagasta y Tarapacá). Espacialmente esto se traduce en que la mayor concentración de desarrollo se da en el norte y centro del país, tendiendo a bajar a medida que se va hacia el sur de Chile (exceptuando Magallanes en el extremo sur).

4.2. Desigualdad en Educación

“En Chile, en el ámbito educacional, las oportunidades que se tienen en la infancia parecen tener profundos efectos, casi determinantes, sobre las oportunidades futuras de una misma persona” (Senado de la Nación, 2012, pp. 74). Esta frase refleja una sensible conclusión a la que llega el estudio *Retrato de la desigualdad en Chile* y es que, en todo nivel educativo, las desventajas de origen socioeconómico de los chilenos, marcan el acceso, la trayectoria y los resultados de su educación. Es decir, que el éxito o fracaso escolar, está fuertemente determinado por los orígenes de las personas, marcando una desigualdad desde los inicios. Como se mencionó al comienzo de la sección, familias más ricas tienen acceso a mejores colegios, actividades extracurriculares, posibilidad de aprender idiomas con profesores particulares, participar de más actividades deportivas e incluso ampliar redes, todo aquello que le abrirá puertas para un futuro de mayores ingresos. Por su parte, familias pobres muchas veces deben decidir a qué hijo educar profesionalmente. Por tanto, las condiciones iniciales cumplen un rol importante para marcar las desigualdades futuras. Mejorar sustancialmente la oportunidad educacional en todas las regiones juega un rol esencial para disminuir las brechas que separan a los chilenos.

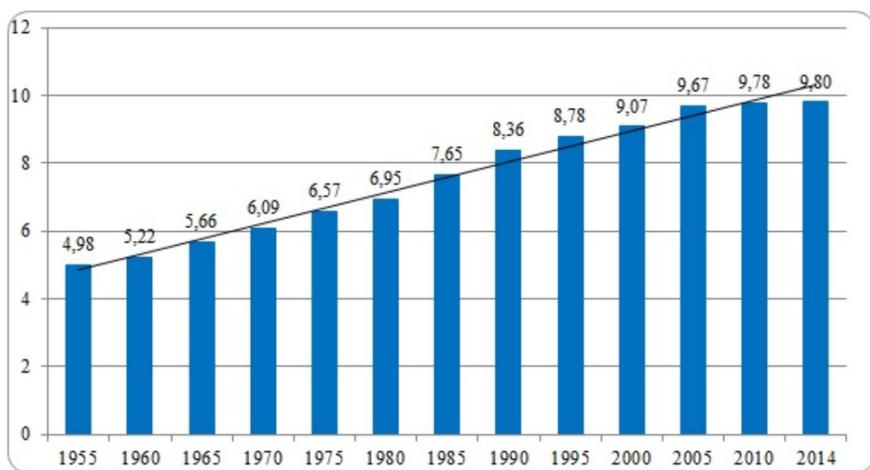
Los años de escolaridad promedio en Chile han tenido una favorable evolución en el tiempo. Se observa en el Gráfico 8 que en 1955, en promedio, los chilenos no alcanzaban a completar la enseñanza primaria (8 años), llegando a este nivel solo a partir de 1990. En 2014 el promedio fue de 9,8 años, por debajo de la educación obligatoria en el país (12 años) y de los años de escolaridad esperada de acuerdo con el PNUD (15,2 años para 2014). El país busca facilitar cada vez más el acceso a estudios superiores, de hecho la política pública pretende que a través de becas y créditos la educación esté al alcance de la población económicamente más vulnerable. Sin embargo, aún queda trabajo por hacer en este ámbito tan importante para la equidad.

De acuerdo con la Encuesta CASEN, los años de escolaridad promedio en Chile son superiores a los presentados anteriormente por Barro y Lee y el PNUD. A pesar de estas diferencias, son muy informativos y nos permiten hacer comparaciones entre los distintos territorios del país y su evolución en el tiempo. Acorde con la CASEN,

los años de escolaridad promedio del país son 11, con una leve diferencia por género, 11,2 años para los hombres y 10,9 en el caso de las mujeres. Esta diferencia, aunque pequeña, se ha mantenido en el tiempo y es el mismo comportamiento presentado por Barro y Lee (2010). Otros datos interesantes que nos entrega la CASEN en materia de educación, es la diferencia de escolaridad por lugar de nacimiento y pertenencia a una etnia. En Chile, en el año 2015, el promedio de escolaridad para una persona nacida en el país era de 11 años, y para un inmigrante (cuya madre residía en otro país al momento del nacimiento) de 12,5 años. Asimismo, hay una diferencia promedio de un año de escolaridad dependiendo de si pertenece o no a una etnia, siendo el promedio de 10,1 años para la población indígena y 11,1 para la no indígena.

GRAFICO 8

AÑOS DE ESCOLARIDAD PROMEDIO CHILE 1955-2014



Elaboración propia datos Barro y Lee (2010), PNUD (2015).

A continuación se expone una comparación entre las regiones de Chile. La Tabla 8 presenta una variación en el tiempo de los años promedio de escolaridad. Se puede apreciar que cada año la región del Maule es aquella con el menor nivel de escolaridad, compartiendo en 2015 este último lugar con la región de Los Lagos. Ambas regiones superaron la media de pobreza del país, ya sea por ingresos o multidimensional. De hecho el Maule está en el grupo de regiones que menos logró disminuir la pobreza multidimensional en el período 2009-2015, como se vio en la Subsección 3.1.

Por su lado, la Región Metropolitana, como no es de extrañar, ostenta los mejores resultados junto con regiones del norte como Antofagasta y Tarapacá. En 2015, seis de las 15 regiones superaban el promedio nacional calculado para ese año. Las regiones que más han mejorado su nivel de escolaridad promedio son Los Ríos, Aysén y Coquimbo, mientras que las regiones de menor avance han sido Atacama, la Región Metropolitana y Antofagasta. En general, las regiones con menores años de escolaridad al comienzo del período, son aquellas que han tendido a mejorar más este indicador.

TABLA 8

AÑOS DE ESCOLARIDAD PROMEDIO REGIONES DE CHILE

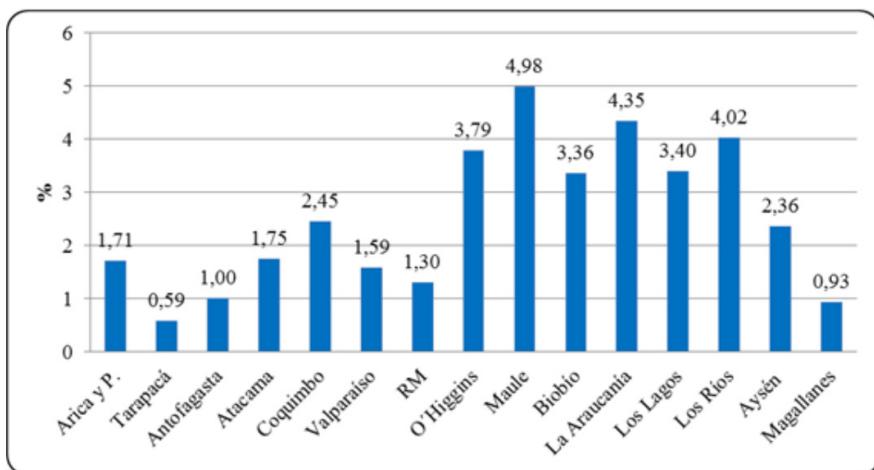
Regiones (de norte a sur)	2006	2009	2011	2013	2015	Variación 2006-2015 (años)
Arica y Parinacota	10,5	11,1	10,9	11,0	11,4	0,90
Tarapacá	10,4	10,7	10,9	11,2	11,5	1,10
Antofagasta	10,7	10,6	11,2	11,5	11,5	0,80
Atacama	10,3	10,3	10,2	10,5	10,9	0,60
Coquimbo	9,6	9,7	10,1	10,5	10,7	1,10
Valparaíso	10,3	10,6	10,8	11,1	11,3	1,00
RM	10,8	11,2	11,2	11,4	11,6	0,80
O'Higgins	9,2	9,5	9,7	10,1	10,2	1,00
Maule	9,0	9,0	9,1	9,3	9,8	0,80
Biobío	9,7	9,9	9,8	10,2	10,6	0,90
La Araucanía	9,2	9,1	9,3	9,8	10,0	0,80
Los Ríos	9,0	9,3	9,7	9,8	10,2	1,20
Los Lagos	9,1	9,1	9,3	9,6	9,8	0,70
Aysén	9,4	9,5	9,9	9,9	10,6	1,20
Magallanes	10,3	10,2	10,8	11,1	11,2	0,90
Nacional	10,1	10,4	10,5	10,8	11,0	0,90

Elaboración propia datos Ministerio de Desarrollo Social (2016a).

En Chile, el analfabetismo es cada vez menor (ver Gráfico 9), pasando de un 5,2% de la población de 15 años o más que no sabía leer ni escribir en 1990, a un 3,1% en 2015. En 1990 un 14,2% de la población rural era analfabeta y un 3,4% de la población urbana; asimismo, el 5,4% de las mujeres lo era, seguidas de cerca por un 4,9% de los hombres. Para 2015 se observa un buen progreso en las personas del área rural, ya que un menor 7,8% no sabe leer ni escribir, así como un 3% de las personas de la ciudad; este año, hay un 3,3% de mujeres analfabetas, seguidas muy de cerca por

un 3% de los hombres. A nivel regional, para el año 2015 se ven algunas diferencias importantes. Mientras en regiones como Tarapacá y Magallanes, el analfabetismo no alcanzó al 1% de la población, en Los Ríos, La Araucanía y el Maule, superó el 4%, develando una tarea pendiente en estas regiones, principalmente con su población rural. Para la mayoría de las regiones, hay un mayor porcentaje de mujeres analfabetas que de hombres, a excepción de las regiones de Tarapacá y O'Higgins.

GRAFICO 9
ANALFABETISMO POR REGIONES, 2015



Fuente: Elaboración propia datos CASEN 2015.

4.3. Desigualdad en Salud

Para terminar la Sección 4, se revisará la dinámica de distintas variables del área de la salud en Chile y sus regiones. La pobreza y la mala salud son fenómenos interrelacionados, de acuerdo con Wagstaff (2002) la pobreza provoca una salud deficiente por distintas carencias a las que se ven enfrentadas las personas más pobres y, a su vez, existe pérdida de ingresos cuando se cuenta con mala salud. Es decir, esta mala salud se traduce en que los pobres sigan siendo pobres. Por consiguiente la salud deficiente fomenta las desigualdades del ingreso.

Chile ha presentado gran progreso en las últimas décadas en lo referente a indicadores de salud, con cifras comparables con países desarrollados en cuanto a mortalidad infantil y general. Sin embargo, igual como pasa con el crecimiento, estos

logros no benefician a toda la población de la misma manera, existiendo diferencias a nivel regional. Este tipo de desigualdad suele crear malestar por parte de la ciudadanía y descontento hacia las autoridades públicas, a quienes se exige salud de calidad y para todos. Actualmente, en Chile el gasto total en salud representa el 7,2% de su PIB, por debajo del promedio de los países miembros de la OCDE, 9,3% (Instituto Nacional de Derechos Humanos, 2016), por lo que en materia de salud aún quedan muchos desafíos para el país y para la equidad en el territorio.

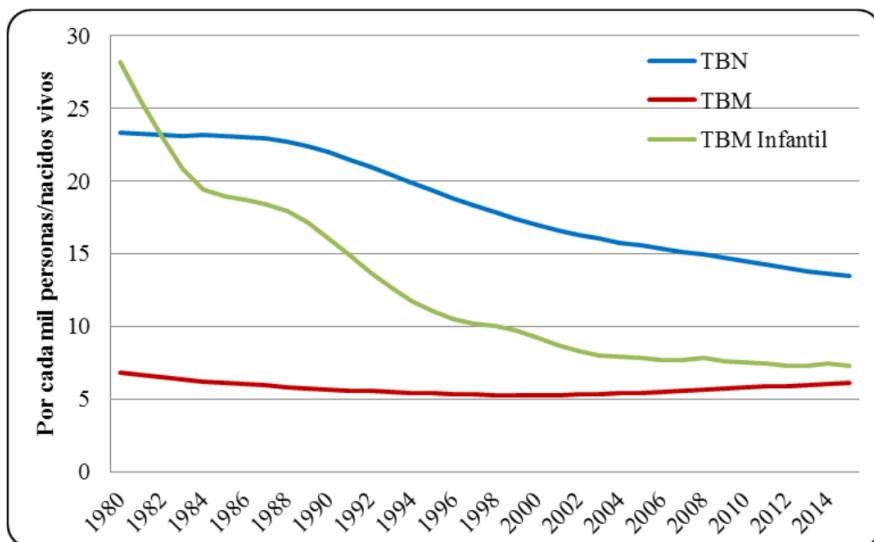
El país presenta un bajo índice de fertilidad de 1,8 nacimientos por mujer, cayendo por debajo de la tasa de reemplazo. Larrañaga y Herrera (2008) concluyen que en Chile, las tasas de fertilidad tienden a converger entre las mujeres de distintos estratos socioeconómicos, “mientras que a inicios de los sesenta la población de menor nivel socioeconómico tenía alrededor de 2,5 hijos más que la población de mayor nivel socioeconómico, a inicios de 2000 la brecha había disminuido a 1,0 hijo”. Las familias más pobres habitualmente tienen más hijos, por tanto deben distribuir sus ingresos entre un mayor número de personas, incrementando los niveles de desigualdad. Por tanto, la convergencia señalada por los autores, tendería a reducir la brecha entre ricos y pobres. El Gráfico 10 da a conocer el comportamiento de las tasas brutas de natalidad, mortalidad y mortalidad infantil en el período 1980-2015. Se observa un comportamiento consecuente con las características de la segunda transición demográfica descrita por Vera (2012), donde tanto natalidad como mortalidad han disminuido en el largo plazo, sobre todo la mortalidad infantil. Si la tendencia continúa es posible que ambas tasas converjan. La natalidad es la variable que ha tenido una variación más significativa, disminuyendo en un 42% respecto a 1980.

Es interesante ver como a partir del año 2001 la tasa de mortalidad comienza nuevamente a ascender. De acuerdo con la *teoría de la transición epidemiológica*, propuesta y desarrollada por Abdel Omran desde 1971, el aumento de la TBM ocurriría porque si bien disminuyen los fallecimientos por factores exógenos, como enfermedades infecciosas y parasitarias, aumenta el peso relativo de muertes causadas por accidentes y factores endógenos, principalmente aquellos derivados de patologías degenerativas propias del envejecimiento, por ende se desplaza la mortalidad y morbilidad desde los jóvenes a los grupos de mayor edad (Frenk *et al.*, 1991; Omran, 1998; Vera, 2012).

De acuerdo con los datos para 2015 del Banco Mundial, en Chile la esperanza de vida al nacer es de 79 años en promedio, siendo de 77 para los hombres y 81 en el caso de las mujeres, encontrándose sobre el promedio mundial (72 años, 70 para hombres y 74 para mujeres). A continuación se exponen las diferencias entre las regiones de Chile. Actualmente, en contraposición del año 1990, no existen grandes brechas entre la esperanza de vida de una u otra región, siendo esta de 2 años en 2015 y 5 años en 1990 (ver Gráfico 11). En 2015, Coquimbo y la Región Metropolitana lideran con casi 80 años en promedio, mientras que la menor esperanza de vida se observa en Antofagasta y la región de Los Lagos, con aproximadamente 78 años. Las mayores brechas se observan a nivel de género. En cada una de las regiones, en 2015, las diferencias van de los cuatro años (Arica y Parinacota) a los casi seis años de diferencia en Los Lagos, a favor de las mujeres.

GRAFICO 10

TASA BRUTA DE NATALIDAD (TBN), TASA BRUTA DE MORTALIDAD (TBM)
Y TASA BRUTA DE MORTALIDAD INFANTIL, CHILE 1990-2015



Fuente: Elaboración propia datos Banco Mundial.

A pesar de los buenos resultados expuestos y la pequeña diferencia promedio en la esperanza de vida, existen otras inequidades en el ámbito de la salud, como son el acceso al sistema de salud, los tiempos de espera hospitalarios y la cantidad de centros médicos o de profesionales de la salud disponibles por habitante, en cada una de las regiones.

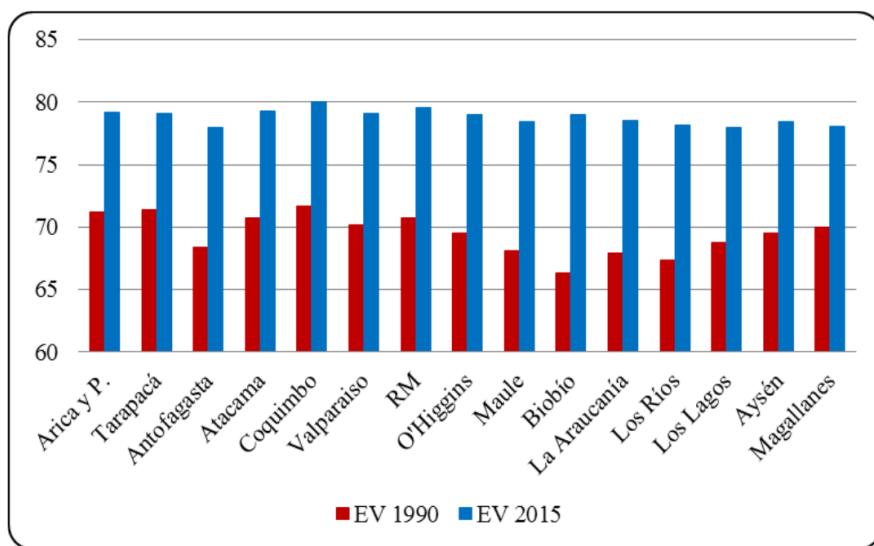
De acuerdo con el informe 2016 del Instituto Nacional de los Derechos Humanos (INDH), existen inequidades en salud en regiones principalmente en dos áreas: la escasez de médicos especialistas y las brechas en infraestructura. Acorde con el Ministerio de Salud (2017), en 2015, a nivel nacional, existían más de 20.800 médicos especialistas, encontrándose la mayoría en la Región Metropolitana, Valparaíso y la región del Biobío, que concentran un 61% de los especialistas²⁰ (ver Tabla 9). La mayor densidad de especialistas por cada 10.000 habitantes se observa en la Región Metropolitana y las zonas extremas de Magallanes y Aysén, mientras que las regiones

²⁰ Lo no informado corresponde a especialistas que se desempeñan exclusivamente en el sector privado y son un 19% del total.

del Maule, Atacama y Tarapacá tienen la menor densidad. Acorde con el informe del Instituto Nacional de Derechos Humanos (2016), el 62,1% de los especialistas se desenvuelven en el sector privado, mientras que el 80% de la población chilena se atiende en el sector público.

GRAFICO 11

ESPERANZA DE VIDA (EV) POR REGIONES 1990 Y 2015



Fuente: Elaboración propia datos INE Chile.

Si bien, mejorar la salud es el principal objetivo de un servicio de salud, no es el único. Se debe, por un lado, alcanzar el mejor nivel posible, es decir un sistema de calidad, y por el otro lado, este sistema debe ser equitativo, “en este sentido, un sistema de salud es bueno si responde bien a lo que la gente espera de él; y es equitativo si responde igualmente bien a todos, sin discriminación”(OMS, 2000. Citado en INDH, 2016, pp. 194).

TABLA 9

MEDICOS ESPECIALISTAS POR REGIONES DE CHILE 2015

Región habitual de trabajo	Total Médicos Especialistas Certificados	% Médicos Especialistas por Región	Especialistas por cada 10,000 Hab.
Arica y Parinacota	156	0,75	6,52
Tarapacá	160	0,77	4,75
Antofagasta	393	1,88	6,31
Atacama	144	0,69	4,61
Coquimbo	419	2,01	5,43
Valparaíso	1.383	6,62	7,57
RM	9.874	47,29	13,50
O'Higgins	493	2,36	5,37
Maule	477	2,28	4,57
Biobío	1.460	6,99	6,91
La Araucanía	786	3,76	7,94
Los Ríos	336	1,61	8,31
Los Lagos	643	3,08	7,64
Aysén	96	0,46	8,86
Magallanes	170	0,81	10,32
No informado	3.889	18,63	
Total Nacional	20.879	100	11,59

Fuente: Elaboración propia datos Ministerio de Salud (2017).

5. CONVERGENCIA DEL PIB PER CÁPITA Y DE LA DESIGUALDAD DEL INGRESO

Con los datos regionales obtenidos, se realiza un análisis de convergencia para comparar si los territorios más pobres, crecen más rápido que los más ricos. De acuerdo con Barro y Sala-i-Martin (2009), una de las formas de encontrar la velocidad de convergencia β , es trabajar con un conjunto de datos de territorios que converjan hacia un estado estacionario similar, lo cual es posible encontrar en datos regionales. Lo anterior, debido a que las regiones de un mismo país suelen tener acceso a similares tecnologías, una cultura similar, gustos y preferencias parecidos y además, destacan los autores, tienen un mismo Gobierno Central, compartiendo leyes e instituciones. A pesar que es claro que las regiones tienen sus diferencias entre sí, estas son menores a las que se encontrarían al comparar distintos países. “Esta relativa homogeneidad significa que es más probable que exista convergencia absoluta entre regiones de un mismo país que entre países” (Barro y Sala-i-Martin, 2009, pp. 468).

A través de los datos analizados en este acápite se puede demostrar que existe convergencia entre las regiones de Chile en términos del PIB per cápita. Se evaluó en

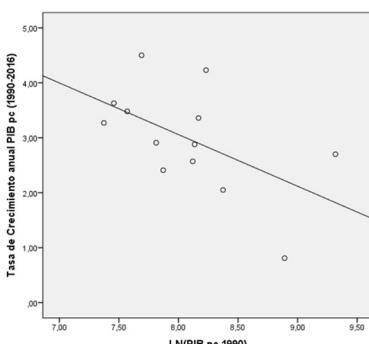
el largo plazo (1990-2016, con 13 regiones) y en el mediano plazo (2009-2016, con 15 regiones). Existe una correlación negativa entre el PIB per cápita inicial y la tasa de crecimiento anual promedio del PIB per cápita. El β es negativo y significativo en ambos períodos (coeficiente β de -0,940 y -2,234 respectivamente). Acorde a lo anterior, se concluye que las regiones más pobres inicialmente, tienden a crecer más rápido que las regiones inicialmente más ricas (Gráfico 12, a y b). Tendencia que se veía reflejada en las comparaciones regionales de los capítulos anteriores. Se observa mayor nivel de ajuste en el período 2009-2016.

Asimismo, se aplica la misma metodología, pero para estudiar la convergencia de la desigualdad del ingreso regional. Se analiza el *índice de Gini al inicio del período* frente a la *variación promedio anual del Gini*. Se observa una pendiente negativa en ambos períodos, demostrando que las regiones que son más desiguales al comienzo, han sido capaces de reducir en mayor cuantía sus niveles de desigualdad (Gráfico 13, a y b). En ambos períodos de tiempo el β es negativo y significativo al 95 y 99% respectivamente (siendo los β -4,256 y -24,851). En el mediano plazo, se ve un mayor nivel de ajuste, con un R^2 de 0,647. La región de La Araucanía, siendo la más desigual en el año 2009, no es la que más ha reducido sus niveles de desigualdad, pero se encuentra dentro de las tres mejores. Las tres regiones del norte, Tarapacá, Antofagasta y Atacama, efectivamente fueron las regiones que iniciaron con los índices de Gini más bajos, logrando menores reducciones de desigualdad en el tiempo.

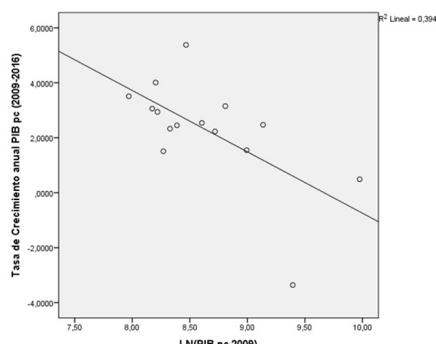
GRAFICO 12

ANALISIS DE CONVERGENCIA (ABSOLUTA)
EN RENTA PER CAPITA

(a)



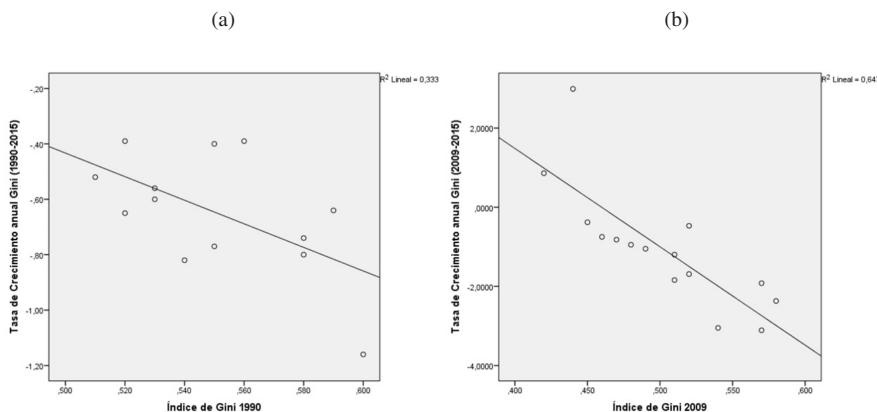
(b)



Fuente: Elaboración propia.

GRAFICO 13

ANÁLISIS DE CONVERGENCIA (ABSOLUTA) DE LA DESIGUALDAD



Fuente: Elaboración propia.

Este apartado concluye que, para los períodos estudiados, los territorios en peores condiciones iniciales (ya sea por ingreso o por desigualdad del ingreso), tienden a mejorar su condición respecto de los territorios más aventajados inicialmente. Aunque era de esperar que las regiones más pobres sean las que más rápido crezcan, no es obvio el comportamiento de la desigualdad. Si bien el índice de Gini converge, este sigue siendo alto y persistente.

Dicho lo anterior, es posible que las políticas redistributivas aún no sean desarrolladas con la eficacia que el país necesita para reducir más rápido las brechas económicas que le aquejan. De acuerdo con Donoso (2014), los gobiernos de la Concertación, principalmente desde la vuelta a la democracia, han tomado la inequidad como “espíritu de lucha”, por lo que se han implementado una serie de políticas redistributivas (tales como la reforma educativa y tributaria), sin embargo, acorde con el autor, los gobiernos han fallado en este objetivo. Además de los indicadores de desigualdad conocidos, recalca que la sociedad, actualmente, valida más la desigualdad que hace 30 años. Asimismo, la percepción de este autor es que las políticas redistributivas, más que abogar por una verdadera equidad, buscan beneficios adicionales, como la perpetuación del poder político-económico.

Por su lado, Sunkel e Infante (2009), atribuyen la persistente desigualdad a la permanencia de la asimetría y falta de vínculos estrechos entre los diferentes estratos de la economía. Enfatizan en que los sectores más dinámicos y productivos de la economía, que se concentran en pocas empresas y generan una baja proporción del empleo, coexisten con sectores más atrasados tecnológicamente, con menos acceso a

capital, mayor endeudamiento y menor productividad, donde se encuentra la mayoría de las empresas y que son responsables de más del 80% del empleo privado. Otros determinantes de la resistente desigualdad son “la concentración de la propiedad y el poder económico, el acceso diferenciado según los ingresos a la educación de calidad, la diferencia de remuneraciones en los empleos, la debilidad de los sindicatos, entre otros factores...” (Sunkel e Infante, 2009, pp. 89).

Dado que las cifras iniciales de desigualdad en Chile son muy altas, los avances han sido lentos y se necesitaría de un mayor esfuerzo por parte del Gobierno para someter todas aquellas fuerzas que amplifican las desigualdades.

6. CONCLUSIONES

La construcción de una amplia base de datos regional permitió dar una mirada a la dinámica de la desigualdad en Chile, retratando las diferencias regionales. En Chile existen grandes desigualdades entre sus regiones a nivel social y económico. La tabla del Anexo D resume los resultados de los indicadores evaluados en este trabajo, revelando la vulnerable posición de la región de La Araucanía, la peor catalogada en cada uno de los indicadores económicos y algunos sociales. A nivel de desarrollo económico, la Región Metropolitana logra los mejores resultados, mientras las regiones del sur del país, los peores, destacando nuevamente La Araucanía, única región catalogada con un *bajo nivel de desarrollo*, de acuerdo al IDERE.

Es lamentable ver que a nivel de desigualdad del ingreso, medido a través del índice de Gini, índice 10/10 o índice 20/20, las regiones del sur suelen encontrarse en una posición desfavorecida versus las regiones nortinas. Por su parte, la Región Metropolitana, tiene el segundo mayor índice de Gini del país, posición casi invariante a lo largo del período estudiado. Se observa que las regiones más desiguales, son igualmente aquellas con menor PIB per cápita y menores índices de desarrollo.

Es evidente que el PIB per cápita chileno ha crecido a nivel agregado y nacional. Se comprobó la existencia de convergencia absoluta en términos de PIB per cápita y desigualdad del ingreso. Las regiones más pobres tienden a crecer más, en promedio, que aquellas más ricas. De igual forma, las regiones con mayor desigualdad inicial, son las que tienden a reducir más rápido este indicador.

A pesar de la convergencia, la desigualdad de la renta es alta y persistente en el tiempo. Para reducir la resistente desigualdad, son necesarias más políticas distributivas, junto con las redistributivas, que se preocupen *a priori* de la generación del ingreso. Las políticas distributivas, en el largo plazo, permitirán reducir el gasto social enfocado en los más pobres, quienes con mayores oportunidades serán capaces, por sí mismos, de guiar su desarrollo.

Dado que las cifras iniciales de desigualdad en Chile son muy altas, los avances han sido lentos y se necesitaría de un mayor esfuerzo por parte del Gobierno para someter todas aquellas fuerzas que tiendan a aumentar las disparidades. Estos resultados

motivaron el trabajo *Desvelando los determinantes de la desigualdad del ingreso en Chile: Estudio empírico regional* el que analizó, a través de un estudio econométrico, los principales factores que determinan la desigualdad del ingreso en Chile.

REFERENCIAS

- AGOSTINI, C. y P. BROWN (2007). "Geographic income inequality in Chile", *Revista de Análisis Económico* 22 (1), pp. 3-33.
- AGOSTINI, C. y P. BROWN (2007). "Inequality at low levels of aggregation in Chile", *Review of Development Economics* 14 (2), pp. 213-226.
- ARREDONDO, J. (N.D.). "Revisión descriptiva de la desigualdad en el ingreso de las regiones de Chile". 10 de Diciembre de 2017, <<http://www.ministeriodesarrollosocial.gob.cl/btca/txtcompleto/mideplan/ser.estsoc-revis.desigualden-ing.dereg.pdf>>.
- BANCO CENTRAL DE CHILE (2018). Banco Central de Chile, Información Estadística. 06 de Febrero de 2018, <<https://si3.bcentral.cl/Siete/secure/cuadros/home.aspx>>.
- BANCO MUNDIAL (2017). Banco Mundial, El Banco Mundial en Chile. 12 de Noviembre de 2017, <<http://www.bancomundial.org/es/country/chile/overview#3>>.
- BANCO MUNDIAL (2018). Banco Mundial, Datos. 12 de Noviembre de 2017, <<https://datos.bancomundial.org/>>.
- BARRO, R. y J. LEE (2010). Full Dataset: Education attainment for population aged 25 and over. 01 de Febrero de 2018, <<http://www.barrolee.com/data/yrsch2.htm>>.
- BARRO, R. y X. SALA-I-MARTIN (2009). *Crecimiento Económico*, Reverté, Barcelona.
- CONTRERAS, D. (1999). "Distribución del ingreso en Chile. Nueve hechos y algunos mitos", *Perspectivas* 2 (2), pp. 311-332.
- CORREA, V.; A. ESCANDON; R. LUENGO y J. VENEGAS (2002). "Empalme PIB: series anuales y trimestrales 1986-1995, base 1996. Documento metodológico", *Banco Central de Chile, Working Paper* (179).
- DONOSO, J. (2014). "Políticas redistributivas en Chile. ¿Altruismo fuerte o altruismo débil?", *Estudios Nueva Economía* 3 (1), pp. 5-7.
- FONDO MONETARIO INTERNACIONAL (2017). Fondo Monetario Internacional, Perspectivas de la economía mundial. 21 de Diciembre de 2017, <<http://www.imf.org/external/spanish/>>.
- FRENK, J.; T. FREJKA; J. L. BOBADILLA; C. STERN; R. LOZANO; J. SEPULVEDA y M. JOSE (1991). "La transición Epidemiológica en América Latina", *Bol Oficina Sanit Panam* 111, pp. 485-496.
- GASPARINI, L.; M. CICOWIEZ y W. SOSA (2014). "Pobreza y desigualdad en América Latina: conceptos, herramientas y aplicaciones", *Documentos de Trabajo del CEDLAS* (171).
- INSTITUTO NACIONAL DE DERECHOS HUMANOS (2016). "Situación de los Derechos Humanos en Chile, Informe Anual 2016", INDH. 06 de Febrero de 2018, <<https://www.indh.cl/bb/wp-content/uploads/2017/01/Informe-Anual-INDH-2016.pdf>>.
- INSTITUTO NACIONAL DE ESTADÍSTICAS CHILE (2017). INE, Estadísticas Demográficas y Vitales. 06 de Febrero de 2019, <<http://www.ine.cl/estadisticas/demograficas-y-vitales>>.
- KEELEY, B. (2015). *Income Inequality: The Gap between Rich and Poor*, OECD Insights, OECD Publishing, Paris. <<http://dx.doi.org/10.1787/9789264246010-en>>
- KUZNETS, S. (1955). Economic growth and income inequality. *The American economic review*, 45(1): 1- 28.
- LARRAÑAGA, O. y R. HERRERA (2008). "Los recientes cambios en la desigualdad y la pobreza en Chile", *Estudios públicos* (109), pp. 149-186.
- MAC-CLURE, O. y R. CALVO (2013). "Desigualdades sociales y tipos de territorios en Chile", *Polis. Revista Latinoamericana* 12 (34), pp. 467-490.
- MACIAS, A. (2014). "Crecimiento, desigualdad y pobreza: Estado de la cuestión", *Revista de economía institucional* 16 (31), pp. 101-126.

- MARCH, J. M. (2013). *Desarrollo económico: estilos y políticas*, Tirant Lo Blanch, Valencia.
- MEDINA, F. (2001). *Consideraciones sobre el índice de Gini para medir la concentración del ingreso*, CEPAL, Santiago de Chile.
- MERCHANT, M. A. (2009). "Reflexiones en torno a la nueva geografía económica en la perspectiva de Paul Krugman y la localización de la actividad económica", *Breves Contribuciones del IEG-Instituto de Estudios Geográficos "Dr. Guillermo Rohmender"* - (21), pp. 206-223.
- MIERES, M. (2015). *Descentralización como herramienta de desarrollo económico en la región de La Araucanía, Chile* (Tesis de Máster), Universidad de Valladolid, Valladolid, España.
- MINISTERIO DE DESARROLLO SOCIAL (2015a). "Evolución y distribución del ingreso de los hogares (2006-2013)", Observatorio Social. 12 de Diciembre de 2017, <http://observatorio.ministeriodesarrollosocial.gob.cl/documentos/Casen2013_Evolucion_Distribucion_Ingresos.pdf>.
- MINISTERIO DE DESARROLLO SOCIAL (2015b). "Informe de desarrollo social 2015", Observatorio Social. 12 de Diciembre de 2017, <www.ministeriodesarrollosocial.gob.cl/pdf/upload/IDSINALFCM3.pdf>.
- MINISTERIO DE DESARROLLO SOCIAL (2015c). "Situación de pobreza en Chile", Observatorio Social. 20 de Diciembre de 2017, <http://observatorio.ministeriodesarrollosocial.gob.cl/casen_multidimensional/casen/docs/CASEN_2015_Situacion_Pobreza.pdf>.
- MINISTERIO DE DESARROLLO SOCIAL (2016a). "Educación, síntesis de resultados", Observatorio Social. 20 de Diciembre de 2017, <http://observatorio.ministeriodesarrollosocial.gob.cl/casen_multidimensional/casen/docs/CASEN_2015_Resultados_educacion.pdf>.
- MINISTERIO DE DESARROLLO SOCIAL (2016b). "Evolución y distribución del ingreso de los hogares". Observatorio Social. 12 de Diciembre de 2017, <http://observatorio.ministeriodesarrollosocial.gob.cl/casen_multidimensional/casen/docs/CASEN_2015_Ingresos_de_los_hogares.pdf>.
- MINISTERIO DE DESARROLLO SOCIAL (2018a). Observatorio Social, Encuesta CASEN. 10 de Noviembre de 2017, <<http://observatorio.ministeriodesarrollosocial.gob.cl/index.php>>.
- MINISTERIO DE DESARROLLO SOCIAL (2018b). Observatorio Social, Archivo Histórico CASEN. 10 de Noviembre de 2017, <http://observatorio.ministeriodesarrollosocial.gob.cl/casen/casen_obj.php>.
- MINISTERIO DE SALUD (2017). "Informe sobre brechas de personal de salud por servicio de salud", Ministerio de Salud. 08 de Abril de 2018, <http://www.minsal.cl/wpcontent/uploads/2015/08/InformeBrechasRHSenSectorP%C3%BAblico_Abril2017.pdf>.
- MONTECINOS, E. (2005). "Antecedentes sobre la relación histórica centralismo y descentralización en Chile", *Revista Venezolana de Gerencia* 10 (31), pp. 433-462.
- OCDE (2012). "OECD Economic Surveys: Chile 2012", OECD-iLibrary. 25 de Enero de 2018, <http://dx.doi.org/10.1787/eco_surveys-chl-2012-en>.
- OCDE (2013). "OECD Economic Surveys: Chile 2013", OECD-iLibrary. 25 de Enero de 2018, <http://dx.doi.org/10.1787/eco_surveys-chl-2013-en>.
- OCDE (2015). "OECD Economic Surveys: Chile 2015", OECD-iLibrary. 26 de Enero de 2018. <http://dx.doi.org/10.1787/eco_surveys-chl-2015-en>.
- OCDE (2018). OCDE Estadísticas. 01 de Enero de 2018, <<https://www.oecd.org/centrodemexico/estadisticas/>>.
- OCDE y CEPAL (2016). "Evaluaciones del desempeño ambiental Chile 2016", Repositorio Digital, CEPAL. 31 de Enero de 2018, <<http://repositorio.cepal.org/handle/11362/40308>>.
- OMRAN, A. R. (1998). "The epidemiologic transition theory revisited thirty years later", *World Health Statistics Quarterly* 51 (2-4), pp. 99-119.
- PALMA, E. (2009). "El desafío de la descentralización: la especificidad y las exigencias del caso chileno", en Von Baer, H. (Ed.), *Pensando Chile desde sus regiones*, Universidad de la Frontera, Temuco, pp. 47-60.
- PNUD (2015). "Informe sobre desarrollo humano 2015", PNUD. 12 de Febrero de 2018, <http://hdr.undp.org/sites/default/files/hdr_2015_report_sp.pdf>.
- PNUD (2016). "Informe sobre desarrollo humano 2016", PNUD. 12 de Febrero de 2018, <<http://hdr.undp.org/en/2016-report/download>>.
- PNUD (2017). Human development reports, United Nations development programme. 26 de Diciembre de 2017, <<http://hdr.undp.org/en/home>>.

- PNUD Y MIDEPLAN (2005). *Las trayectorias del desarrollo humano en las comunas de Chile, 1994-2003*, PNUD, Santiago de Chile.
- RAMIREZ, E.; A. TARTAKOWSKY y F. MODREGO (2009). “Importancia de la desigualdad geográfica en Chile”, *Programa Dinámicas Territoriales Rurales (RIMISP)*, Documento de Trabajo N° 30.
- SENADO DE LA NACION (2012). “Retrato de la desigualdad en Chile”, Biblioteca del Congreso Nacional. 28 de Septiembre de 2017, <https://www.bcn.cl/obtienearchivo?id=documentos/10221.1/29929/1/PDF_librodesigualdad_ultima_version.pdf>.
- SOTO, R. y A. TORCHE (2004). “Spatial inequality, migration and economic growth in Chile”, *Cuadernos de economía* 41 (124), pp. 401-424.
- SUMMERS, R. y A. HESTON (2018). The Summer and Heston data set (Penn World Table version 9.0). 28 de Noviembre de 2017, <<https://www.rug.nl/ggdc/productivity/pwt/pwt-releases/pwt9.0>>.
- SUNKEL, O. y B. INFANTE (Eds.) (2009). *Hacia un desarrollo inclusivo: el caso de Chile*, CEPAL, Fundación Chile XXI, OIT, Santiago de Chile.
- TODARO, M. y S. SMITH (2012). *Economic Development* (11^a edición), Addison-Wesley, Boston.
- VERA, X. (2012). “¿Hacia o en la segunda transición demográfica?: los cambios poblacionales de Chile desde un enfoque de género”, *Anales de la Universidad de Chile* (3), pp. 105-125.
- VIAL, C. (2016). “Indice de Desarrollo Regional IDERE 2016”, IDERE. 08 de Enero de 2018, <<http://www.idere.cl/wp-content/uploads/2016/10/IDERE2016digital.pdf>>.
- VIAL, C. (2017). “Indice de Desarrollo Regional IDERE 2017”, IDERE. 08 de Enero de 2018, <<http://www.idere.cl/wp-content/uploads/2017/08/IDERE2017.pdf>>.
- WAGSTAFF, A. (2002). “Pobreza y desigualdades en el sector de la salud”, *Revista panamericana de salud pública* 11 (5), pp. 316-326.

ANEXOS

A. Aporte al PIB regional por actividad económica (%) 2016

Región/ Sector(%)	Agropecuario-silvícola y pesca	Minería	Sector primario (1+2)	Sector Secundario	Sector Terciario
Arica y Parinacota	6,77	2,97	9,74	16,60	73,66
Tarapacá	0,52	38,01	38,53	13,00	48,47
Antofagasta	0,10	52,57	52,67	20,41	26,92
Atacama	2,33	41,16	43,48	20,52	36,00
Coquimbo	7,33	27,60	34,93	13,21	51,86
Valparaíso	4,18	8,67	12,85	28,00	59,15
RM	0,85	1,55	2,40	17,60	79,99
O'Higgins	12,95	23,11	36,05	22,07	41,88
Maule	13,53	1,73	15,26	28,35	56,40
Biobío	6,95	0,02	6,97	34,83	58,20
La Araucanía	10,19	0,00	10,19	21,61	68,20
Los Ríos	11,90	0,00	11,90	29,86	58,24
Los Lagos	11,95	0,00	11,95	27,64	60,41
Aysén	24,26	1,63	25,89	12,74	61,37
Magallanes	3,73	7,01	10,74	28,21	61,05

Fuente: Elaboración propia en base a datos BC.

B. Variación del PIB total por regiones de Chile y su aporte al PIB nacional

Región	Variación % anual del PIB			% del PIB nacional 2016
	2014	2015	2016	
Arica y Parinacota	1,73	3,69	2,31	0,72
Tarapacá	2,65	-0,57	0,89	2,27
Antofagasta	4,59	0,79	-2,92	9,70
Atacama	-7,07	0,53	4,63	2,50
Coquimbo	0,49	0,22	2,44	2,82
Valparaíso	0,59	1,94	2,49	8,19
RM	1,85	2,50	1,98	42,24
O'Higgins	1,59	5,50	1,19	4,54
Maule	0,39	7,53	0,80	3,15
Biobío	3,31	0,97	2,12	7,11
La Araucanía	-0,02	6,15	5,04	2,53
Los Ríos	3,71	2,13	2,83	1,29
Los Lagos	5,41	1,12	0,42	2,81
Aysén	5,15	-0,51	3,61	0,54
Magallanes	2,37	3,88	4,12	1,06
<i>Subtotal regionalizado</i>	1,91	2,30	1,59	91,51
Extra-regional	-0,06	23,92	0,42	0,06
IVA, derechos de importación	1,92	1,60	1,56	8,42
PIB	1,91	2,25	1,59	100

Fuente: Elaboración propia en base a datos BC.

C. Evolución Pobreza Multidimensional (4 dimensiones) por región, 2009-2015

Regiones (de norte a sur)	2009	2011	2013	2015	2009-2015 (var. %)
Arica y Parinacota	24,6	27,1	23,6	21,0	-14,6
Tarapacá	31,1	24,2	17,8	19,7	-36,7
Antofagasta	30,5	25,0	20,7	16,0	-47,5
Atacama	34,8	25,0	26,2	22,6	-35,1
Coquimbo	30,7	25,1	21,6	23,0	-25,1
Valparaíso	24,3	22,8	18,0	16,6	-31,7
RM	24,8	20,0	18,0	18,4	-25,8
O'Higgins	26,8	26,9	21,1	20,9	-22,0
Maule	29,2	31,8	21,9	21,7	-25,7
BioBío	28,2	28,7	22,4	17,2	-39,0
La Araucanía	37,2	33,3	28,5	26,2	-29,6
Los Ríos	29,8	25,3	22,9	20,1	-32,6
Los Lagos	34,5	29,0	26,1	21,4	-38,0
Aysén	32,4	26,9	22,3	15,7	-51,5
Magallanes	18,3	13,6	11,8	9,1	-50,3
Total nacional	27,4	24,3	20,4	19,1	-30,3%

Fuente: Elaboración propia en base a Ministerio de Desarrollo Social (2015c).

D. Resumen resultados socioeconómicos regionales

Variables (considera 15 regiones)	Mejores			Peores		
	1°	2°	3°	1°	2°	3°
PIB per cápita 2015	Antofagasta	Atacama	Tarapacá	La Araucanía	Arica y Parinacota	Maule
IDH 2003	RM	Magallanes	Tarapacá	Maule	La Araucanía	Los Lagos
IDERE (6 dimensiones)2015	RM	Magallanes	Antofagasta	La Araucanía	Maule	Aysén
IDERE (7 dimensiones)2015	RM	Magallanes	Valparaíso	La Araucanía	Maule	Aysén
Pobreza 2015	Magallanes	Antofagasta	Aysén	La Araucanía	Maule	BioBío
Pobreza Multidimensional 2015	Magallanes	Aysén	Antofagasta	La Araucanía	Atacama	Coquimbo
Indice 10/10 2015	Arica y Parinacota	Antofagasta	Atacama	La Araucanía	Los Ríos	Los Lagos
Indice 20/20 2015	Arica y Parinacota	Atacama	Antofagasta	La Araucanía	Los Ríos	BioBío
Ingreso Autónomo del Hogar 2015	RM	Antofagasta	Tarapacá	La Araucanía	Maule	Los Lagos
Gini (met. nueva) 2015	Arica y Parinacota	Atacama	Antofagasta	La Araucanía	RM	Los Ríos
Años de Escolaridad Promedio 2015	RM	Tarapacá y Antofagasta	Arica y Parinacota	Maule y Los Lagos	La Araucanía	O'Higgins y Los Ríos
% Analfabetismo 2015	Tarapacá	Magallanes	Antofagasta	Maule	La Araucanía	Los Ríos
Esperanza de Vida 2015	Coquimbo	RM	Atacama	Los Lagos	Antofagasta	Magallanes
Especialistas/10.000 hab. 2015	RM	Magallanes	Aysén	Maule	Atacama	Tarapacá

Fuente: Elaboración propia.

E. Definiciones

Años Escolaridad Promedio: Años de escolaridad personas con 15 años o más. Obtenido de la Encuesta CASEN.

Apote Sector Primario al PIB 2009: Apote al PIB regional, de los sectores silvoagropecuario, pesca y minería. Calculado con base en datos Banco Central de Chile.

Apote Sector Secundario al PIB 2009: Apote al PIB regional, de los sectores industria manufacturera; electricidad, agua y gas y sector construcción. Calculado con base en datos Banco Central de Chile.

Apote Sector Terciario al PIB 2009: Apote al PIB regional, de los sectores comercio, restaurantes y hoteles; transporte, información y comunicaciones; servicios financieros y empresariales; servicios de vivienda e inmobiliarios; servicios personales y administración pública, 2009. Calculado con base en datos Banco Central de Chile.

Esperanza de Vida al nacer: Años promedio de esperanza de vida al nacer. Obtenido de INE Chile.

Indice de Gini: “El índice de Gini mide hasta qué punto la distribución del ingreso (o, en algunos casos, el gasto de consumo) entre individuos u hogares dentro de una economía se aleja de una distribución perfectamente equitativa”. “Un índice de Gini de 0 representa una equidad perfecta, mientras que un índice de 100 representa una inequidad perfecta” (Banco Mundial, 2018). Obtenido de Resultados Encuesta CASEN (años 2013 y 2015 calculado por el autor).

Ingreso Autónomo del Hogar: “Es la suma de todos los pagos que reciben todos los miembros del hogar, excluido el servicio doméstico puertas adentro, provenientes tanto del trabajo como de la propiedad de los activos. Estos incluyen sueldos y salarios, monetarios y en especies, ganancias provenientes del trabajo independiente, la auto-provisión de bienes producidos por el hogar, rentas, intereses, dividendos y retiro de utilidades, jubilaciones, pensiones o montepíos, y transferencias corrientes” (Ministerio de Desarrollo Social, 2015c, pp. 6). Obtenido de la Encuesta CASEN.

Ingreso Primer Quintil: Corresponde al ingreso autónomo del hogar del 20% de la población de menores ingresos. Calculado con base en la Encuesta CASEN.

Ingreso Último Quintil: Corresponde al ingreso autónomo del hogar del 20% de la población de mayores ingresos. Calculado con base en la Encuesta CASEN.

PIB per cápita: Es el Producto Interno Bruto por cada habitante. Obtenido con base en el Banco Central de Chile (2018). Se calculó utilizando el método de la tasa de variación, de forma tal de unir una serie de datos del PIB por región, a precios constantes, base 1986, 1996, 2003 y PIB, volumen a precios del año anterior encadenado, series empalmadas, referencia 2013, llevando los valores a este último año.

Ratio 20/20: “Índice de desigualdad que muestra la relación entre el ingreso recibido por el 20% de hogares de mayores ingresos y el correspondiente al 20% de hogares con menores ingresos” (Ministerio de Desarrollo Social, 2015c, pp. 37). Calculado con base en la Encuesta CASEN.

Tasa Bruta de Mortalidad (TBM): “Es la cantidad de muertes en un año, por cada 1000 habitantes, estimada a mitad de año” (Banco Mundial, 2018).

Tasa Bruta de Natalidad (TBN): “Indica la cantidad de nacidos vivos en el año, por cada 1000 habitantes, estimada a mitad de año” (Banco Mundial, 2018).

Tasa de Fertilidad: “La tasa de fertilidad total representa la cantidad de hijos que tendría una mujer si viviera hasta el final de sus años de fertilidad y tuviera hijos de acuerdo con las tasas de fertilidad actuales específicas por edad” (Banco Mundial, 2018).

Tasa Bruta de Mortalidad Infantil: Es la cantidad de infantes que mueren antes de llegar al año de vida, por cada 1000 nacidos vivos, en un año determinado (Banco Mundial, 2018).

Tasa Generacional de Reemplazo: “Es la medida que indica si una población está reemplazándose a sí misma de forma efectiva o no. Por lo general hace falta que cada mujer en edad fértil tenga entre 2,2 y 2,5 hijos para que dicho reemplazo generacional se produzca”, extraído de <http://glosarios.servidor-alicante.com/geografia-humana/tasa-de-reemplazo-generacional>.

DESERCIÓN ESCOLAR Y CALIDAD DE LOS DOCENTES EN CHILE

SCHOOL DROPOUT AND QUALITY OF TEACHERS IN CHILE

FELIPE SALCE DIAZ*

Universidad de Atacama

Resumen

Esta investigación analiza posibles causantes de la deserción escolar en alumnos de enseñanza secundaria en Chile entre 2004 y 2012. Se busca posibles causantes de la deserción escolar y se captura el efecto fijo de los docentes, para luego usarlo como índice de “valor agregado” y evaluar la movilidad de estos dentro del sistema educativo. Los primeros resultados muestran que los estudiantes de establecimientos municipales o que hayan reprobado anteriormente tienen mayores probabilidades de deserción. Por otro lado, se observa que los profesores con menor valor agregado tienen mayores probabilidades de trabajar en establecimientos municipales y de abandonar establecimientos particulares.

Palabras clave: *Educación, valor agregado, valor añadido, abandono escolar.*

Clasificación JEL: *I21, I24, I29.*

* Académico del Departamento de Ingeniería Comercial de la Universidad de Atacama, Chile. Master of Arts in Economics de Georgetown University y Magister en Economía de la Universidad Alberto Hurtado. E-mail: felipe.salce@uda.cl

Las opiniones expresadas en este documento y los errores subsistentes son de exclusiva responsabilidad del autor. El autor agradece los valiosos comentarios de Eugenio Giolito y los revisores anónimos de Revista de Análisis Económico.

Abstract

This research analyzes possible causes of school desertion in high school students in Chile between 2004 and 2012. It looks for possible causes of school dropout and captures the fixed effect of teachers, to then use it as an index of “added value” and evaluate the movement of teachers within the education system. The first results show that students from municipal schools or those who have previously failed are more likely to drop out. On the other hand, it is observed that teachers with lower added value are more likely to work in municipal establishments and to leave private establishments.

Keywords: *Education, value-added, school dropout.*

JEL Classification: *I21, I24, I29.*

1. INTRODUCCION

Mucho se ha discutido en Chile en los últimos años sobre la calidad de la educación y de los factores que pueden afectar en el rendimiento académico de los alumnos. Factores relacionados con la calidad de los docentes, factores socioeconómicos y/o factores de desempeño académico previo del estudiante en sí mismo. Sin embargo, un tema que ha pasado desapercibido en Chile es la deserción escolar, invisibilizando y minimizando el problema.

Pese a que el derecho a la educación está constitucionalmente resguardado, en Chile actualmente existe una serie de problemas relacionados con la calidad y el acceso a la educación, dejando fuera del sistema educativo a miles de niños y jóvenes cada año.

La educación en Chile se divide en cuatro etapas: (i) educación parvularia, (ii) educación básica o primaria, (iii) educación media o secundaria, y (iv) educación superior. De estas cuatro etapas las tres primeras son obligatorias¹²³. Este trabajo se centra en la educación primaria y en la educación secundaria.

El nivel básico o primario tiene una duración de ocho años; de 1º a 8º básico, y el nivel medio o secundario tiene una duración de cuatro años; de 1º a 4º medio. Dentro de estos niveles es donde ocurre la deserción escolar, el cual es el fenómeno dónde el estudiante decide abandonar el sistema educativo antes de la edad mínima

¹ Ley 19.876 del año 2003.

² Para la educación parvularia, solo el último año (kinder) es obligatorio.

³ La educación chilena está regida por la Ley General de Educación del año 2009, donde los tres primeros niveles están supervisados por el Ministerio de Educación.

establecida por la ley, y por ende no completa su educación obligatoria. Este hecho en particular produce tanto costos a nivel social como a nivel privado.

Dentro de los costos sociales están incluidos los mayores gastos que deben hacer los gobiernos en programas sociales que apuntan a las personas que no tienen la capacidad de generar ingresos laborales por sí mismos, donde están las personas con un bajo nivel educativo. Por otro lado la deserción escolar tiene un impacto negativo sobre el nivel de capital humano, lo cual reduce la tasa de crecimiento de la economía (Barro, 1991; Mankiw, Romer y Weil, 1992). También es importante considerar el aumento en el desempleo juvenil, y posterior desempleo adulto, al tener personas con pocos años de educación.

Por otro lado, los costos privados están vinculados principalmente a la disminución en los ingresos laborales las personas que abandonan el sistema educativo sin finalizarlo y reducción en la probabilidad de encontrar empleo. Según estimaciones realizadas en el estudio de CEPAL (2002), para el caso de Chile, un aumento de dos años en la escolaridad, aumentaría el ingreso laboral en un 23% para hombres y 25% para mujeres en zonas urbanas.

Al estimar la probabilidad de que los alumnos deserten del sistema educativo, y usando los controles adecuados, podemos capturar el efecto fijo de los profesores en la decisión de deserción de los alumnos, al que llamaremos el valor agregado del docente o profesor. Finalmente usamos este valor agregado para explicar en qué tipo de establecimientos educacionales trabajan y la movilidad que tienen estos, es decir, si tienden a quedarse en algún tipo de establecimiento o moverse entre las diferentes categorías de establecimientos educacionales. Si bien la metodología no es del todo novedosa, ésta no ha sido ocupada la decisión de deserción de los estudiantes, ni tampoco utilizada en otros aspectos para el caso de Chile como en países más desarrollados.

Este trabajo contribuye a la literatura al analizar el impacto de los posibles causantes de la deserción escolar, no solo del ámbito socioeconómico como es lo usual, sino también causantes dentro del mismo ámbito académico usando fuentes oficiales del Estado. Además se hace un aporte a la reducida literatura sobre el valor agregado de los profesores en Chile, capturando su relación con la decisión de deserción escolar de los alumnos, y luego contrastando este índice de valor agregado con la movilidad que tienen los docentes dentro del sistema educativo en el país.

Siguiendo la idea de Chetty, Friedman y Rockoff (2014a), desarrollamos una metodología para estimar el valor agregado de los docentes o profesores. En dicho trabajo, los autores estiman el valor agregado de los profesores a través en la diferencia en los exámenes estandarizados de los alumnos en años consecutivos, asumiendo que el cambio en el rendimiento del alumno es atribuible al profesor responsable. Por otro lado, en este trabajo dicho valor agregado está basado en el efecto fijo de los mismos profesores cuando analizamos la deserción escolar de los alumnos. Es importante mencionar que para realizar este procedimiento debemos asumir, al igual que Chetty, Friedman y Rockoff (2014a) y cualquier metodología de valor agregado, que los

profesores se asignan de manera aleatoria entre los distintos grupos de alumnos, lo cual puede ser un supuesto discutible.

Los resultados muestran que los profesores con menor valor agregado tienen mayores probabilidades de trabajar en establecimientos municipales pero menos probabilidades de trabajar en establecimientos particulares. De la misma forma, se observa que los docentes de mayor valor agregado tienen mayores probabilidades de trabajar en establecimientos privados y menos probabilidades de trabajar en establecimientos municipales. Además se observa que los profesores de menor valor agregado tienden a abandonar más fácilmente establecimientos particulares, pero tienden a quedarse en establecimientos municipales, y por el contrario, los docentes de mayor valor agregado tienden a quedarse en establecimientos privados, pero salen de establecimientos municipales.

El documento está estructurado de la siguiente manera. En la sección 2 se hace una breve revisión de la literatura asociada a la deserción escolar y a medición de calidad docente. En la sección 3 se presenta la estrategia empírica utilizada. En la sección 4 se explican los datos que se usan en el trabajo y se presentan algunas estadísticas descriptivas. En la sección 5 se presentan los principales resultados de la investigación. Por último, en la sección 6 se muestran las conclusiones del trabajo.

2. REVISION DE LA LITERATURA

Si bien no existe literatura que estudie el problema de la deserción escolar con algún índice de calidad docente o su valor agregado, si hay bastantes investigaciones en ambos temas por separado. Sobre el abandono o deserción escolar hay investigaciones tanto para países desarrollados como Estados Unidos y países de Europa, como para países menos desarrollados como el caso de Chile y otros países latinoamericanos. Por otro lado, en temas de calidad docente la literatura es más reducida y generalmente proveniente de Estados Unidos. Estos trabajos aplican metodologías difíciles de replicar en Chile debido a las diferencias de los sistemas educativos y de la periodicidad de sus evaluaciones estandarizadas, lo cual limita los trabajos posibles en el país con estas metodologías.

Los principales aportes sobre deserción escolar para el caso chileno son de Filgueira, Fuentes y Filgueira. (2001), Melis, Díaz y Palma (2005) y Santos (2009). Estos trabajos estiman la probabilidad de deserción escolar usando modelos de variable binaria buscando sus posibles causas socioeconómicas. Por otro lado, los trabajos de Beyer (1998) y Sapelli y Torche (2004) analizan la deserción escolar en paralelo con el desempleo juvenil. Finalmente, Montero (2007) usa una metodología similar a Sapelli y Torche (2004) para analizar la deserción escolar obteniendo resultados similares en cuanto a la deserción escolar.

En general, estos autores llegan a conclusiones similares. Ellos muestran que existe una relación directa entre la probabilidad de deserción escolar y ciertas características

socioeconómicas del alumno. Demuestran que cuando los alumnos tienen padres de menores estudios, o bajos niveles de ingresos per cápita en el hogar, hay una mayor probabilidad de deserción escolar. También encuentran una relación positiva entre la probabilidad de abandono escolar con características tales como que el alumno sea hombre, tenga un hijo, o que el alumno no viva con sus padres.

El problema de los estudios anteriores es que ocupan datos de encuestas de hogares⁴, las cuales obtienen resultados auto reportados que no otorgan una total confianza, ya que siempre hay un sesgo al reportar ingresos y nivel educacional, y otras situaciones de mayor complejidad que no quedan reflejadas (situaciones de abuso u otras prácticas ilegales las cuales los entrevistados tienden a omitir). Por otro lado, se entrevista a las personas en edades muy superiores al momento de la deserción.

Rodríguez *et al.* (2016) en lugar de centrarse únicamente en buscar los determinantes de la deserción escolar, se centran también en la predicción de la deserción escolar. Para ello ocupan un algoritmo de clasificación, en la línea de aprendizaje automático (comúnmente llamado *Machine Learning* en la literatura) y concluyen que existe un espacio para continuar con esta línea de trabajo, aunque para ello se requiere una mayor cantidad de datos relevantes, tales como sus calificaciones y asistencia, además de mayor coordinación y dialogo entre las agencias en el diseño de políticas públicas con respecto a este tema. Al igual que los autores anteriores, Rodríguez *et al.* (2016) utiliza encuestas de hogares que tienen las falencias ya mencionadas, además de no tener acceso a variables como las calificaciones y asistencia, variables que si se tienen en bases de datos oficiales del Ministerio de Educación.

Las investigaciones recientemente desarrolladas sobre el nivel de productividad de los docentes se basan en modelos de “valor agregado” para estimar el impacto de los profesores en el rendimiento de los estudiantes. Los modelos que usan el valor agregado de los profesores en sus estimaciones se han vuelto populares en los planes de investigación en el último tiempo.

Siguiendo esta línea, el trabajo Hill, Kapitula y Umland (2011) encuentra que el valor agregado de los docentes de matemática está directamente relacionado con su conocimiento propio del área y con el número de alumnos a los que enseñan. Por otro lado, en la investigación de Sass, Semykina y Harris (2014) desarrollaron seis modelos distintos de valor agregado a partir de un modelo estructural de rendimiento estudiantil usando datos del estado de Florida para comparar la sensibilidad de sus estimaciones. El trabajo de Cavicchiolo, Alivernini y Manganelli (2015) realiza algo parecido pero para estimar el valor agregado de los métodos de enseñanza. Los autores en su trabajo exploran las relaciones entre las mejoras en las calificaciones en matemática de los alumnos y los métodos de enseñanza utilizados por sus profesores que participaron de un programa especial para mejorar la enseñanza y el aprendizaje

⁴ En Chile la encuesta de hogares más común es la Encuesta de Caracterización Socioeconómica Nacional (CASEN)

en Italia. En la investigación de Koedel, Mihaly y Rockoff (2015) se revisa la literatura existente sobre el valor agregado de los profesores cubriendo temas que van desde los aspectos técnicos del diseño del modelo hasta el uso del valor agregado en las políticas públicas. Ellos encuentran una gran consistencia en los resultados y conclusiones de los distintos trabajos revisados, concluyendo que la literatura en esta área está convergiendo a resultados similares.

En esta misma línea, el principal aporte seguido en esta investigación es el trabajo de Chetty, Firedman y Rockoff (2014a). En dicho trabajo, los autores se basan en atribuir al docente las diferencias en los resultados de exámenes de dos años consecutivos. Ellos encuentran que los alumnos que están con profesores de mayor valor agregado tienen mejores resultados en estos exámenes. Además en Chetty, Firedman y Rockoff (2014b) encuentran efectos de largo plazo en una mejor asistencia a la universidad y en mayores ingresos al haber estado con docentes de mayor valor agregado. En el trabajo de Canales y Maldonado (2018) se realiza un procedimiento similar para el caso de Chile, con alumnos que rinden la prueba Simce en su último año de primaria para los años 2007 y 2011.

3. METODOLOGIA

En este estudio, se ha buscado obtener, a través de un modelo simple y con la información disponible: (i) la importancia y las magnitudes de las posibles causas de la deserción escolar en 1º medio, y (ii) evaluar a los profesores según su participación en el abandono escolar de sus estudiantes. Para este estudio se ha observado a todos los alumnos entre los cohortes 2004 y 2012, y se ha evaluado si han desertado o no del sistema educativo estando en 1º medio, observándolos incluso hasta el año 2016.

Siguiendo la línea de estimar el valor agregado de los docentes, primero se estima la probabilidad de deserción escolar de los alumnos, controlando, entre otras variables, por los profesores que tuvieron. En esta estimación capturamos el efecto fijo de los docentes y lo llamamos nuestro “valor agregado”, para posteriormente usarlo como variable explicativa sobre posibles los movimientos de los profesores entre distintos tipos de establecimientos educativos. Se busca explicar en qué tipo de establecimiento educativo hacen o dejan de realizar clases los profesores según su nivel de valor agregado en la deserción escolar de sus estudiantes.

Para temas de educación en Chile, la información disponible es bastante amplia, tanto en diferentes tipos de datos como en la cantidad de años registrados, comenzando a estar disponible desde la década de 1990 en muchos casos. Sin embargo, en Chile no existe una prueba estandarizada que rindan todos los alumnos todos los años como en países más desarrollados. Lo más parecido en Chile es la prueba Simce que es todos

los años, pero únicamente para ciertos grados académicos. Esta prueba proporciona una idea del alumno y, en algunos alumnos, sus características socioeconómicas proveniente de un cuestionario a los padres o tutores. Dado que la prueba Simce los alumnos no la dan todos los años, y en algunos casos una sola vez en su vida, se debe usar algún instrumento para reemplazar a la prueba Simce, y así no perder observaciones. Como instrumento de rendimiento académico previo de los alumnos, en este trabajo se utilizan efectos fijos por el establecimiento educativo al que alumno asistió en 8º básico, y el decil de notas en el que se encuentra el alumno dentro de su establecimiento en el mismo grado. Usando estas variables en conjunto nos proporciona una información bastante certera sobre la situación socioeconómica de alumno y su rendimiento académico.

a) Modelo Econométrico

Para este análisis, primero se estima un modelo utilizando la información disponible del alumno i y su establecimiento s tanto en 1º medio como en 8º básico, además de los profesores j que tuvo en 1º medio. En este primer modelo, se han utilizado los efectos fijos por establecimiento de 8º básico y el decil del alumno dentro de su propio establecimiento en ese grado. Además se ha utilizado como controles para el establecimiento de 1º medio si es rural o no. También se han utilizado los siguientes controles para el alumno: (i) género, (ii) si repitió en la enseñanza básica, (iii) si se cambió de establecimiento entre 8º básico y 1º medio, y (iv) el número de veces que ha cursado 1º medio.

El modelo econométrico utilizado para estimar la deserción escolar en 1º medio puede representarse a través de la Ecuación 1.

$$d_{ijst} = \alpha_1 + \beta'_1 X_{1i} + \beta'_2 X_{2s} + \delta_j + \gamma_s \cdot \lambda_{is} + \theta_t + \varepsilon_{ijst} \quad (1)$$

donde d_{ijst} es una variable binaria igual a uno si el alumno i desertó del establecimiento educativo s , con el profesor j en 1º medio en el año t . X_{1i} es el vector de controles del alumno i . X_{2s} es el vector de controles del establecimiento s donde el alumno cursó 1º medio. δ_j son los efectos fijos por cada profesor j que tuvo el alumno i en 1º medio⁵. λ_s son variables binarias por cada establecimiento s de 8º básico y λ_{is} son variables binarias según el ranking del alumno i dentro del establecimiento s cuando cursó 8º básico. Finalmente θ_t son variables binarias por año.

En esta primera estimación se captura el efecto fijo de los profesores y posteriormente se ordena en cuartiles según la magnitud de su efecto fijo o valor agregado estimado.

⁵ En nuestro modelo solo consideramos los profesores de matemática y lenguaje, por ende cada alumno tiene únicamente dos profesores como máximo en cada año.

Esto es usado en una segunda estimación como variable explicativa para estimar distintas variables de movilidad de los profesores. Para esta segunda estimación se crea un panel de datos de profesores por año desde el 2004 hasta el 2015. Además de considerar el efecto fijo de los docentes ya mencionado, se han utilizado distintos controles: (i) edad, (ii) años de experiencia, (iii) sexo, (iv) si estudió en una universidad, o por el contrario, en otro tipo de institución, y (v) si sus estudios fueron en modalidad presencial o no. Usando estos controles se busca evidencia empírica que demuestre que el efecto fijo de los profesores, o su valor agregado, tiene alguna relación con el tipo de establecimiento en el que están los profesores, o si tienden a moverse entre distintos tipos de establecimientos educacionales. Finalmente el modelo a estimar se puede representar en la Ecuación 2:

$$y_{jt} = \alpha_2 + \pi' X_j + \theta_t + \varepsilon_{jt} \quad (2)$$

donde y_{jt} es la variable dependiente de cada modelo para el profesor j en el año t . X_j es el vector de controles ya mencionados del profesor j , donde está incluido el cuartil al que pertenece δ_j de la ecuación 1 y θ_t son variables binarias por año.

Finalmente, las variables dependientes a estimar son las siguientes: (i) probabilidad que el profesor j haga clases en el tipo de establecimiento k , (ii) probabilidad que el profesor j haga clases en el tipo de establecimiento k , y que únicamente haga clases en ese tipo de establecimiento, (iii) probabilidad que el profesor j haga clases en el tipo de establecimiento k en el año t , dado que realizaba clases en el mismo tipo de establecimiento k en el año $t - 1$, (iv) probabilidad que el profesor j abandone el establecimiento tipo k . Donde el tipo del establecimiento k , puede ser un establecimiento municipal, particular subvencionado o particular no subvencionado.

4. DATOS

Los datos que usamos en esta investigación son datos administrativos oficiales del Ministerio de Educación de Chile. Se recopilan datos de estudiantes, establecimientos educativos y docentes. Usando estos datos, podemos identificar el establecimiento educativo s al que asistía el estudiante i en cada año t . También podemos identificar a los docentes j que le hacían clases al estudiante i en cada año. En todos los casos los datos son obtenidos del Centro de Estudios del Ministerio de Educación entre los años 2004 y 2016.

a) Establecimientos Educacionales

En el caso de los Establecimientos Educacionales, los datos nos permiten diferenciar a cada establecimiento en cada año. Las características más relevantes de

los establecimientos es su dependencia administrativa, es decir, si es un establecimiento municipal, particular subvencionado, o particular no subvencionado, y si es un establecimiento rural o urbano⁶.

En Chile hay cuatro tipos de establecimientos educacionales: (i) establecimientos municipales, (ii) establecimientos particulares subvencionados, (iii) establecimientos particulares no subvencionados, y (iv) establecimientos llamados corporación de administración delegada.

Los establecimientos municipales pertenecen al Estado, el cual delega su administración en las municipalidades y les entrega financiamiento para que se hagan responsables de estos establecimientos. Este tipo de financiamiento se denomina subvención escolar. Los establecimientos particulares subvencionados son de propiedad privada pero también reciben financiamiento del Estado a través de subvenciones escolares, además de tener la posibilidad de cobrar una matrícula y/o mensualidad a sus alumnos (financiamiento compartido). Los establecimientos particulares no subvencionados son de propiedad privada y no reciben ningún tipo de subvención por parte del Estado. Los establecimientos denominados corporación de administración delegada pertenecen al Estado pero la administración fue entregada a distintas corporaciones y fundaciones sin fines de lucro en 1980.

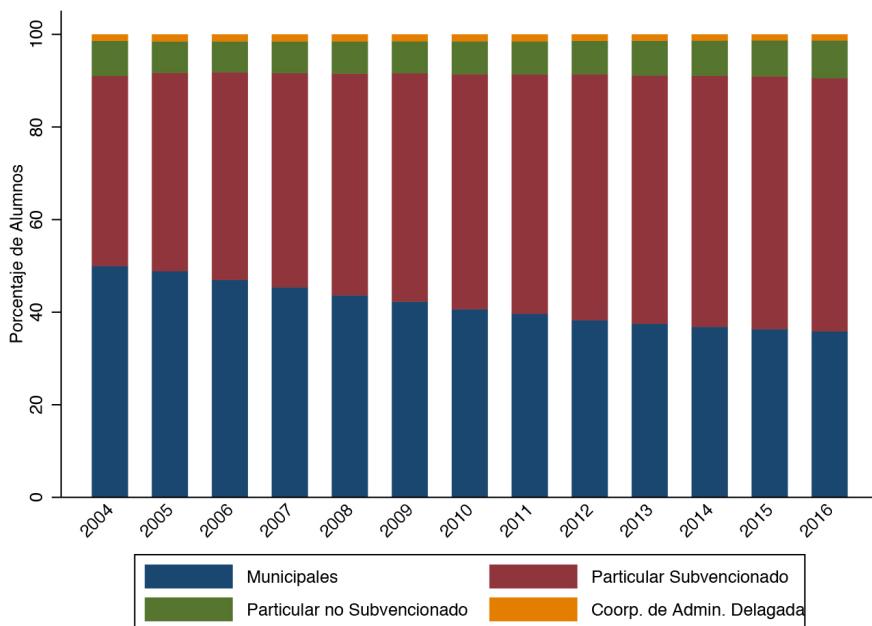
En el año 2016 había 6.805 establecimientos municipales representando al 42,6% del total de establecimientos, 7.604 establecimientos particulares subvencionados representando al 47,6%, 1.511 establecimientos particulares no subvencionados representando al 9,4% y 70 establecimientos de administración delegada representando menos del 0,3% del total de establecimientos en el país. En el mismo año, el 35,9% de los alumnos estudiaba en un establecimiento municipal, el 54,7% en un establecimiento particular subvencionado, un 8,1% en un establecimiento particular no subvencionado, y el 1,3% en un establecimiento de Administración Delegada⁷. La evolución de estos porcentajes en los últimos años puede observarse en la Figura 1.

⁶ Únicamente se han usado establecimientos de educación convencional, es decir, se han excluido los establecimientos educación especial, educación para adultos y ramas militares.

⁷ Debido a la poca participación de los establecimientos educacionales de administración delegada, se han excluido de esta investigación. Si bien no se han eliminado para los cálculos y análisis, los resultados en cuanto a este tipo de establecimientos no son mostrados.

FIGURA 1

EVOLUCION DE LA COMPOSICION DE LA MATRICULA SEGUN
DEPENDENCIA ADMINISTRATIVA



Fuente: Elaboración propia en base a datos de Centro de Estudios, Ministerio de Educación. Chile.

Además de la separación por su dependencia administrativa, los establecimientos pueden ser rurales o urbanos. Para el año 2016 el 92,4% de los establecimientos era urbano, mientras que el 7,6 % restante era rural.

b) Alumnos

En el caso de los alumnos, los datos entregan las características académicas de los alumnos, como su porcentaje de asistencia cada año, su calificación final de cada año y si aprobó o no el año académico.

Al tener datos de panel para los alumnos los observamos durante varios años consecutivos, y en algunos casos en particular, durante su vida escolar completa. Uniendo las base de datos de cada año podemos observar si el alumno se ha cambiado o no de establecimiento o, por ejemplo, si ha repetido algún año escolar o a abandonado

el sistema educativo. En la Tabla 1 se muestran algunas estadísticas descriptivas de los alumnos de la muestra completa.

TABLA 1

ESTADISTICAS DESCRIPTIVAS DE LOS ALUMNOS
PARA LA MUESTRA USADAS

Variable	Media (1)	Observaciones (2)
Hombres	50,04%	2.750.220
Se cambiaron de establecimiento	67,77%	2.750.220
Reprobaron algún año en primaria	12,50%	2.750.220
Nº de veces que cursaron 1º medio	1,14	2.750.220
Promedio General 1º medio	5,31	2.673.522
Asistencia en 1º medio	91,88%	2.673.522
Promedio General 8º básico	56,05	2.750.220
Asistencia en 8º básico	93,66%	2.750.197
Deserción	7,52%	2.750.220

Fuente: Elaboración propia en base a datos de Centro de Estudios, Ministerio de Educación. Chile.

c) Profesores o Docentes

En el caso de los docentes, la base de datos entrega información personal como su género, edad, y años de experiencia laboral. Por otro lado, los datos también entregan su información profesional como el tipo de institución donde estudió (Universidad, Centro de Formación Técnica, Instituto Profesional, Escuela Normal u otro tipo de institución), años de duración de la carrera y si fueron estudios presenciales o no. En este trabajo solamente se ocupan los profesores de Matemática y Lenguaje.

Al igual que en el caso de los estudiantes, al observar a los profesores durante un largo período de tiempo nos permite saber si han sido contratados en nuevos establecimientos educacionales, o si han salido de ellos. También es importante para nuestro análisis saber en cuantos establecimientos educacionales por año estuvieron los profesores.

Finalmente, en la Tabla 2 se muestran algunas estadísticas descriptivas de los docentes de la muestra completa, en la Tabla 3 se muestran estadísticas descriptivas del efecto fijo de los profesores y en la Figura 2 se pueden observar dos histogramas de este efecto fijo.

TABLA 2

ESTADISTICAS DESCRIPTIVAS DE LOS PROFESORES PARA LA MUESTRA USADA

Variable	Media (1)	Observaciones (2)
Hombres	38,59%	23.966
Experiencia	12,06	21.573
Edad	36,12	23.961
Número de establecimientos por año	1,36	23.966
Estudiaron en Universidad	97,28%	23.966
Estudios Presenciales	97,75%	21.548

Fuente: Elaboración propia en base a datos de Centro de Estudios, Ministerio de Educación. Chile.

TABLA 3

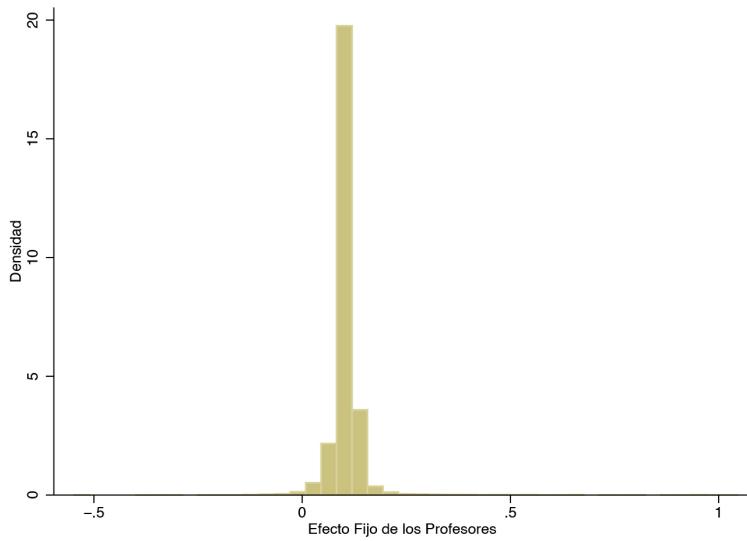
ESTADISTICAS DESCRIPTIVAS DEL EFECTO FIJO DE LOS PROFESORES

Estadístico	(1)
Promedio	0,10165
Desviación Estándar	0,04351
Mínimo	-0,55127
Máximo	1,04216
Observaciones	24.568
Percentil 1%	0,0083
Percentil 5%	0,0601
Percentil 10%	0,0772
Percentil 25%	0,0917
Percentil 50%	0,1007
Percentil 75%	0,1098
Percentil 90%	0,1230
Percentil 95%	0,1361
Percentil 99%	0,2083

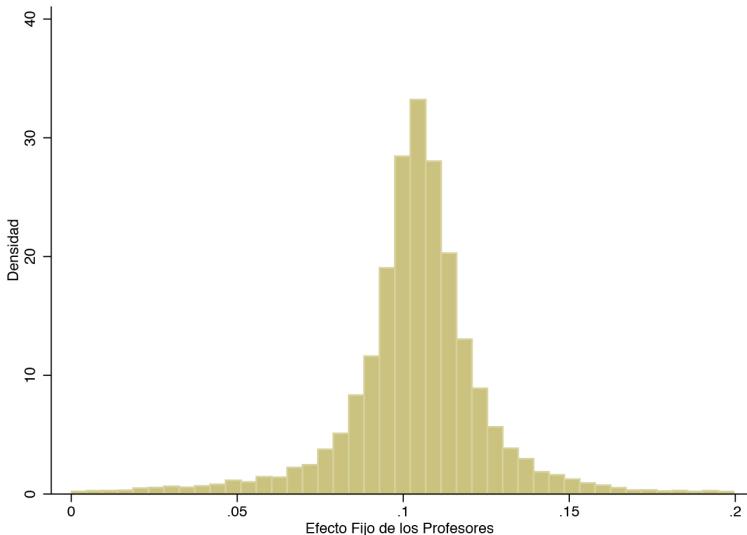
Fuente: Elaboración propia en base a datos de Centro de Estudios, Ministerio de Educación. Chile.

FIGURA 2

HISTOGRAMA DE LOS EFECTOS FIJOS DE LOS DOCENTES



(a) Toda la muestra



(b) Intervalo [0, 0,2]

Fuente: Elaboración propia en base a datos de Centro de Estudios, Ministerio de Educación. Chile.

d) Deserción escolar

En cuanto a la deserción escolar, Chile es el país que presenta el menor nivel de deserción escolar entre jóvenes de 20 a 24 según un informe elaborado por CEPAL (Trucco y Ullmann, 2015) a nivel latinoamericano tal como se muestra en la Figura 3a. No obstante, si comparamos a Chile con los países más desarrollados el resultado es diferente. Según el estudio de OECD (2007), el mayor impedimento para aumentar la productividad en la economía chilena es el bajo nivel de capital humano en fuerza laboral, el cual está por debajo del promedio de los países que conforman la OECD. Según Lyche (2010), y tal como se muestra en la Figura 3b, la deserción escolar de Chile supera en un 21.6% a la media del OCDE para jóvenes entre 25 y 34 años.

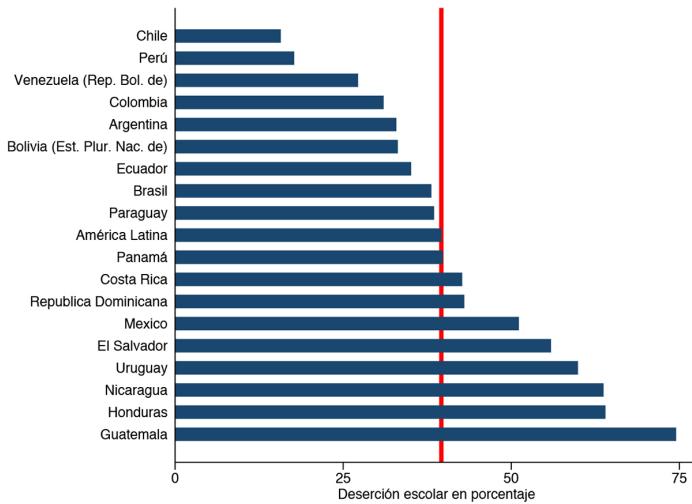
Según las Encuesta de Caracterización Socioeconómica Nacional (CASEN) del año 2003, la principal razón de la deserción escolar es la paternidad para los jóvenes entre 14 y 17 años. Ellos también mencionan dificultades económicas y de rendimiento académico, en algunos casos tienen empleo y/o falta de interés en asistir a un establecimiento educativo. Para jóvenes entre 18 y 24 años, el trabajo es el principal motivo para desistir del sistema educativo.

En Chile, todas las estadísticas oficiales mencionan la deserción escolar como un porcentaje anual, pero este método no refleja la realidad ya que no podemos comparar alguien que abandona el sistema educativo en los primeros años con un estudiante que lo hace en los últimos años. Es por esto que es mejor observar el fenómeno de la deserción escolar por cohorte, es decir, el porcentaje de alumnos que no logró finalizar la enseñanza secundaria del total de alumnos que entraron al sistema educativo en un año particular.

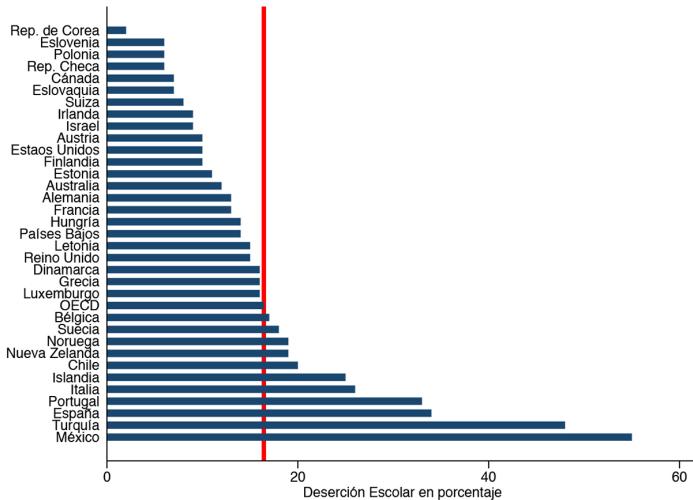
A continuación, usando el promedio de las cohortes 2002 y 2003⁸, mostramos en la Figura 4 que el mayor porcentaje de deserción escolar en Chile se encuentra al finalizar la educación primaria y comenzar la secundaria, produciéndose allí un quiebre importante, ya que en los primeros siete años casi no hay abandono escolar, siendo éste inferior al 6% acumulado, y hasta el quinto año siendo menor al 3% acumulado. En cambio, al alcanzar el octavo año de la educación primaria la deserción escolar ya alcanza casi el 8% acumulado, y luego en el primer año de secundaria llega al 15% acumulado. Esto nos muestra que no es comparable la deserción escolar en la primaria con la secundaria, por ende no es correcto hablar de “abandono anual”, ya que los porcentajes son muy distintos en cada nivel educativo.

⁸ Las únicas cohortes que observamos en toda su vida escolar.

FIGURA 3

COMPARACION DE DESERCIÓN ESCOLAR EN AMERICA LATINA
Y PAISES DE LA OECD

(a) Porcentaje de jóvenes entre 20 y 24 años que no finalizaron la educación secundaria, alrededor del año 2013 para países de América Latina

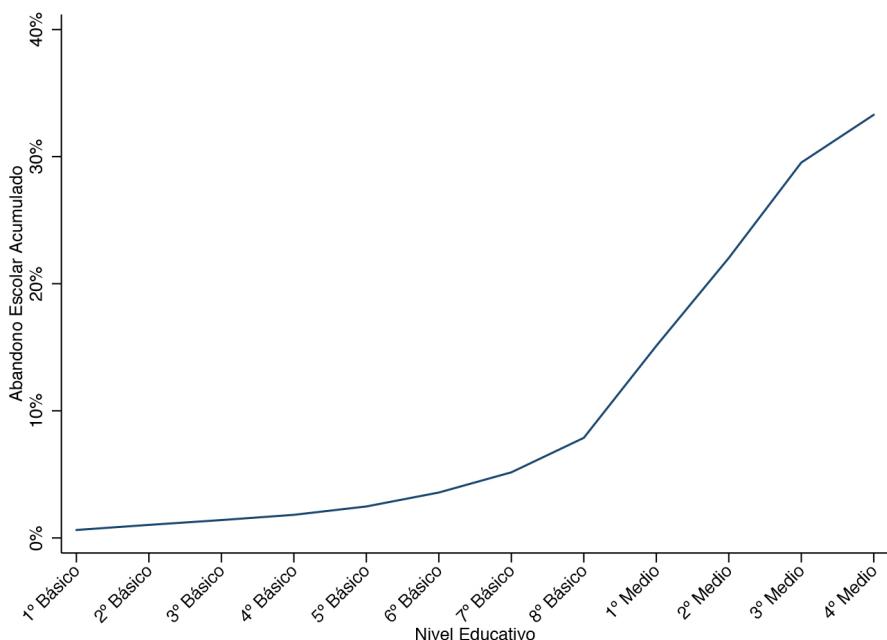


(b) Porcentaje de jóvenes entre 25 y 30 años que no finalizaron la educación secundaria, alrededor del año 2015 para países de la OECD

Fuente: Elaboración propia en base a datos de CEPAL y OECD.

FIGURA 4

DESERCIÓN ESCOLAR ACUMULADA DESDE 1º BASICO



Fuente: Elaboración propia en baso a datos de Centro de Estudios, Ministerio de educación. Chile.

Además, en la Figura 4 se observa que en promedio, de la totalidad de alumnos que ingresaron en los años 2002 y 2003, más del 30% no concluyó la educación secundaria.

De ahora en adelante, centrandonos únicamente en la educación secundaria, y definiendo como cohorte los jóvenes que ingresaron a la educación secundaria en un año en particular, mostramos en la Tabla 4 la deserción escolar en los alumnos de educación superior para los cohortes desde el año 2002 hasta el 2012, y por cada grado académico, donde se observa claramente que en los tres primeros años es donde se concentra casi la totalidad de la deserción escolar en Chile. Tal como muestra en la Tabla 4, solamente en la educación secundaria, la deserción escolar alcanza en promedio un 25%, pero ya sabemos que si consideramos además los ocho años de escuela primaria, supera el 30%.

TABLA 4

DESERCIÓN ESCOLAR EN ALUMNOS DE EDUCACION SECUNDARIA
POR COHORTE Y NIVEL EDUCATIVO

Cohorte	Deserción (1)	1º Medio (2)	2º Medio (3)	3º Medio (4)	4º Medio (5)
2002	28,90%	8,54%	9,41%	9,26%	3,70%
2003	25,03%	6,61%	7,58%	8,28%	3,58%
2004	25,73%	6,70%	7,90%	8,83%	3,14%
2005	25,64%	7,02%	8,23%	8,13%	2,97%
2006	25,54%	7,47%	8,07%	7,70%	2,94%
2007	24,74%	7,24%	7,28%	7,20%	3,68%
2008	25,20%	6,91%	6,76%	8,11%	4,20%
2009	25,44%	6,79%	7,20%	8,57%	3,47%
2010	25,02%	7,24%	7,48%	7,67%	3,19%
2011	24,90%	7,79%	7,15%	7,30%	3,12%
2012	23,89%	7,08%	6,57%	8,03%	2,94%

Fuente: Elaboración propia en base a datos de Centro de Estudios, Ministerio de Educación. Chile.

A continuación, en la Tabla 5 se presentan estadísticas descriptivas para la deserción escolar por grado y por distintas categorías para las cohortes entre el año 2004 y el año 2011⁹: (i) dependencia administrativa, (ii) sexo del alumno y (iii) ubicación geográfica del establecimiento educativo.

Es fácil notar que la deserción escolar se concentra principalmente en establecimientos municipales (de bajo o nulo costo económico, y de alumnos de clase media baja), rurales y en alumnos hombres en todos los niveles de la educación secundaria.

TABLA 5

ESTADISTICAS DESCRIPTIVAS DE LA DESERCIÓN ESCOLAR
POR NIVEL EDUCATIVO Y CATEGORIA

Categoría	1º Medio (1)	2º Medio (2)	3º Medio (3)	4º Medio (4)
Dependencia administrativa				
Municipal	10,27%	10,35%	10,57%	4,65%
Part. Subvencionado	5,28%	6,09%	6,84%	2,76%
Part. no Subvencionado	1,25%	2,04%	2,73%	0,86%
Género Alumno				
Hombre	8,39%	8,59%	9,15%	3,68%
Mujer	5,87%	6,45%	6,77%	3,01%
Ubicación Geográfica				
Urbano	7,03%	7,45%	7,90%	3,31%
Rural	9,70%	9,18%	9,33%	4,05%

Fuente: Elaboración propia en base a datos de Centro de Estudios, Ministerio de Educación. Chile.

⁹ Esto debido a que observamos a los alumnos en toda su educación secundaria

5. RESULTADOS

De acuerdo a la estrategia empírica utilizada, con su respectiva especificación econométrica y las variables de interés y de control mencionadas, se obtienen resultados tanto para la probabilidad de deserción escolar como para la movilidad de los profesores. Entre la Tabla 6 y la Tabla 10 se muestran los principales resultados obtenidos en esta investigación.

Primero, al analizar el impacto de los distintos controles en la probabilidad de deserción del alumno se observan impactos positivos y significativos en todos los modelos, en la medida que el alumno es hombre, haya reprobado algún año en la enseñanza básica o haya reprobado anteriormente el nivel de 1º medio. También se observa una relación negativa para estudiantes de establecimientos particulares subvencionados y no subvencionados, es decir, tienen mayor probabilidad de desertar los alumnos de establecimientos municipales, que, por lo general, son los de menor nivel socioeconómico.

Se estiman tres modelos en la Tabla 6 donde en cada uno se agrega uno de los efectos fijos utilizados. Los resultados muestran que en todos los modelos la mayoría de los signos de los coeficientes y su nivel de significancia permanecen constantes. En particular, los controles por (i) sexo del alumno, (ii) si repitió en la educación primaria, (iii) dependencia administrativa del establecimiento educacional al que asistió el alumno en 1º medio, y (iv) si ha rendido 1º medio más de una ocasión¹⁰ presentan estimadores significativos y con el mismo signo en los tres modelos presentados. Estos resultados son interesantes pues muestran la importancia de la situación socioeconómica de los alumnos a la hora de tomar la decisión de desertar o no del sistema educativo. Además los resultados son consistentes con las estadísticas descriptivas presentadas en la Tabla 5 y los resultados previos de la literatura mencionada; los establecimientos particulares disminuyen el nivel de deserción escolar de sus alumnos, el cual es un fuerte componente socioeconómico.

Se observa que la probabilidad de deserción aumenta de 6.57% (promedio de los datos¹¹) a un 6.59% si el alumno es hombre y a un 12.71% si repitió algún año escolar en la educación primaria. Además, la probabilidad de deserción escolar aumenta a un 16.39% si cursa 1º medio por segunda vez y 32.93% si cursa 1º medio por tercera vez¹².

¹⁰ En los datos originales, se encontró que el máximo de veces que un alumno cursó 1º medio fue seis veces. En la regresión original se han agregado variables binarias para cada caso, pero se han excluido en la presentación de resultados porque no es relevante, ya que para todos los casos se encontró un coeficiente positivo y significativo.

¹¹ La diferencia con la Tabla 3 se debe a que en la regresión se ha usado un panel de datos con base a alumnos por profesor por año.

¹² Todos los cálculos fueron realizados con el Modelo 3 de la Tabla 5.

A continuación, luego de capturar el efecto fijo de los docentes en esta primera estimación, se han estimado cuatro modelos para saber si hay relación entre esta estimación de valor agregado y ciertas características de movilidad de los docentes; donde trabajan, y si tienden a salir o entrar en muchos establecimientos educativos.

Primero, se ha realizado un ranking de los profesores según la magnitud de su efecto fijo, o valor agregado, capturado anteriormente para luego separarlos en cuartiles: El primer cuartil es el de los mejores profesores, o de mayor valor agregado, ya que tienen una menor participación en la deserción escolar de sus alumnos, ellos están dentro del 25% mejor calificado. Mientras que el cuarto cuartil, es el de los profesores peor calificados o de menor valor agregado, ya que tienen una alta participación en la deserción escolar de sus alumnos, ellos están dentro del 25% peor calificado.

TABLA 6

ESTIMACION DE PROBABILIDAD DE DESERCIÓN ESCOLAR

Variables	(1) Modelo 1	(2) Modelo 2	(3) Modelo 3
Hombre	0,0087*** (0,0002)	0,0080*** (0,0002)	0,0002*** (0,0001)
Repití en educación primaria	0,1568*** (0,0004)	0,1476*** (0,0004)	0,0614*** (0,0001)
Se cambió de establecimiento en 8º básico	0,0176*** (0,0002)	0,0158*** (0,0002)	-0,1134*** (0,0001)
Establecimiento rural en 8º básico	0,0085*** (0,0005)	0,0066*** (0,0010)	-0,0027*** (0,0002)
Segunda vez cursando 1º medio	0,1855*** (0,0005)	0,1729*** (0,0005)	0,0982*** (0,0001)
Tercera vez cursando 1º medio	0,4277*** (0,0016)	0,4043*** (0,0016)	0,2636*** (0,0004)
Constante	0,0280*** (0,0003)	0,0338*** (0,0005)	0,0000 (0,0003)
Promedio de deserción escolar	0,0657	0,0657	0,0657
Observaciones	6.307.167	6.307.167	5.901.679
R-squared	0,1644	0,1816	0,7065
EF por años	SI	SI	SI
EF por Ranking y Establecimiento 8º Básico	NO	NO	SI
EF por profesor	NO	SI	SI

Notas: Errores estándar robustos a heteroscedasticidad en paréntesis. *** p < 0,01, ** p < 0,05, * p < 0,1.

En el primer modelo, estimado en la Tabla 7, se observa la estimación de probabilidad de que un profesor realice clases en cada tipo de establecimiento. Los resultados muestran que los profesores de menor valor agregado (cuarto cuartil) tienen mayores probabilidades de trabajar en establecimientos municipales en comparación de los profesores de mayor valor agregado (primer cuartil y categoría omitida para evitar colinealidad perfecta). Por otro lado, los profesores de los cuartiles intermedios, tienen menos probabilidades de trabajar en establecimientos municipales, pero más probabilidades de trabajar en establecimientos particulares. Finalmente, los profesores de menor valor agregado menores probabilidades de trabajar en establecimientos particulares subvencionados y no subvencionados que los profesores de mayor valor agregado.

TABLA 7

ESTIMACION DE PROBABILIDAD DE REALIZAR CLASES
EN CADA TIPO DE ESTABLECIMIENTO EDUCATIVO

Variables	(1) Municipal	(2) Particular Subvencionado	(3) Particular no Subvencionado
Segundo Cuartil	-0,0942*** (0,0034)	0,0106*** (0,0035)	0,0686*** (0,0025)
Tercer Cuartil	-0,0779*** (0,0034)	0,0106*** (0,0035)	0,0549*** (0,0025)
Cuarto Cuartil	0,0282*** (0,0036)	-0,0290*** (0,0037)	-0,0077*** (0,0023)
Estudios Presenciales	-0,1336*** (0,0129)	0,1271*** (0,0133)	-0,0027 (0,0076)
Estudios Universitarios	0,0771*** (0,0104)	-0,0766*** (0,0106)	0,0236*** (0,0065)
Experiencia	0,0065*** (0,0005)	-0,0115*** (0,0005)	0,0106*** (0,0004)
Experiencia ²	-0,0000 (0,0000)	0,0001*** (0,0000)	-0,0002*** (0,0000)
Edad	0,0048*** (0,0003)	-0,0022*** (0,0003)	-0,0033*** (0,0002)
Profesor Hombre	0,0197*** (0,0025)	0,0266*** (0,0026)	0,0213*** (0,0019)
Constante	0,2237*** (0,0144)	0,6827*** (0,0150)	0,1409*** (0,0088)
Promedio de los datos	0,3712	0,5264	0,1465
Observaciones	156.848	156.848	156.848
R-squared	0,0750	0,0584	0,0191
Efectos fijos por año	SI	SI	SI

Notas: Errores estándar robustos a heteroscedasticidad en paréntesis. *** p < 0,01, ** p < 0,05, * p < 0,1.

TABLA 8

ESTIMACION DE PROBABILIDAD DE REALIZAR CLASES
EN CADA TIPO DE ESTABLECIMIENTO EDUCATIVO,
DADO QUE SOLO HACE CLASES EN ESE TIPO DE ESTABLECIMIENTO

Variables	(1) Municipal	(2) Particular Subvencionado	(3) Particular no Subvencionado
Segundo Cuartil	-0,0860*** (0,0033)	0,0159*** (0,0035)	0,0703*** (0,0024)
Tercer Cuartil	-0,0737*** (0,0033)	0,0148*** (0,0035)	0,0534*** (0,0023)
Cuarto Cuartil	0,0244*** (0,0035)	-0,0311*** (0,0036)	-0,0044** (0,0022)
Estudios Presenciales	-0,1139*** (0,0125)	0,1419*** (0,0131)	0,0414*** (0,0068)
Estudios Universitarios	0,0600*** (0,0099)	-0,0935*** (0,0106)	0,0267*** (0,0060)
Experiencia	0,0029*** (0,0004)	-0,0147*** (0,0005)	
Experiencia ²	0,0000*** (0,0000)	0,0001*** (0,0000)	0,0000*** (0,0000)
Edad	0,0048*** (0,0002)	-0,0024*** (0,0003)	-0,0007*** (0,0001)
Profesor Hombre	-0,0341*** (0,0024)	-0,0300*** (0,0025)	0,0000 (0,0018)
Constante	0,1665*** (0,0139)	0,6267*** (0,0150)	0,0529*** (0,0080)
Promedio de los datos	0,3079	0,4593	0,1282
Observaciones	156.848	156.848	156.848
R-squared	0,0536	0,0827	0,0115
Efectos fijos por año	SI	SI	SI

Notas: Errores estándar robustos a heteroscedasticidad en paréntesis. *** p < 0,01, ** p < 0,05, * p < 0,1.

A continuación, en la Tabla 8 se muestran los resultados del segundo modelo de esta sección, donde la variable dependiente es la probabilidad de hacer clases en cada tipo de establecimiento educativo, pero únicamente en ese tipo de establecimiento. Mostrando resultados consistentes y similares con los estimados en la Tabla 7. Los profesores de menor valor agregado tienen menos probabilidades de hacer clases en un establecimiento particular subvencionado y particular no subvencionado, pero tienen más probabilidades de estar en establecimientos municipales.

Por otro lado, en el tercer modelo de esta sección estimado en la Tabla 9, se estima la probabilidad de que un profesor siga haciendo clases en un tipo de establecimiento, dado que ya hacia clases en ese mismo tipo el año anterior, donde se observa que los profesores de menor valor agregado tienen más probabilidades de permanecer en un establecimiento municipal, pero menores posibilidades de permanecer en un establecimiento particular.

TABLA 9

PROBABILIDAD DE REALIZAR CLASES EN CADA TIPO DE ESTABLECIMIENTO
EDUCATIVO, DADO QUE HACIA CLASES EN EL MISMO TIPO
DE ESTABLECIMIENTO EL AÑO ANTERIOR

Variables	(1) Municipal	(2) Particular Subvencionado	(3) Particular no Subvencionado
Segundo Cuartil	-0,0691*** (0,0031)	0,0286*** (0,0035)	0,0566*** (0,0022)
Tercer Cuartil	-0,0559*** (0,0031)	0,0274*** (0,0035)	0,0470*** (0,0022)
Cuarto Cuartil	0,0270*** (0,0033)	-0,0142*** (0,0036)	-0,0049** (0,0021)
Estudios Presenciales	-0,1378*** (0,0119)	0,1215*** (0,0132)	-0,0143** (0,0069)
Estudios Universitarios	0,0831*** (0,0096)	-0,0685*** (0,0104)	0,0148** (0,0059)
Experiencia	0,0110*** (0,0004)	0,0028*** (0,0005)	0,0111*** (0,0003)
Experiencia ²	-0,0001*** (0,0000)	-0,0003*** (0,0000)	-0,0002*** (0,0000)
Edad	0,0052*** (0,0002)	0,0004 (0,0003)	-0,0022*** (0,0002)
Profesor Hombre	0,0121*** (0,0023)	0,0190*** (0,0025)	0,0176*** (0,0017)
Constante	-0,2795*** (0,0120)	-0,0513*** (0,0142)	-0,0536*** (0,0069)
Promedio de los datos	0,2916	0,4027	0,1115
Observaciones	156.848	156.848	156.848
R-squared	0,1253	0,0662	0,0310
Efectos fijos por año	SI	SI	SI

Notas: Errores estándar robustos a heteroscedasticidad en paréntesis. *** p < 0,01, ** p < 0,05, * p < 0,1.

Finalmente, en el último modelo de esta sección se estima la probabilidad de que un profesor abandone un establecimiento educativo de cada tipo, donde los resultados se muestran en la Tabla 10. Se observa que mientras peor sea el valor agregado de los profesores, mayores probabilidades tiene de abandonar el establecimiento de tipo particular no subvencionado. Por otro lado los profesores de menor valor agregado, tienen menos posibilidades de abandonar establecimientos municipales y particulares subvencionados.

TABLA 10

ESTIMACION DE PROBABILIDAD DE ABANDONAR CADA TIPO
DE ESTABLECIMIENTO EDUCATIVO

Variables	(1) Municipal	(2) Particular Subvencionado	(3) Particular no Subvencionado
Segundo Cuartil	-0,0022** (0,0009)	-0,0006 (0,0011)	0,0018*** (0,0007)
Tercer Cuartil	-0,0013 (0,0009)	-0,0012 (0,0011)	0,0023*** (0,0007)
Cuarto Cuartil	-0,0001 (0,0010)	-0,0012 (0,0012)	0,0001 (0,0007)
Estudios Presenciales	0,0094*** (0,0034)	0,0145*** (0,0033)	0,0040** (0,0018)
Estudios Universitarios	-0,0019 (0,0026)	0,0108*** (0,0026)	0,0027* (0,0015)
Experiencia	-0,0018*** (0,0001)	-0,0009*** (0,0002)	-0,0002** (0,0001)
Experiencia ²	0,0000*** (0,0000)	0,0000*** (0,0000)	0,0000 (0,0000)
Edad	-0,0000 (0,0001)	-0,0001 (0,0001)	-0,0001 (0,0001)
Profesor Hombre	0,0061*** (0,0007)	0,0073*** (0,0008)	0,0024*** (0,0005)
Constante	0,0291*** (0,0045)	0,0197*** (0,0043)	0,0119*** (0,0026)
Promedio de los datos	0,0162	0,0253	0,0091
Observaciones	156,848	156,848	156,848
R-squared	0,0064	0,0056	0,0022
Efectos fijos por año	SI	SI	SI

Notas: Errores estándar robustos a heteroscedasticidad en paréntesis. *** p < 0,01, ** p < 0,05, * p < 0,1.

6. CONCLUSIONES

Uno de los principales focos de interés en temas de educación es la deserción escolar que afecta a miles de niños y jóvenes en Chile. Si bien existe una vasta literatura que abarca este tema en el país, la mayoría de esta lo hace centrándose únicamente en factores socioeconómicos debido a que sus fuentes de datos son encuestas de hogares. Este trabajo es una primera aproximación para relacionar la deserción escolar con la calidad de sus profesores.

Como forma de análisis, este estudio ha explotado la idea de que el efecto fijo de los profesores, al momento de estimar la probabilidad de deserción escolar de sus alumnos, es una buena aproximación de su “calidad” o de su “valor agregado”, y por ende nos puede explicar cómo se mueven los distintos docentes entre los establecimientos educativos.

Gran parte de esta investigación se ha centrado en buscar posibles causantes de la deserción escolar en alumnos de primer año de educación secundaria. En este sentido, se ha encontrado evidencia significativa de que ser hombre, haber reprobado algún año académico en la educación primaria o incluso haber reprobado su primer año de secundaria, aumenta las posibilidades de deserción escolar de los alumnos una vez que se controla por efectos fijos de sus profesores y el establecimiento de donde el alumno finalizó su educación primaria. Además se ha encontrado evidencia significativa, que haber cursado su primer año de educación primaria en un establecimiento particular reduce las probabilidades de deserción.

Posteriormente, usando el efecto fijo capturado como un instrumento para medir la “calidad docente” o el “valor agregado” de los profesores, buscamos los posibles impactos de este índice en características de movilidad de los mismos. Encontramos evidencia de que los profesores con menor índice de calidad, es decir, de menor valor agregado, tienen más posibilidades de trabajar en establecimientos municipales, que son de bajo costo económico, y a la vez tienen menos posibilidades de trabajar en establecimientos particulares, que son altamente costosos en Chile. Además se muestra que los profesores de menor valor agregado tienden a tener mayores posibilidades de abandonar establecimientos particulares, pero tienen mayores posibilidades de quedarse en establecimientos municipales.

Finalmente, y de acuerdo a la estrategia empírica utilizada y los modelos económétricos especificados, este trabajo ha encontrado evidencia que demuestra que los profesores tienen incidencia relevante en la decisión de deserción de sus alumnos, y que esta variable es un buen índice de su calidad como docente, ya que puede explicar en qué tipo de establecimientos educacionales están trabajando, si se quedan o si se cambian de tipo de establecimiento.

7. BIBLIOGRAFIA

- BARRO, R. J. (1991). "Economic Growth in a Cross Section of Countries", *The Quarterly Journal of Economics*, 106 (2), pp. 407-433.
- BEYER, H. (1998). "¿Desempleo Juvenil o un Problema de Deserción Escolar?", *Centro de Estudios Pùblicos*, 71, pp. 89-119.
- CANALES, A. y MALDONADO, L. (2018). "Teacher quality and student achievement in Chile: Linking teachers' contribution and observable characteristics", *International Journal of Educational Development*, 60, pp. 33-50.
- CAVICCHIOLI, E.; ALIVERNINI, F. y MANGANELLI, S. (2015). "A Mixed Method Study on Teachers' Diaries: Teachers' Narratives and Value-added Patterns", *Procedia - Social and Behavioral Sciences*, 205, pp. 485-492.
- CEPAL. (2002). *Panorama social de América Latina: 2001-2002*. Comisión Económica para América Latina y el Caribe, Publicación de las Naciones Unidas, Santiago.
- CHETTY, R.; FRIEDMAN, J. N. y ROCKOFF, J. E. (2014a). "Measuring the Impacts of Teachers I: Evaluating Bias in Teacher Value-Added Estimates", *American Economic Review*, 104 (9), pp. 2593-2632.
- CHETTY, R.; FRIEDMAN, J. N. y ROCKOFF, J. E. (2014b). "Measuring the Impacts of Teachers II: Teacher Value-Added and Student Outcomes in Adulthood", *American Economic Review*, 104 (9), pp. 2633-2679.
- FILGUEIRA, F.; FUENTES, A., y FILGUEIRA, C. (2001). "Critical Choices at a Critical Age: Youth Emancipation Paths and School Attainment in Latin America", *IDB Working Paper*, N° 145.
- HILL, H. C.; KAPITULA, L., y UMLAND, K. (2011). "A Validity Argument Approach to Evaluating Teacher Value-Added Scores", *American Educational Research Journal*, 48 (3), pp. 794-831.
- KOEDEL, C.; MIHALY, K., y ROCKOFF, J. E. (2015). "Value-added modeling: A review", *Economics of Education Review*, 47, pp. 180-195.
- LYCHE, C. (2010). "Taking on the Completion Challenge: A Literature Review on Policies to Prevent Dropout and Early School Leaving", *OECD Education Working Papers*, N° 53.
- MANKIW, N. G.; ROMER, D., & WEIL, D. N. (1992). "A Contribution to the Empirics of Economic Growth", *Quarterly Journal of Economics*, 107 (2), pp. 407-437.
- MELIS, F.; DIAZ, R. y PALMA, A. (2005). *Adolescentes y jóvenes que abandonan sus estudios antes de finalizar la enseñanza media: Principales tendencias*, División Social MIDEPLAN, Santiago, Chile.
- MONTERO, R. (2007). "Trabajo y deserción escolar: ¿quién protesta por ellos?", *Cuadernos de Economía*, 44, pp. 211-231.
- OECD. (2007). *OECD Economic Survey of Chile*. OECD publishing, Paris.
- RODRIGUEZ, P.; TRUFFELLO, R.; SUCHAN, K.; VARELA, F.; MATAS, M.; MONDACA, J.; CESPEDES, J.; VALENZUELA, L.; VALENZUELA, J. y ALLENDE GONZALEZ, C. (2016). "Apoyando la formulación de políticas públicas y toma de decisiones en educación utilizando técnicas de análisis de datos masivos: el caso de Chile", Repositorio Ministerio de Educación de Perú. 18 Diciembre de 2019. <<http://repositorio.minedu.gob.pe/handle/123456789/4463>>.
- SANTOS, H. (2009). "Dinámica de la Deserción Escolar en Chile". Documento de Trabajo Centro de Políticas Comparadas en Educación N° 3, Universidad Diego Portales, Santiago. 19 de Diciembre 2019
- SAPELLI, C. y TORCHE, A. (2004). "Deserción Escolar y Trabajo Juvenil: ¿Dos Caras de Una Misma Decisión?", *Cuadernos de economía*, 41 (123), pp. 173-198.
- SASS, T. R.; SEMYKINA, A., & HARRIS, D. N. (2014). "Value-added models and the measurement of teacher productivity", *Economics of Education Review*, 38, pp. 9-23.
- TRUCCO, D. y H. ULLMANN (2016). *Juventud: Realidades y Retos para un Desarrollo con Igualdad*, Comisión Económica para América Latina y el Caribe, Publicación de las Naciones Unidas, Santiago.

ESTUDIOS DE ECONOMIA

VOLUMEN 47 • N° 1 / JUNIO 2020

ARTÍCULOS

Potential output, output gap and high inflation in Argentina (2007-2015)

Luciano Campos

Long Memory in the Energy Consumption by Source of the United States: Fractional Integration, Seasonality Effect and Structural Breaks

Oluwasegun B. Adekoya

¿Son los Gobiernos locales más eficientes cuando su coalición política está en el Gobierno central? Un estudio para el caso de las municipalidades en Chile

José Martínez, César Salazar, Luis Améstica-Rivas

Recursos TIC y supervivencia empresarial: una revisión de la noción de ventaja competitiva

Carlos Piñeiro Sánchez

Household's demand for Food Commodities in Pakistan: Issues and Empirical Evidence

Naeem Akram

SUSCRIPCIONES AÑO 2020

Suscripción anual	Subscriptions rates
Chile:	All other countries:
Instituciones \$ 22.000	Institutions US\$ 42
Individuo \$ 17.000	Individuals US\$ 38
Estudiantes \$ 10.000*	
Números sueltos \$ 12.000 c/u (Incluido transporte aéreo)	Single copy rate US\$ 22 (Includes postage)
*Se debe presentar certificado de matrícula.	
Toda correspondencia puede hacerse al Editor; en cuanto a pedido de publicaciones, puede hacerse mediante cheque o solicitarlas mediante factura proforma a: Facultad de Economía y Negocios Universidad de Chile, Campus Andrés Bello, Diagonal Paraguay 257, torre 26, casilla 3861, Santiago, Chile.	Correspondence should be addressed to Editor, Estudios de Economía. Make all remittances payable to: Facultad de Economía y Negocios, U. de Chile. P.O. Box 3861, Santiago, Chile.

Suscripción y venta: Campus Andrés Bello: Diagonal Paraguay 257, Oficina 1606, Piso 16 - Torre 26, Santiago, Chile. Teléfonos: 22 978 3411 - 22 978 3410

**UNIVERSIDAD DE CHILE
FACULTAD DE ECONOMIA Y NEGOCIOS
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA**

ANDROS IMPRESORES
www.androsimpresores.cl

CONTRIBUCIONES

Todos los artículos enviados a la RAE-EAR siguen el siguiente proceso de revisión. En primer lugar, son asignados a un editor quien determina si el artículo se envía a referato o si es rechazado (desk reject.)

Los artículos enviados a referato son sometidos a un proceso de arbitraje con evaluadores anónimos (single-blind).

Los autores que deseen enviar artículos para su publicación deben hacerlo a través de nuestro sitio <https://www.rae-ear.org>, en formato pdf o Word, y considerar que los trabajos deben ser originales, inéditos y no estar siendo evaluados para publicación en otra revista.

Se aceptan manuscritos en inglés y español. Los mismos deben incluir, en ambos idiomas, un título, resumen o “abstract” de no más de cien (100) palabras, palabras claves y los códigos JEL correspondientes. La página de cubierta deberá incluir el nombre de los autores, afiliación institucional e información de contacto.

Los manuscritos aceptados para su publicación deberán seguir las instrucciones de estilo de la revista publicados en:

<https://www.rae-ear.org/index.php/rae/about/submissions#authorGuidelines>.

SUBMISSION OF PAPERS

All manuscripts submitted to RAE-EAR go through the following editorial process. First, they are assigned to an editor who may reject the paper without calling on outside referees. Second, those articles that are not rejected by an editor are sent to one or more referees. Manuscripts are reviewed in a single-blind fashion.

Authors must submit their manuscripts, in word or pdf format, electronically at <https://www.rae-ear.org>. Any submitted article should not be under consideration for publication at another journal. Submission implies that the manuscript constitutes unpublished original work.

RAE-EAR publishes articles both in English and Spanish. They should include, in both languages, a title page, an abstract of no more than one-hundred (100) words, keywords and the corresponding JEL codes. Manuscripts should also include a title page with each author's name, affiliation and contact information.

Accepted articles must conform to the style guide provided at:

<https://www.rae-ear.org/index.php/rae/about/submissions#authorGuidelines>.

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

UNIVERSIDAD ALBERTO HURTADO