

ANALISIS ECONOMICO

VOLUMEN 32 - N° 2

ISSN 0716-5927

OCTUBRE DE 2017

ARTICULOS / ARTICLES

Iryna Sikora, Juan Antonio Campos Abad, Javier Bustos Salvagno

Determinantes del precio *spot* eléctrico en el Sistema
Interconectado Central de Chile

*The determinants of electricity spot price in the Central
Interconnected System of Chile*

José María Cabrera, Alejandro Cid

Asignación de derechos de usufructo en mercados informales:
Evidencia desde las calles

*Allocation of usufruct rights in informal markets:
Evidence from the streets*

Maribel Jiménez

Movilidad intergeneracional y gasto público en Argentina
Intergenerational mobility and public spending in Argentina

María Florencia Gabrielli, Monserrat Serio

Testing assortative mating: Evidence from Argentina

Tests de emparejamiento selectivo: Evidencia para Argentina

Rodrigo Alfaro, Carlos A. Medel, Carola Moreno

An analysis of the impact of external financial risks on the sovereign
risk premium of Latin American economies

*Un análisis del impacto de riesgos financieros externos sobre
el premio por riesgo soberano en economías latinoamericanas*

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

REVISTA DE
ANÁLISIS ECONOMICO
ECONOMIC ANALYSIS REVIEW

EDITOR
James Albrecht
Georgetown University

COEDITOR
Carlos García
ILADES-Universidad Alberto Hurtado

EDITORA EJECUTIVA
Claudia González

EDITORES ASOCIADOS

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

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

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

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

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

CONTRIBUCIONES

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

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

SUBMISSION OF PAPERS

Author submitting articles for possible publication should know:

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

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

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

SUSCRIPCIONES

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

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

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

SUBSCRIPTIONS

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

| | | |
|------------------|--------|-------|
| Individuals | 12.000 | 35.00 |
| Institutions | 16.000 | 40.00 |
| Single copy rate | 6.000 | 20.00 |

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

R E V I S T A D E

ANALISIS ECONOMICO

VOLUMEN 32 - Nº 2 ISSN 0716-5927 OCTUBRE DE 2017

ARTICULOS / ARTICLES

Iryna Sikora, Juan Antonio Campos Abad, Javier Bustos Salvagno

Determinantes del precio *spot* eléctrico en el Sistema

Interconectado Central de Chile

The determinants of electricity spot price in the Central

Interconnected System of Chile

3

José María Cabrera, Alejandro Cid

Asignación de derechos de usufructo en mercados informales:

Evidencia desde las calles

Allocation of usufruct rights in informal markets:

Evidence from the streets

39

Maribel Jiménez

Movilidad intergeneracional y gasto público en Argentina

Intergenerational mobility and public spending in Argentina

65

María Florencia Gabrielli, Monserrat Serio

Testing assortative mating: Evidence from Argentina

Tests de emparejamiento selectivo: Evidencia para Argentina

109

Rodrigo Alfaro, Carlos A. Medel, Carola Moreno

An analysis of the impact of external financial risks on the sovereign
risk premium of Latin American economies

Un análisis del impacto de riesgos financieros externos sobre

el premio por riesgo soberano en economías latinoamericanas

131

ECONOMIC ANALYSIS

R E V I E W

DETERMINANTES DEL PRECIO *SPOT* ELECTRICO EN EL SISTEMA INTERCONECTADO CENTRAL DE CHILE*

THE DETERMINANTS OF ELECTRICITY SPOT PRICE IN THE CENTRAL INTERCONNECTED SYSTEM OF CHILE

IRYNA SIKORA**

KPMG España Asesores S.L.

JUAN ANTONIO CAMPOS ABAD***

División de Prospectiva y Política Energética, Ministerio de Energía

JAVIER BUSTOS SALVAGNO****

División de Prospectiva y Política Energética, Ministerio de Energía

Abstract

This paper aims to identify the key determinants of Chilean spot power price and assess their relative importance in recent price decline. To do so, we use a VAR model with weekly data between the years 2015-2016 and variance decomposition analysis to attribute variations of marginal cost to different shocks. The results show that while the availability of water for hydropower and lower fuel prices are important for explaining power spot prices, they only account for 50%-75% of the marginal cost's variance, leaving 25%-50% to other factors, such as more renewable generation and lower generation from oil sources, among other factors.

Keywords: VAR, spot price, electricity, Chile.

JEL Classification: C32, L94, Q41, Q48.

* El presente documento se ha visto enriquecido por los comentarios recibidos por Mauricio Tejada, Carlos García y Cristóbal Muñoz, así como de los participantes en el 6th Latin American Energy Economics Meeting y el Seminario de la Escuela de Gobierno de la Universidad Adolfo Ibáñez. Este trabajo no representa un documento oficial ni corresponde a una declaración de ningún tipo del Ministerio de Energía ni de KPMG Asesores S.L. Todos los errores son propios de los autores.

** E-mail: isikora@kpmg.es

*** E-mail: jcampos@minenergia.cl

**** E-mail: jbustos@minenergia.cl

Resumen

Este estudio tiene como objetivo encontrar los determinantes del precio spot de la electricidad en Chile y caracterizar su disminución significativa entre el 2015 y 2016. Para ello se emplea un modelo de VAR con datos semanales 2011-2016 y un análisis de descomposición de varianza de costo marginal ante distintos shocks de las variables del modelo. Los principales resultados muestran que las variables generación hidroeléctrica, y aportes de gas y carbón, explican entre el 50%-75% de la varianza del costo marginal, dejando entre 25%-50% para el resto de factores, como incremento de aportes ERNC y menor generación diésel, entre otros.

Palabras clave: VAR, precio spot, electricidad, Chile.

Clasificación JEL: C32, L94, Q41, Q48.

INTRODUCCION

El costo marginal de la energía eléctrica (o precio *spot* de electricidad) es uno de los principales indicadores del mercado eléctrico y señal de su condición de adaptación entre oferta y demanda. En términos simples refleja el costo de suministrar un kilo watt hora (kWh) adicional al sistema eléctrico. Además, representa el precio a utilizar en la valorización de las transferencias de energía entre empresas generadoras. En general, el costo marginal se percibe como señal de corto plazo pero a la vez influye en el precio de contratos de suministro de mediano y largo plazo.

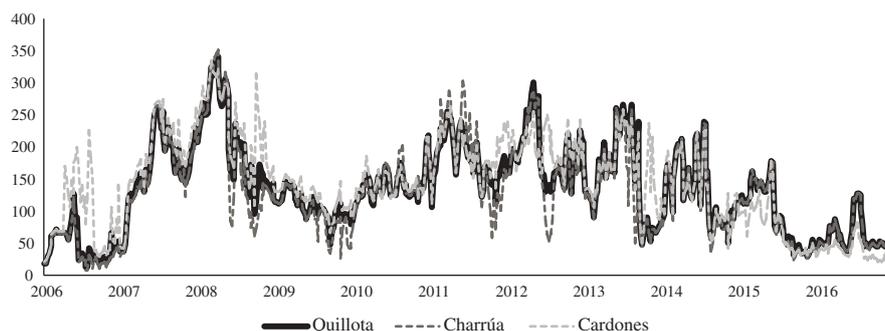
Las diferencias entre el precio *spot* y el precio de los contratos de suministro impactan directamente en la viabilidad financiera de las empresas de generación¹. El riesgo del precio *spot*, particularmente después de la volatilidad que se creó producto de la crisis del gas argentino a mediados de la década pasada, llevó a que se extendiera la práctica de la indexación de precios de contratos a costo marginal. La Figura 1 muestra la dinámica del costo marginal en los últimos 10 años.

Varios estudios econométricos confirman la importancia del costo marginal como un punto de referencia en el sector, particularmente a la hora de determinar precios de contratos de suministro de mediano y largo plazo. Roubik y Rudnik (2009), Arellano y Serra (2010), Moreno *et al.* (2012), Fabra *et al.* (2014), Varas y Rudnick (2014) y Bustos (2015a) muestran que el costo marginal esperado es uno de los principales determinantes de los precios de contratos en libres y en regulados. Adicionalmente, las divergencias de los costos marginales entre diferentes barras del sistema de transmisión

¹ Para ilustrar este punto está el caso de la generadora Campanario con centrales a petróleo diésel que optó por una estrategia de compras en el mercado *spot* para cumplir con las obligaciones sostenidas en los contratos suscritos con clientes regulados en el 2009. Campanario no pudo sostener su flujo de caja en 2011, ya que el precio *spot* subió muy por encima de lo esperado por la empresa y respecto del precio establecido en los contratos suscritos.

FIGURA 1

COSTO MARGINAL SIC² 2006-16 (USD/MWH), BARRAS QUILLOTA,
CHARRUA Y CARDONES, 220



reflejan el estado del mismo, siendo el desacople³ de precios un potencial problema financiero para las empresas del sector.

Durante los últimos meses, mucho se ha especulado acerca de los factores que han determinado la importante caída de los costos marginales del Sistema Interconectado Central (SIC). Esa atención es justificada: a modo de ejemplo, el costo marginal eléctrico en la barra Quillota promediaba los 152 USD/MWh en 2013, y bajó a 133 USD/MWh en 2014, a 90 USD/MWh en 2015 y a 60 USD/MWh en 2016⁴, lo que representa una caída de 60% en tres años.

Académicos y distintas publicaciones del sector eléctrico⁵ han desarrollado diversas conjeturas con el fin de explicar las verdaderas razones y causalidades a las que se atribuye la caída de los costos marginales durante este período. Penetración de generación renovable no convencional (ERNC), precipitaciones tempranas, caída en el precio de los combustibles fósiles, aumento de disponibilidad de generación térmica a carbón y el crecimiento de la demanda menor que lo esperado, han sido

² Actualmente en Chile existen dos sistemas eléctricos: Sistema Interconectado Central (SIC) y Sistema Interconectado de Norte Grande (SING), que a partir del 2018 estarán interconectados formando un futuro Sistema Interconectado Nacional. El presente análisis se centra en el Sistema Interconectado Central debido a su mayor tamaño, más diversa matriz de generación y mayor variabilidad en precios *spot*.

³ Corresponde a la falta de capacidad de transmisión que imposibilita la transferencia de energía, llevando a que la operación del sistema se aleje del óptimo económico del sistema al ser necesario el despacho de unidades de generación de mayor precio.

⁴ Datos diarios, ponderados por generación horaria del sistema, Centro de Despacho Económico y Carga del Sistema Interconectado Central (CDEC SIC). Se dispone de datos hasta 31 de mayo 2016.

⁵ Núñez, Ignacio (2015), “¿Por qué ha caído el costo marginal en el Sistema Interconectado Central de Chile?”. *Revista Electricidad* (2016), “Costos marginales de energía caen 73% en un año por más ERNC y lluvias tempranas”.

las principales razones que se han imputado a la caída de los costos marginales en el SIC.

La evidencia circunstancial apoya a la mayoría de estos supuestos en los últimos años: efectivamente, la disponibilidad del agua aumentó significativamente⁶, el aporte de la generación renovable no convencional ha crecido más de cuatro veces⁷, los precios de combustibles han caído en más de 40%⁸, la demanda eléctrica ha crecido 2%-3% más lento de lo previsto⁹. Pero en cuanto a la generación a base de carbón, su aporte a la matriz no ha variado significativamente, representando 33% en 2013 versus 32% en 2016.

A pesar que las tendencias enunciadas parecen estar alineadas con el resultado esperado de una baja en el costo marginal eléctrico, las hipótesis de la importancia de cada uno de esos factores no han sido testeadas estadísticamente, siendo producto de un análisis descriptivo del sector. Por otro lado, tampoco está asegurada la causalidad de estos factores sobre el costo marginal.

Los objetivos de este trabajo son dos. En primer lugar, proponer una metodología para encontrar los principales determinantes del costo marginal eléctrico en el Sistema Interconectado Central. Hasta el momento, no existe una única metodología establecida para evaluar los principales factores que determinan la evolución de los precios *spot* eléctricos en Chile, y este trabajo permite una primera aproximación a dicho desafío. En segundo lugar, se pretende testear y conocer la veracidad de los grupos de factores anteriormente mencionados para explicar la significativa disminución de costos marginales en los últimos años. La estimación de la relación entre costo marginal y las características del Sistema Interconectado Central se realiza por medio de un modelo de Vectores Autorregresivos (VAR), considerando datos semanales para el período comprendido entre el 2011 y 2016. Adicionalmente se ha incorporado una estimación mediante un Modelo de Corrección de Error Simple.

Comprender los determinantes de los costos marginales eléctricos es relevante para elaborar diagnósticos consistentes con la realidad, así como diseñar políticas energéticas efectivas tanto en el corto como en el largo plazo. Sin ir más lejos, la primera y una de las principales metas de la actual Agenda de Energía¹⁰ es reducir el costo marginal eléctrico en 30%. En el SIC esto se traduciría a que el costo marginal

⁶ La energía promedio embalsada en el conjunto de embalses del SIC era de 1,314 GWh en 2013, 1,775 GWh en 2014 y 2,232 GWh en 2015 –según datos diarios de la energía embalsada, SEC.

⁷ Generación ERNC ha crecido de 1% en 2013 a 3% en 2014, y a 5% en los años 2015 y 2016 –según datos diarios de generación eléctrica recopilados por la Superintendencia de Electricidad y Combustibles (SEC).

⁸ Los precios de petróleo diésel, gas natural y carbón en los mercados internacionales han disminuido en más de 40% entre 2013 y 2015 –según datos Bloomberg diarios de mercados internacionales para petróleo Brent y gas natural Henry Hub, datos de la Comisión Nacional de Energía (CNE) para los precios del carbón.

⁹ Según datos de Demanda esperada en informes técnicos, fijación de precios de nudo octubre 2013, octubre 2014, CNE versus demanda efectiva en datos diarios de la energía generada en el SIC recopilados por la SEC.

¹⁰ Ministerio de Energía (2014), Agenda de Energía, Metas y objetivos de la Agenda de Energía.

promedio del año 2013 de 151 USD/MWh sea inferior a 106 USD/MWh en el año 2017, en la barra de Quillota.

Este trabajo se estructura en cuatro partes, la primera incluye la revisión de literatura para la realización de este trabajo. La segunda parte continúa con el modelo empírico, en donde se describe el modelo VAR y las variables utilizadas, luego se presenta el análisis de resultados, y por último, el trabajo termina con la discusión y las conclusiones.

LITERATURA

Al ser tan dinámicos y cambiantes, el enfoque más intuitivo para analizar los mercados energéticos sería mediante el análisis de series de tiempo. Durante la última década se ha desarrollado ampliamente la literatura empírica al respecto aplicando distintos métodos de modelización de regresión de series temporales a los mercados de electricidad y combustibles en todo el mundo. Higgs y Worthington (2010) presentan una revisión extensa de estos métodos de análisis aplicados a los determinantes del precio de combustibles y electricidad, sus dinámicas y su volatilidad, y también sus impactos en distintas dimensiones de la actividad económica del país.

Una rama importante de esta literatura se basa en series de tiempo estacionarias y las técnicas multivariantes. En concreto, los modelos VAR (*Vector Autoregression Models*) y VEC (*Vector Error Correction Models*) se están usando para analizar mercados energéticos. Dichos modelos y sus modificaciones se usan permanente y constantemente en el contexto de los mercados de petróleo crudo y de gas natural (por ejemplo Kilian 2009 y 2012; Toews y Naumov, 2015).

La literatura en mercados eléctricos en particular es todavía más escasa que en el caso de combustibles. Sin embargo, los modelos autorregresivos ya se han usado para estimar las relaciones entre los precios de electricidad y los costos de combustibles en Estados Unidos (Mjelde y Bessler, 2009), Europa (Feringstad, Loland y Wilhelmsen 2011; Fezzi 2007), y también en América Latina (Correa y García, 2013).

Además, estos modelos se han usado para analizar otros aspectos del mercado eléctrico, como evaluar el impacto de permisos a emisiones y moratoria nuclear (Thoenes 2015), así como para relacionar los precios de electricidad entre los distintos estados de Estados Unidos (Park, Mjelde y Bessler, 2006).

En la literatura chilena aún no existen muchos trabajos al respecto. Morandé y Soto (1996) llevaron a cabo un análisis de los determinantes de los precios de contratos libres en el SIC durante la primer mitad de los 90, no encontrando evidencia que el precio *spot* o costo marginal afectara el precio de contratos libres. Por el contrario, el precio de contratos regulados y el precio *spot* estaban cointegrados, por lo que el precio regulado estaría reflejando adecuadamente el costo marginal esperado de largo plazo. Bustos (2015b), por otra parte, encuentra que no es posible rechazar la hipótesis de que el precio *spot* cause “a la *Granger*” el precio de contratos libres durante el período 1995-2010. En este caso, los principales determinantes del precio *spot* encontrados fueron el precio de combustibles y la hidrología del SIC.

MODELO VAR PARA LA DESCOMPOSICION DEL COSTO MARGINAL

Para poder atribuir la dinámica del costo marginal a los diferentes factores, utilizamos el modelo de Vectores Autorregresivos VAR. Este modelo, en su esencia, es un sistema de variables, en donde cada variable endógena está representada como una función de su propio pasado y del pasado de otras variables endógenas del sistema. El VAR se caracteriza por incorporar variables que guardan una relación compleja entre ellas, sin necesidad de especificar una relación de equilibrio de largo plazo y permite analizar la interrelación entre las diferentes series de tiempo.

El modelo VAR puede ser pensado como la forma reducida de un sistema económico dinámico que implica un vector de variables. Modelo VAR con p rezagos (VAR (p)) se puede escribir como:

$$AX_t = B_1X_{t-1} + B_2X_{t-2} + \dots + B_pX_{t-p} + u_t \quad (1)$$

$$E_{uu'} = \Sigma = \begin{bmatrix} \sigma_{u1}^2 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \sigma_{u2}^2 & \dots & 0 \\ & & \dots & \\ 0 & 0 & \dots & \sigma_{un}^2 \end{bmatrix} \quad (2)$$

Debido a que el propósito de este estudio es descomponer la variación del costo marginal entre diferentes factores, el costo marginal es la principal variable de interés, mientras las características del sistema eléctrico tienen un rol de las variables explicativas.

En el Sistema Interconectado Central existen 56 barras (puntos de recepción y distribución de energía eléctrica) de 220V, que constituyen 56 “mercados locales” de energía eléctrica dispersos geográficamente. Se dispone de los datos de costos marginales para cada una de esas 56 barras, por lo que es posible modelar cada una de ellas. Sin embargo, para el presente análisis de los costos marginales se eligieron seis barras: Diego de Almagro (DA), Cardones (CA), Quillota (QU), Alto Jahuel (AJ), Charrúa (CH) y Puerto Montt (PM). Cada una de esas barras tiene una demanda eléctrica significativa, y además, están geográficamente separadas: Diego de Almagro y Cardones representan el Norte del Sistema Interconectado Central; Quillota y Alto Jahuel representan el Centro; y las barras Charrúa y Puerto Montt representan el Sur del país.

Para estimar el modelo VAR se ha levantado la información sobre las fuerzas determinantes del costo marginal a partir de la estructura del mercado *spot* de electricidad en Chile. A causa del *trade-off* entre la cantidad de las variables que componen el modelo VAR, y la precisión de las estimaciones en las muestras relativamente cortas,

se han elegido cinco características que se perciben más relevantes para ser incluidas al modelo principal y completar el análisis con los modelos auxiliares para explorar los efectos de otras variables del sector.

Denotemos $X_t = (X_{0t}, \dots, X_{4t})$ el vector de las características del sistema eléctrico chileno en el momento t , donde:

X_{0t} es el **costo marginal en la barra de interés** en el momento t , medido en dólares estadounidenses por megavatio-hora (UDS/MWh).

Las variables X_{1t}, X_{2t}, X_{3t} corresponden a los **aportes porcentuales de tecnologías a gas, carbón e hidroelectricidad, respectivamente**, para generación eléctrica total en el momento t .

La variable X_{4t} caracteriza la disponibilidad de agua para la generación hidroeléctrica y corresponde al **estado de embalses** del Sistema Interconectado Central en el momento t , medidos en energía embalsada, GWh.

Así, con este vector de cinco variables se estima la ecuación (1). El modelo VAR se estimará en diferencias para todas las variables, ya que la variable estado de embalse no es estacionaria en niveles. Por esta razón, para mantener la estacionariedad de todas las variables del modelo, estas serán estimadas en diferencias y considerando 3 períodos de rezago, lo que significa 21 días o tres semanas¹¹.

En virtud del propósito de este análisis, nuestro interés principal está en descomponer la varianza del costo marginal y determinar qué porcentaje de la misma se debe atribuir a cada variable del modelo. Para ello, después de la estimación VAR, pasamos al análisis de la descomposición:

El rezago del costo marginal capturará el efecto de la tendencia o patrón en la propia barra. En general, interpretamos este efecto como el efecto residual, es decir, la parte de variación no explicada por otros factores del modelo.

Los aportes de gas y carbón se usan como aproximaciones para los costos de combustibles para la generación eléctrica (la siguiente sección explica la lógica de esa aproximación). Para efectos de interpretación, esas variables capturan los efectos de variación de precios de gas y carbón en el costo marginal.

El aporte hidroeléctrico, así como estado de embalses reflejan las condiciones meteorológicas o disponibilidad de agua, y su impacto se interpreta como la importancia de condiciones hídricas para las variaciones del costo marginal.

Esta simple composición del modelo nos permite separar los efectos de la disponibilidad de agua para generación eléctrica y los combustibles (los candidatos más populares en explicar la reciente caída del costo marginal) de todo el resto de los factores y tendencias del sector eléctrico.

¹¹ Los detalles de las pruebas de estacionariedad están presentados en el Anexo 1A. Los detalles de las pruebas de rezagos en el Anexo 1B.

Para profundizar el análisis e introducir los chequeos de sensibilidad, además del modelo inicial, estimamos varios modelos adicionales, considerando las siguientes variables:

- X_{QU_t} – el **costo marginal en la barra Quillota** en el momento t , medido en dólares estadounidenses por megavatio-hora (UDS/MWh). La inclusión de esa variable permite medir el efecto de desacople entre las barras del sistema eléctrico.
- X_{PASADA_t} y $X_{EMBALSE_t}$ – **aportes porcentuales de hidroeléctrica pasada y embalse, respectivamente**, para generación eléctrica total en el momento t . La inclusión de esas variables permite diferenciar los impactos de generación hidro entre tecnologías.
- X_{ERNC_t} y X_{DIESEL_t} – **aportes porcentuales de ERNC y diésel, respectivamente**, para generación eléctrica total en el momento t . La inclusión de esas variables permite medir la importancia relativa de mayor generación ERNC y menor despacho de diésel en el costo marginal.
- X_{D_t} – la medida de **demanda eléctrica** en el momento t : se consideró la demanda absoluta medida en GWh, así como la demanda relativa medida como proporción de la demanda en el momento t sobre la demanda máxima en el período. La inclusión de esa variable permite medir la importancia de menor crecimiento de la demanda en el desarrollo del precio *spot*.

La inclusión de esas variables permite indagar más profundamente en los factores no explicados por agua ni combustibles, y obtener una mejor idea de cómo se compone el “Resto de factores” representado por el rezago del costo marginal.

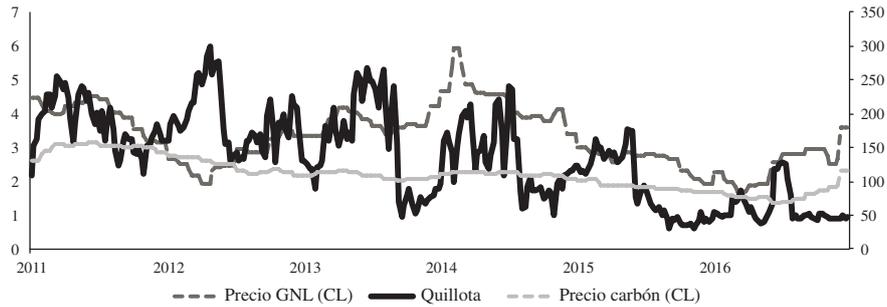
Precios de combustibles vs. aportes por tecnología

Para analizar las variaciones del costo marginal lo más lógico sería incorporar los precios de combustibles a nuestro modelo. Sin embargo, medir correctamente los costos de combustibles reales **que enfrentan los generadores** no es una tarea fácil. Esto se debe a que no existe información pública al respecto ni son homogéneos entre los generadores, ya que provienen de los contratos privados de cada empresa.

Una posible solución a este problema sería usar los precios de combustibles referenciales, publicados por la Comisión Nacional de Energía (CNE) o disponibles de los mercados internacionales. La Figura 2 muestra gráficamente la relación entre el costo marginal y los precios de referencia de gas y carbón. Según el gráfico, el costo marginal parece estar bastante alineado con los precios de combustibles: en los últimos años se observa la reducción de los tres, costos marginales y ambos precios. Sin embargo, es posible que esta sea una correlación espuria.

FIGURA 2

RELACION ENTRE COSTO MARGINAL, PRECIO DE GAS Y PRECIO DE CARBON



Si los precios de combustibles que observamos se reflejaran en el costo marginal declarado por las generadoras, observaríamos una clara correlación negativa entre los aportes y precios de combustibles: costo de generación más bajo implicaría mayor probabilidad de despacho y, en consecuencia, mayor producción¹².

La Tabla 1 muestra las correlaciones entre el costo marginal (barra Quillota), aportes y precios de gas y carbón para cada año desde 2011. Observamos que en cuatro años, para el caso de gas y de carbón, la correlación entre precios de combustibles y sus aportes es positiva: en 2014 y 2015 un mayor precio de gas o carbón se traducían en mayores aportes de esas tecnologías.

TABLA 1

TABLA DE CORRELACIONES ENTRE PRECIOS DE GAS Y CARBON, SUS APORTES Y COSTOS MARGINALES

| Año | Gas | | Carbón | |
|------|---------|----------------|---------|----------------|
| | Aporte | Costo marginal | Aporte | Costo marginal |
| 2011 | 0,7645 | 0,3644 | 0,2017 | 0,1754 |
| 2012 | -0,4006 | -0,4928 | -0,5318 | 0,3921 |
| 2013 | 0,0054 | 0,0775 | 0,0487 | -0,1258 |
| 2014 | 0,7327 | 0,4386 | 0,4994 | 0,4574 |
| 2015 | 0,6589 | 0,6139 | 0,2819 | 0,6893 |
| 2016 | -0,3526 | -0,0420 | -0,4037 | -0,3082 |

¹² El mercado *spot* en Chile funciona mediante un despacho centralizado que ordena un Coordinador Eléctrico a partir de los costos declarados por las empresas de generación. De esta manera, unidades de menor costo son despachadas primero siguiendo un orden de menor a mayor costo de operación.

FIGURA 3

RELACION ENTRE APORTES DE GAS Y SUS PRECIOS

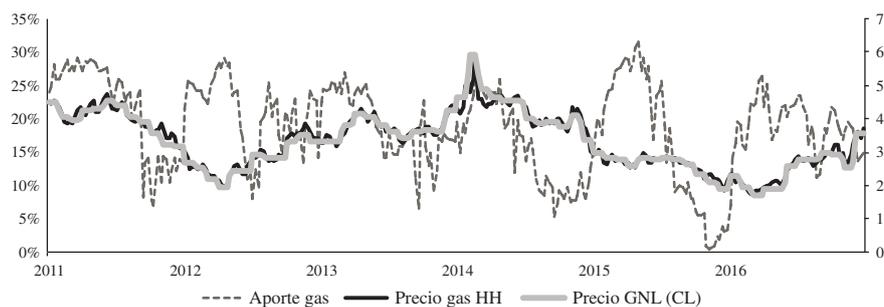
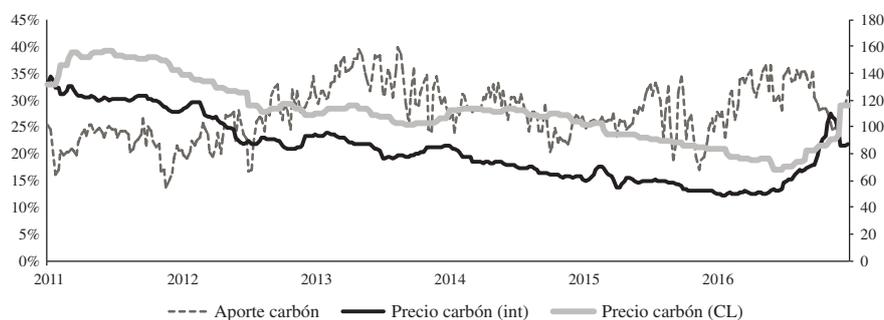


FIGURA 4

RELACION ENTRE APORTES DE CARBON Y SUS PRECIOS



En el caso de correlación entre los precios de combustibles y el costo marginal, en la mayoría de los años es positiva, salvo en 2012 y 2016. La conclusión principal de este ejercicio es que, probablemente, los precios de combustibles que observamos no reflejan de manera precisa los costos que declaran las centrales (sea porque las plantas han suscrito contratos muy distintos de los precios internacionales o de combustibles colocados en Chile u otras razones que escapan al marco del presente análisis).

Las Figuras 3 y 4 muestran gráficamente la relación entre los precios de gas y carbón observado y los aportes de generación eléctrica de esas tecnologías. Se observa muy bien la tendencia hacia la baja en los precios, pero no siempre esto se refleja de manera clara en los mencionados aportes.

Evidentemente el análisis de correlaciones no es lo suficientemente profundo para concluir acerca de las causalidades entre estas series de tiempo, además en el modelo chileno hay que tener en cuenta el efecto de la generación hidroeléctrica. Otro problema para usar los precios de combustibles es el desconocimiento de la “velocidad” (número de períodos) con la que los precios internacionales comienzan a reflejarse en los contratos chilenos.

En definitiva, en el modelo VAR que hemos escogido se ha optado por usar los aportes de generación térmica y no los precios de combustibles por las siguientes tres razones:

1. A diferencia de los precios de referencia o referenciales, los aportes deberían reflejar los costos reales que tienen las empresas generadoras en cuanto a los combustibles.
2. En el modelo VAR, este enfoque permite modelar los aportes de gas y carbón en función de generación hidroeléctrica y el estado de embalses, lo que sería incorrecto si fuera con los precios de combustibles, ya que estos se determinan en los mercados internacionales y no se ven influenciados por las características del mercado eléctrico chileno.
3. Este enfoque permite tener en cuenta la disponibilidad del combustible para generación en el caso de gas natural, factores que no se determinan por los costos de los combustibles, pero que impactan el costo marginal de manera directa.

En todo caso, los impactos de aportes en nuestro modelo pueden ser interpretados como los impactos de los precios de combustibles sobre el costo marginal, bajo el supuesto que la estructura de los costos no cambia y el costo declarado refleja el costo de combustible real¹³.

Variables, fuentes y datos

Las fuentes de las variables utilizadas en nuestro modelo VAR están presentados en la Tabla 2. En el presente análisis hemos optado por utilizar los datos con frecuencias semanales para evitar el problema de frecuencia alta en el modelo VAR, transformando los datos con frecuencia diaria^{14, 15}.

¹³ Es importante destacar que el sistema eléctrico chileno se basa en un mecanismo de costos declarados que pueden ser auditados por el Coordinador eléctrico.

¹⁴ En caso de costos marginales, se dispone de los datos horarios. Sin embargo, la alta frecuencia no es ventajosa en el modelo VAR, ya que, probablemente, los *shocks* en características del sistema eléctrico necesitan tiempo para transmitirse al precio. Para ello, llevamos los datos horarios a diarios ponderado por generación.

¹⁵ Con excepción de los precios de combustibles internacionales en los fines de semana y festivos cuando no se hace el comercio. En estos casos se ha usado el valor del día anterior. En todos estos casos calculamos un promedio simple semanal sin ponderaciones para todas las variables del modelo.

TABLA 2

DESCRIPCION DE VARIABLES RELEVANTES PARA EL MODELO

| Tema | Variable | Descripción | Fuente |
|-----------------|---|---|---|
| Precio energía | $X_{0t} - CMG_t$ | Costos marginales, USD/MWh. Datos horarios llevados a semanales. Los datos fueron ponderados a base de la generación horaria del SIC. | CMg – CDEC-SIC |
| Aportes diarios | $X_{1t} - GAS_t$ $X_{2t} - CARBON_t$ $X_{3t} - HIDRO_t$ | Energía generada por centrales hidroeléctricas, GWh Energía generada por centrales renovables no convencionales variables (solar y eólica), GWh. | Superintendencia de Electricidad y Combustibles (SEC) |
| Embalses | $X_{4t} - EMBALSE_t$ | Energía embalsada en los embalses del SIC, GWh. | SEC |

Nuestro análisis se centra entre el 2011 y 2016, con los datos semanales, tenemos 281 observaciones para el modelo VAR. La Tabla 3 muestra las estadísticas descriptivas.

TABLA 3

ESTADISTICAS DESCRIPTIVAS

| Variable | Obs. | Promedio | Desv. estándar | Mínima | Máxima |
|---------------------------|------|----------|----------------|--------|----------|
| CMg Diego de Almagro (DA) | 312 | 139,53 | 77,83 | 20,02 | 282,71 |
| CMg Cardones (CA) | 312 | 133,48 | 71,41 | 19,89 | 263,23 |
| CMg Quillota (QU) | 312 | 134,93 | 66,54 | 29,67 | 299,76 |
| CMg Alto Jahuel (AJ) | 312 | 141,06 | 72,08 | 29,22 | 314,60 |
| CMg Charrúa (CH) | 312 | 129,26 | 69,71 | 22,98 | 302,87 |
| CMg Puerto Montt (PM) | 312 | 138,23 | 70,32 | 25,30 | 303,84 |
| Aporte gas | 312 | 0,18 | 0,06 | 0,01 | 0,31 |
| Aporte carbón | 312 | 0,27 | 0,05 | 0,13 | 0,39 |
| Aporte hidro | 312 | 0,41 | 0,10 | 0,22 | 0,70 |
| Embalse | 312 | 1.840,71 | 861,80 | 130,10 | 3.845,83 |

La dispersión geográfica de los costos marginales

Las Figuras 5A y 5B comparan gráficamente los costos marginales entre las barras del Norte (Diego de Almagro), Centro (Quillota) y Sur (Puerto Montt), tomando Quillota como referencia, debido a su posición geográfica y su importancia en términos de demanda.

FIGURA 5A

EVOLUCION DE COSTOS MARGINALES: NORTE-CENTRO, USD/MWH

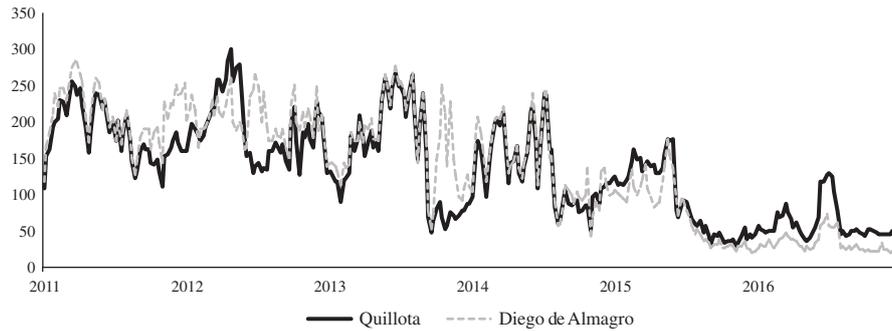
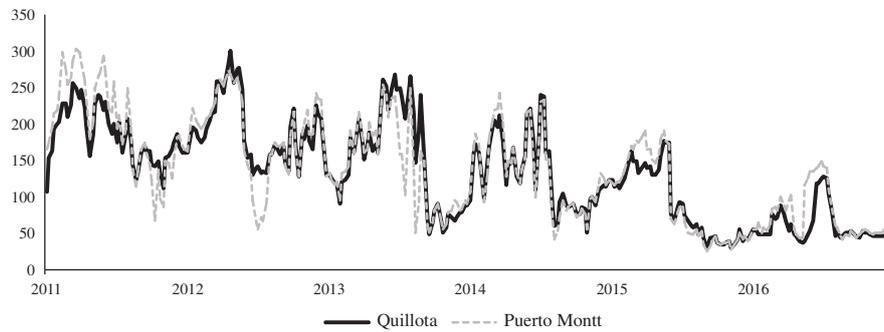


FIGURA 5B

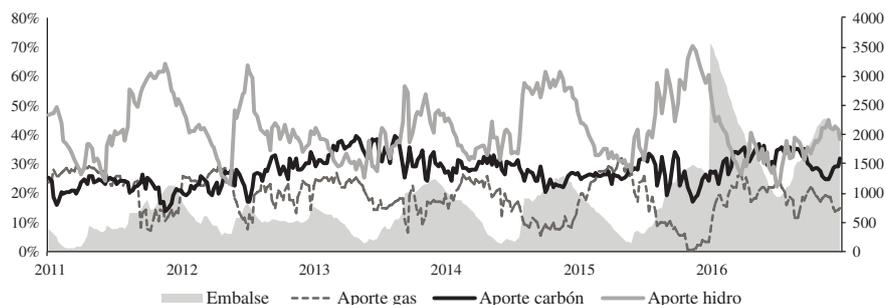
EVOLUCION DE COSTOS MARGINALES: CENTRO-SUR, USD/MWH¹⁶

En el Norte hasta 2014 el costo marginal era más alto que en Quillota, revirtiendo esa tendencia desde 2015. En cambio, en el Sur, antes de 2014 el costo marginal era sistemáticamente más alto que en Quillota, haciéndose más estable últimamente.

¹⁶ Las diferencias entre barras pueden deberse a diferencias relevantes entre oferta y demanda alrededor de cada barra así como a congestión en las redes de transmisión.

FIGURA 6

GRAFICO APORTES GAS, CARBON, HIDROELECTRICIDAD Y ENERGIA EMBALSADA



Otras variables del modelo

La Figura 6 muestra la evolución del resto de las variables consideradas en el modelo principal. La energía embalsada tiene el carácter estacional, lo que es natural para un país como Chile en cuanto a condiciones climáticas. Los aportes de hidroelectricidad también siguen esta estacionalidad, mientras que los aportes de gas y carbón compensan de manera conjunta la deficiencia de la generación hidroeléctrica cuando esta ocurre.

VAR estructural

Podría ser razonable imponer algunas restricciones lógicas a nuestro modelo de VAR. Por ejemplo, el nivel del embalse se determina por las condiciones meteorológicas, y no es razonable permitir que el nivel del embalse dependa de forma directa de aportes de gas natural o del costo marginal.

Después de estimar el VAR simple con 3 rezagos, se realizó el test de causalidad de Granger –la prueba estadística de causalidad en cada ecuación del modelo VAR¹⁷–. Debido a los resultados de este testeo y desde la lógica del funcionamiento del mercado, se optó por utilizar un VAR estructural que se describe a continuación. Esta forma funcional permite probar empíricamente cuáles factores son más determinantes de la evolución del costo marginal.

A partir del análisis económico del sector y el funcionamiento efectivo del mercado eléctrico chileno, se plantean las siguientes relaciones estructurales entre las variables del modelo:

¹⁷ Los detalles del test de Granger para todas las variables del modelo principal se presentan en el Anexo 1C.

- La variable de interés, **el costo marginal**, se relaciona con todas las variables del modelo, ya que estas representan sus principales determinantes.
- Los **aportes de gas** en nuestro modelo no se relacionan con el costo marginal, ya que la causalidad va en la dirección contraria (aportes de gas determinan el costo marginal). Además, se relaciona con la energía embalsada solo por medio de generación hidroeléctrica.
- Los **aportes de carbón** tampoco se relacionan con el costo marginal, ya que la causalidad va en la dirección contraria (aportes de carbón pueden determinar el costo marginal). Además, no se relaciona con aportes de gas (ya que el carbón se despacha primero), ni con la energía embalsada de forma directa, solo mediante generación hidroeléctrica.
- Los **aportes hidro** se modelaron en función de la generación hidroeléctrica, estado de embalses y costo marginal de la barra explicada en el modelo. Lo último, porque el despacho hidroeléctrico depende del costo de oportunidad de almacenar agua¹⁸.
- La **energía embalsada** solo se relaciona con los rezagos de la misma variable, ya que es determinada por condiciones climáticas y no por condiciones del sector eléctrico.

En la forma matemática, el vector de variables junto con la estructura lógica anteriormente mencionada queda evidenciado en al siguiente matriz de restricciones.

$$X_T = \begin{bmatrix} X_{0t} \\ X_{1t} \\ X_{2t} \\ X_{3t} \\ X_{4t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} CMg_t \\ AporteGas_t \\ AporteCarbon_t \\ AporteHidro_t \\ EstadoEmbalse_t \end{bmatrix} S = \begin{bmatrix} \alpha_{0,0} & \alpha_{0,1} & \alpha_{0,2} & \alpha_{0,3} & \alpha_{0,4} \\ 0 & \alpha_{1,1} & \alpha_{1,2} & \alpha_{1,3} & 0 \\ 0 & 0 & \alpha_{2,2} & \alpha_{2,3} & 0 \\ \alpha_{3,0} & 0 & 0 & \alpha_{3,3} & \alpha_{3,4} \\ 0 & 0 & 0 & 0 & \alpha_{4,4} \end{bmatrix}$$

Por dificultades de interpretación y la cantidad de información y como es habitual para los modelos VAR, omitimos la presentación de los resultados numéricos del modelo y nos concentraremos en los resultados de descomposición de varianza del costo marginal.

¹⁸ Se realizó en análisis de sensibilidad del modelo distinguiendo entre esas dos tecnologías, sin alteración significativa de los resultados, ver Anexo 2A.

RESULTADOS

En esta sección inspeccionamos los resultados, así como la precisión de nuestro modelo VAR estructural para cada una de las seis barras consideradas y también presentamos los resultados de la descomposición de la varianza del costo marginal eléctrico acorde con las variables que este modelo componen, es decir, aportes de gas, carbón e hidroelectricidad, estado de embalses y propio rezago del costo marginal en la misma barra.

Modelo VAR

La Figura 7 muestra seis gráficos, cada uno de ellos corresponde a una barra estudiada y muestra el costo marginal real observado (gris oscuro) y el costo marginal que nuestro modelo VAR predice (gris claro). Los valores predichos corresponden a las estimaciones simples, donde el costo marginal en un período se estima de acuerdo con los coeficientes del modelo y los valores pasados de las variables explicativas.

Como se puede observar, el modelo explica el proceso de determinación del costo marginal de forma bastante precisa, se respetan las tendencias generales y en muchos casos las fluctuaciones puntuales y temporales. Con esto concluimos que, en general, el VAR estructural que especificamos en la sección anterior se ajusta bien a la realidad del mercado eléctrico y proporciona las proyecciones acertadas del costo marginal.

Descomposición de varianza

La descomposición de la varianza permite tener una aproximación de la importancia relativa que tienen los *shocks* en las variables del sistema, separando la variación en el error de pronóstico de esta última entre los distintos componentes de innovaciones. Así, basados en datos históricos es posible visualizar la evolución a lo largo del tiempo de la importancia promedio de cada variable del sistema para explicar las variaciones del costo marginal.

La Figura 8 muestra la descomposición del costo marginal eléctrico en la barra Quillota (a modo de ejemplo) a lo largo de 15 períodos. Para todas las variables, la estimación de la parte de varianza que se debe a un *shock* se estabiliza después de 3-4 períodos y se mantiene durante el resto del tiempo. En todos los casos, las estimaciones son estadísticamente significativas a 95%.

La Tabla 4 resume el mismo resultado para todas las barras, solo concentrándose en el valor del período 15, último período considerado para esta estimación.

FIGURA 7

COSTOS MARGINALES REALES Y PROYECTADOS

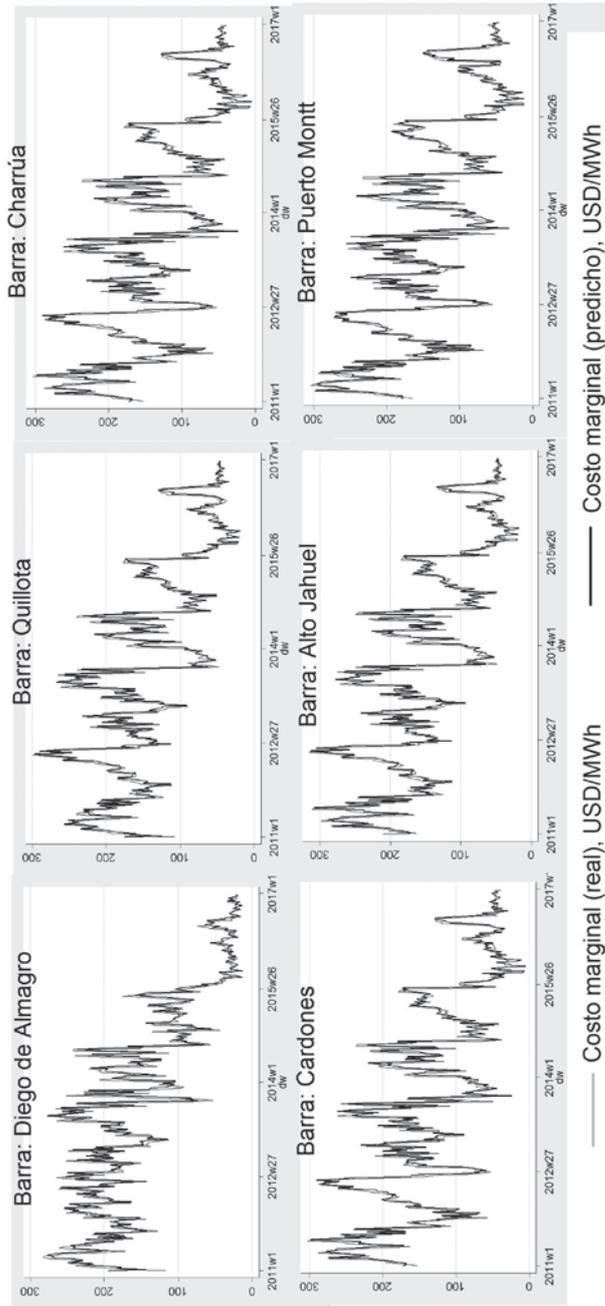


FIGURA 8

DESCOMPOSICION DE LA VARIANZA DEL COSTO MARGINAL (QUILLOTA)

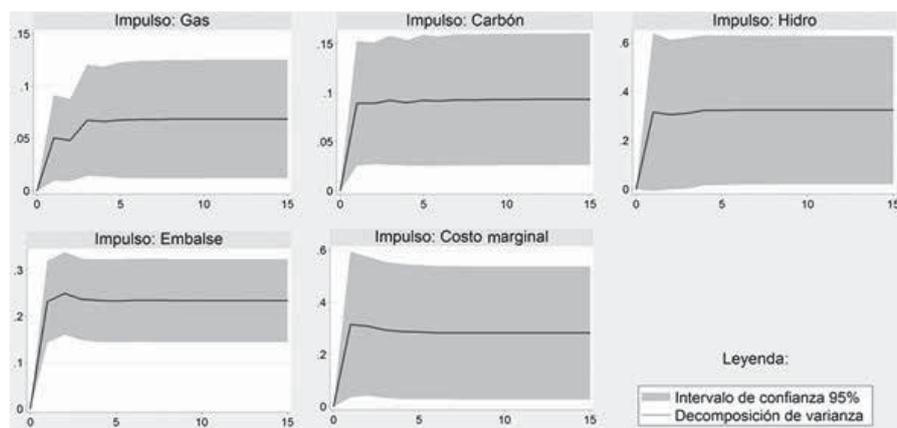


TABLA 4

DESCOMPOSICION DE VARIANZA DEL COSTO MARGINAL, PERIODO 15

| <i>Shock</i> | Diego de Almagro (DA) (%) | Cardones (CA) (%) | Quillota (QU) (%) | Alto Jahuel (AJ) (%) | Charrúa (CH) (%) | Puerto Montt (PM) (%) |
|----------------|---------------------------|-------------------|-------------------|----------------------|------------------|-----------------------|
| Aporte gas | 9,1 | 8,5 | 7,3 | 7,8 | 7,6 | 6,3 |
| Aporte carbón | 10,7 | 11,4 | 9,5 | 10,5 | 10,3 | 7,7 |
| Aporte hidro | 28,0 | 27,6 | 35,9 | 36,6 | 40,7 | 47,0 |
| Embalse | 7,6 | 7,5 | 17,3 | 17,4 | 16,9 | 16,2 |
| Costo marginal | 44,5 | 45,0 | 29,9 | 27,6 | 24,5 | 22,8 |

Para todas las barras consideradas se observa que una parte importante de la varianza en el costo marginal está explicado por innovaciones en las variables relacionadas con disponibilidad de agua: generación hidroeléctrica y el estado de los embalses. Este resultado es lógico para el Sistema Interconectado Central debido a su composición y funcionamiento, donde el rol de los combustibles es considerable, pero no primario.

Otro punto importante es que para todas las barras de 25% a 50% de la variación del costo marginal están asociados con la tendencia en la misma barra. Esto quiere decir que una parte importante de la variación del costo marginal no se puede atribuir a las innovaciones en los factores que especifica el modelo, sino a las innovaciones

en el costo marginal propiamente tal: del sistema o de la propia barra. Es decir, este resultado indica que probablemente existen otros factores que este modelo no captura. En la siguiente sección discutimos este punto más en detalle.

Modelo de corrección de errores simple

Como una manera alternativa de estimar los determinantes del costo marginal en el período bajo estudio se buscó una herramienta complementaria. Un modelo de corrección de errores simple permite analizar la disminución del costo marginal desde el punto de vista de relaciones de largo plazo entre el costo marginal y sus determinantes, descrito en la siguiente ecuación econométrica:

$$\Delta x_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta x_{t-1} + \beta_2 \Delta x_{t-2} + \beta_3 \Delta x_{t-3} + \gamma(x_t - y_t) + e_t$$

En donde x corresponde al costo marginal, y corresponde al determinante del mismo. El error aquí se compone de dos partes: por una parte el error habitual e , y por otra parte la relación de largo plazo entre la variable de interés y su determinante.

Si bien este enfoque permite el análisis intuitivo de la relación entre el costo marginal y sus determinantes, es de alcance limitado porque no permite la relación entre los determinantes y solo se concentra en las relaciones bilaterales.

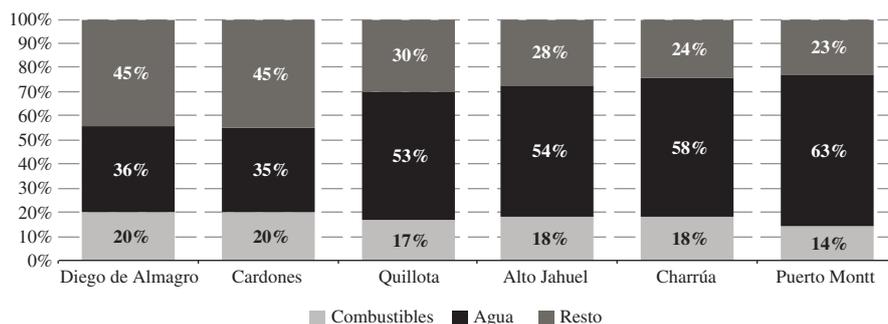
Los resultados se encuentran en la Tabla 3A del Anexo para 6 modelos de corrección del error simple. De estos resultados podemos concluir los mensajes similares a los resultados de nuestro VAR. Primero, ninguno de los determinantes del modelo explica muy bien la tendencia de los costos marginales –son los rezagos de la misma variable que aportan gran parte de la explicación–. Segundo, la tendencia hacia la baja de los costos marginales es más notable en el Norte en comparación con el Sur (para las barras del Norte, todos los rezagos tienen los coeficientes negativos, mientras en el Sur, solo dos). Y tercero, el impacto de los factores relacionados con la disponibilidad de agua para generación eléctrica es más notoria en el Sur.

DISCUSION

Después de haber analizado la relación estadística entre el costo marginal de generación eléctrica y las características del sistema eléctrico chileno, que se han utilizado para explicar su comportamiento, hemos calculado la descomposición de varianza del costo marginal. En esta sección analizamos y presentamos la interpretación de estos resultados, distinguiendo entre tres grupos de factores: categoría “Agua” agrupa efectos de embalses y generación hidroeléctrica; categoría “Combustibles”, efectos de gas y carbón, y categoría “Otros”, el resto de los factores.

Este análisis representa una mirada más agregada de la información presentada en Tabla 5. La Figura 9 muestra la descomposición de varianza agregada a lo largo

FIGURA 9

DESCOMPOSICION DE LA VARIANZA DEL COSTO MARGINAL
ENTRE TRES FACTORES, 2011-16

del SIC, de Norte al Sur: Diego de Almagro (DA), Cardones (CA), Quillota (QU), Alto Jahuel (AJ), Charrúa (CH), Puerto Montt (PM).

Agua y combustibles

El impacto de la categoría “Agua” es muy pronunciado en todas las barras consideradas a lo largo del país. Sin embargo, la importancia de los efectos relacionados con hidroelectricidad aumenta considerablemente hacia el Sur: si en las barras del Norte el agua explica 34%-35% de la variación del costo marginal eléctrico, este número aumenta hasta 56% en el Centro, y hasta 58%-60% en el Sur. Este patrón de la importancia de agua es lógico, a causa de la geografía del SIC, porque las grandes centrales hidroeléctricas no están situadas en el Norte, sino en el Centro y, en su mayoría, en el Sur del país (Tabla 5).

El impacto de la categoría “Combustibles” varía entre 21% para las barras del Norte y 16%-18% para las barras del Centro y Sur. Como muestra la Figura 9, el efecto de las fuentes termoeléctricas es similar entre las diferentes zonas a diferencia del efecto del agua, lo que refleja, también, la distribución de las plantas termoeléctricas de manera más homogénea geográficamente (Tabla 5).

Históricamente, estos dos factores, el agua y los combustibles, se identificaban como los únicos determinantes del costo marginal (Bustos y Fernández, 2013). No obstante, esto no parece ser cierto en el período bajo análisis. De la Figura 9 llama la atención que la categoría “Resto”, es decir, el conjunto de otros factores, tiene más importancia que la categoría “Combustibles”. En vista de los resultados de este análisis y el progreso del sector eléctrico, hay un conjunto de otros factores que son muy relevantes al ser considerados en conjunto.

TABLA 5
CAPACIDAD INSTALADA POR ZONA (SIC)¹⁹

| Zona | Termo | | Hidro | | ERNC (solar + eólica) | |
|--------|-------|----------|-------|----------|-----------------------|----------|
| | MW | Unidades | MW | Unidades | MW | Unidades |
| Norte | 1.811 | 27 | 33 | 4 | 2.017 | 52 |
| Centro | 5.887 | 74 | 6.099 | 108 | 250 | 20 |
| Sur | 287 | 31 | 507 | 51 | 189 | 3 |

Fuente: CNE, capacidad de generación instalada.

Es factible mencionar que la importancia de la categoría “Resto” también difiere entre las zonas geográficas. A continuación exploramos los posibles factores que forman parte de la categoría “Resto”, así como las razones de las divergencias entre las zonas.

Otros factores

En vista de las recientes tendencias en el sector eléctrico chileno, hay algunas variables que el modelo no captura, pero que podrían haber jugado un rol importante en la reciente caída del costo marginal en el SIC o en algunas zonas geográficas del mismo.

En primer lugar, el aumento en la generación de ERNC con el costo de generación cercano a cero y el reemplazo de la generación a diésel con costo de generación alto, podría ser uno de los factores principales.

El segundo lugar, podría existir un efecto de restricción de transmisión que se podría manifestar en las barras donde no hay suficiente capacidad de transmisión para evacuar toda la generación a bajo costo a los lugares de consumo. Esto podría explicar diferencias geográficas en la variabilidad de los costos marginales²⁰.

Por último, si la demanda eléctrica ha crecido a una tasa menor que la capacidad de generación, podríamos observar un costo marginal a la baja igualmente²¹.

La Figura 10 muestra las series de generación a base de diésel y ERNC²² desde el año 2011 hasta el segundo semestre de 2016. En los últimos 3 años la generación ERNC ha aumentado: en 2016 el aporte ERNC es más de 12 veces mayor que antes

¹⁹ En SIC consideramos la siguiente terminología. Norte: regiones II, III y IV; Centro: regiones V, VI, VII, VIII y XIII; Sur: regiones IX, X y XIV.

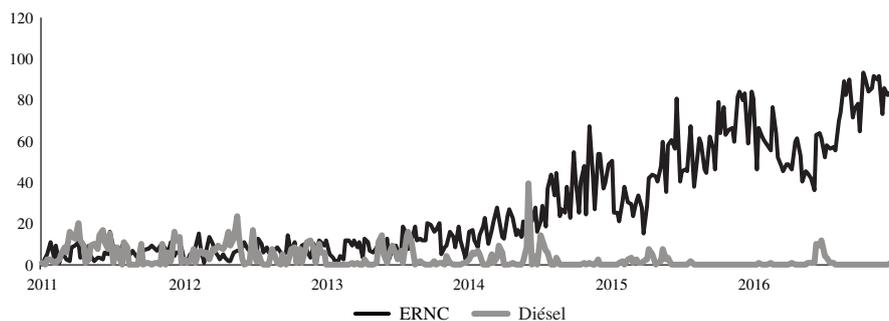
²⁰ El enfoque del análisis y los resultados del modelo incorporando el efecto de transmisión están presentados en el Anexo 2B.

²¹ Se realizó un análisis de sensibilidad del modelo incorporando el efecto de la demanda, sin alteración significativa de los resultados. Para mayores detalles ver Anexo 2C.

²² Para enfatizar intermitencia, aquí ERNC incluye solamente solar y eólica, excluyendo minihidro y biomasa.

FIGURA 10

GENERACION DIARIA POR TECNOLOGIA, GWH - ERNC Y DIESEL



de 2014. A su vez, la generación diésel perdió su importancia dramáticamente, siendo reemplazado por otras tecnologías: en el 2016 el aporte de esta tecnología es 45 veces menor, en promedio, que antes de 2014.

En virtud de la naturaleza de estas tecnologías –despacho en hora punta para diésel e intermitencia debido a condiciones naturales para tecnologías ERNC–, estadísticamente sus aportes tienen volatilidades altas, como muestra la Figura 10. Estas volatilidades son distintas de las volatilidades de las variables de nuestro modelo VAR (los aportes de gas, carbón o hidroelectricidad).

La Figura 11 compara los coeficientes de variación²³ para las variables de nuestro modelo VAR y aportes de diésel y ERNC, usando datos semanales y datos diarios. Los coeficientes de variación son muy consistentes entre dos frecuencias para todas las variables del modelo VAR (aportes de gas, carbón, hidroelectricidad y estado de embalses). Sin embargo, no es el caso para aportes de diésel o para aportes de tecnologías ERNC.

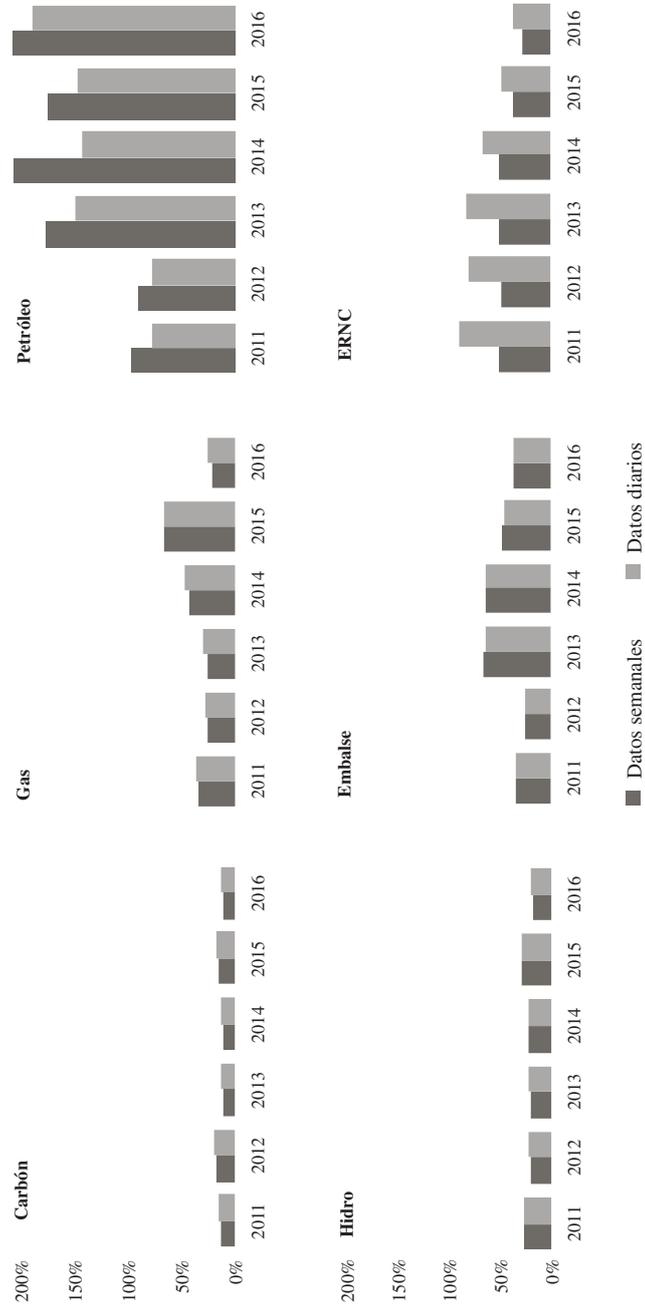
Además de ser mayor que para el resto de las variables, la variable aporte de diésel muestra los coeficientes de variación no consistentes en el tiempo: si antes del 2016 el coeficiente de variación era mayor para los datos semanales, en 2016 esto se revirtió. En otras palabras, si antes de 2016 el aporte de diésel variaba entre semanas, ahora varía más entre los días –debido a su tendencia de uso decreciente en el tiempo–.

En cuanto a los aportes ERNC, el coeficiente de variación diario es mayor, y además, se observa clara tendencia hacia la baja en el tiempo. Esto también se debe

²³ El coeficiente de variación se usa en estadística cuando se desea hacer referencia a la variabilidad de la variable en una escala neutra, es decir, sin relación con el tamaño de la media. Su fórmula expresa la desviación estándar como porcentaje de la media aritmética, mostrando una mejor interpretación porcentual del grado de variabilidad que la desviación típica o estándar.

FIGURA 11

COEFICIENTE DE VARIACION: DATOS SEMANALES Y DIARIOS



a la intermitencia de las fuentes ERNC –si al nivel semanal, en promedio, ERNC genera la cantidad de energía parecida, esas cantidades pueden diferir mucho entre los días de la semana, ya que están sujetos a las condiciones climáticas–.

Tomando en cuenta estos patrones de volatilidad, estadísticamente es más preciso usar los datos diarios para capturar los efectos de estas variables en el costo marginal. Además, a causa de las tendencias de sus aportes en el tiempo, es mejor no incorporar estas variables en nuestro modelo VAR, ya que la importancia de estos factores está cambiando en el tiempo, haciendo los efectos en el costo marginal y su importancia relativa también diferentes en el tiempo.

De todas maneras, es interesante cuantificar los impactos de ERNC y diésel en el costo marginal de manera ilustrativa. Para ello estimamos modelos VAR simplificados, donde en el **modelo A** el costo marginal depende de su propio rezago y de los aportes ERNC, mientras ERNC sigue un proceso independiente; y en el **modelo B**, el costo marginal depende de su propio rezago y aportes de diésel, mientras la variable aportes diésel sigue un proceso independiente²⁴.

Estos modelos se estiman sobre la base de datos diarios, para así capturar mejor la intermitencia de esas dos fuentes de generación sin perder la significatividad estadística. Después de estimar el modelo, calculamos el porcentaje de varianza de costo marginal explicado por cada variable.

Aportes ERNC

La Figura 12 se basa en el modelo simplificado A, y muestra la importancia relativa de los aportes ERNC en el costo marginal, haciendo distinción entre dos períodos de análisis: años 2011-2013 y años 2014-2016, para las seis barras consideradas.

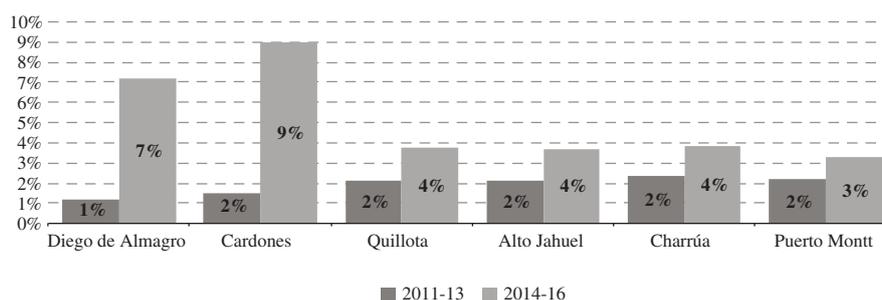
Hay dos mensajes claros de esta figura: primero, la importancia de generación ERNC para el costo marginal ha aumentado más del doble en 2014-2016 en comparación con el período anterior; segundo, este impacto es significativamente mayor para las barras de la zona Norte, donde la mayoría de las plantas ERNC están situadas geográficamente (Tabla 5). Además de la importancia para explicar la categoría “Resto” de la Figura 9, este análisis aporta en explicar las diferencias entre las barras²⁵.

Sin embargo, parece ser que aportes de ERNC no es la única razón de diferencias entre las barras en cuanto a otros factores que expliquen el costo marginal. Si fuera así, ERNC sería más relevante para la barra Diego de Almagro que para la barra Cardones. Este resultado hace pensar que hay otros factores que pueden explicar

²⁴ También se ha construido el modelo C, donde el costo marginal depende de su propio rezago y de los aportes ERNC y aportes de diésel, mientras ERNC sigue un proceso independiente y aportes de diésel dependen de su propio rezago y de los aportes ERNC. Este modelo permite comparar las importancias relativas de los aportes ERNC y de diésel. Las conclusiones son muy similares a los modelos A y B.

²⁵ Otra manera de ver lo mismo, es considerar el vertimiento solar. En el 2014 y 2016 hay vertimiento en dos barras del Norte, Diego de Almagro y Cardones, siendo Diego de Almagro la barra que alcanza 24%, un porcentaje extremadamente alto de costos marginales bajos debido a cantidad de energía solar en 2016.

FIGURA 12

DESCOMPOSICION DE LA VARIANZA DEL COSTO MARGINAL:
IMPACTO ERNC, MODELO A

las diferencias no explicadas por agua y combustibles entre las zonas geográficas, posiblemente relacionados con el sistema de transmisión que conecte las barras del Norte con el Centro y el Sur.

Aportes diésel

La Figura 13 se basa en el modelo simplificado B, y muestra la importancia relativa de los aportes de diésel en el costo marginal, haciendo distinción entre dos períodos de análisis: años 2011-2013 y años 2014-2016, para las seis barras consideradas.

La caída en despacho de las centrales a diésel tuvo un efecto pronunciado en los costos marginales –el hecho de que hay suficiente capacidad más barata para cubrir la demanda punta ha bajado el costo marginal–. La importancia de los aportes de diésel ha bajado en todo el SIC, siendo el efecto más grande en el Centro: de 22%-26% en 2011-2013 a 15%-16% en 2014-2016.

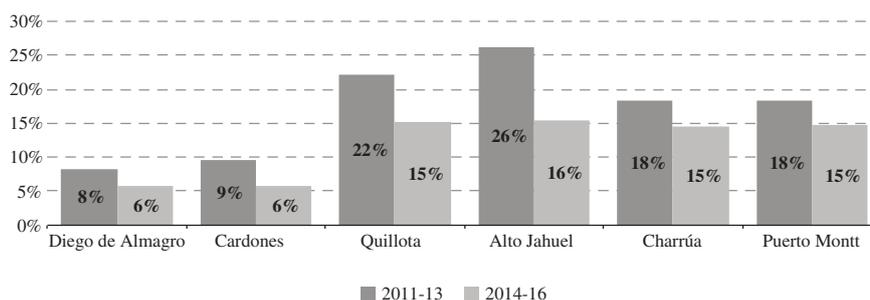
Así como en el caso de ERNC, el impacto es diferente entre las barras: aportes diésel parecen ser mucho más relevantes en el Centro y Sur, en comparación con las barras del Norte.

Otros modelos²⁶

Para poder comparar las importancias de aportes ERNC y diésel en el costo marginal, se ha desarrollado el modelo C. Los resultados muestran que en el modelo conjunto, la importancia relativa de los factores se parece bastante a los modelos individuales,

²⁶ Los resultados de esos modelos están presentados en los Anexos 2C y 2D.

FIGURA 13

DESCOMPOSICION DE LA VARIANZA DEL COSTO MARGINAL:
IMPACTO PETROLEO, MODELO B

concluyendo que las dos variables son de alta importancia y son complementarias, pero en términos relativos, el fin del despacho de diésel juega un rol más importante que el aumento de la generación de ERNC.

También se ha elaborado un modelo simple con la demanda eléctrica, identificando que esa variable tiene mayor relevancia en el Centro y Sur del país, pero sin muchos cambios en el tiempo.

Por último, se ha elaborado un modelo que permite incorporar el efecto de restricciones de transmisión, encontrando que en las barras del Norte alrededor de 50% del “Resto de los factores” se puede atribuir a este factor, pero que al nivel del sistema, ese factor no debiese tener tanta relevancia, ya que las restricciones de transmisión bajan el costo marginal en algunas barras y suben en otras barras. De esa manera, el costo marginal en las barras del Centro y Sur podría haber bajado aún más sin restricciones de transmisión.

CONCLUSIONES

Después de haber analizado la relación estadística entre el costo marginal de generación eléctrica y las características del sistema eléctrico chileno, que se han utilizado para explicar su comportamiento, concluimos que mayor disponibilidad de agua, capturada por las variables del estado de embalses y generación hidroeléctrica, es el factor más relevante para explicar la variación del costo marginal. En esta línea, el factor de agua jugó un rol substancial en la reciente caída del costo marginal en el SIC, pero no es el único factor importante.

Ya no parece ser cierto en el período bajo análisis que el agua y los combustibles son los únicos determinantes del costo marginal. En vista de los resultados de este análisis y el progreso del sector eléctrico, hay un conjunto de otros factores que van ganando más importancia y ya son muy relevantes al ser considerados en conjunto.

Los crecientes aportes de generación ERNC (en particular, eólica y solar), menor necesidad a recurrir a generación con diésel, el factor de demanda y otros factores (rezago del costo marginal como aproximación al *trend* general del sistema) explican casi un tercio de la variación del costo marginal, y en esta línea, un tercio de la caída de los últimos años. Eso permite decir que restando los efectos de mayor disponibilidad del agua y menores precios de combustibles, el costo marginal caería al menos 20 USD/MWh en los últimos dos años.

Estos resultados abren un campo de acción a la política energética. Es posible que acciones de Eficiencia Energética que apunten a reducir el crecimiento de la demanda, así como fomento a energías renovables no convencionales, se conviertan en instrumentos cada vez más relevantes a la hora de reducir precios *spot* de energía eléctrica en Chile. Igualmente, mejoras en la eficiencia de la operación en generación así como de la red de transmisión.

Podría argumentarse que caídas significativas en el precio *spot* podrían reducir la señal de precios en favor de mayor inversión en capacidad de generación. Sin embargo, producto de la necesidad de asegurar capacidad en el mercado chileno, la introducción de licitaciones por contratos de suministro de largo plazo en 2006 (y reformado en 2014), está llevando a que el precio de contratos sea la señal relevante para la decisión de inversión en el largo plazo, y no el costo marginal de corto plazo. Es posible preguntar ahora si con una tendencia a la baja en los costos marginales es necesario comenzar a considerar cambios en el sistema marginalista y en la remuneración a servicios complementarios que provean unidades de mayor costo de operación.

REFERENCIAS

- ARELLANO, M.S. y P. SERRA (2010). "Long-term Contract Auctions and Market Power in Regulated Power Industries", *Energy Policy* 38 (4), pp. 1759-1763.
- BUSTOS, J. (2015a). "Bidding behavior in Chilean electricity market", *Energy Economics* 51, pp. 288-299.
- BUSTOS, J. (2015b). "El mercado de contratos de suministro eléctrico en Chile", en *Economía y Energía, La experiencia chilena*. Ediciones Universidad Alberto Hurtado. Santiago, Chile.
- BUSTOS, J. y J. FERNANDEZ (2013). "Ralco is Coming: Investment Delay in the Chilean Power Market", Núcleo de investigación Empresa, Sociedad y Tecnología, Universidad Mayor, Documento de Trabajo #11.
- CORREA, J.A. y J.J. GARCIA (2013). "Interconexión Eléctrica Colombia-Panamá: Impacto Sobre El Precio Spot En Panamá", *Documento de Trabajo Economía y Finanzas*, Centro de Investigaciones Económicas y Financieras.
- FABRA, N., J.P. MONTERO y M. REGUANT (2014). "La Competencia en el Mercado Eléctrico Mayorista en Chile". *Informe preparado para la Fiscalía Nacional Económica*, Santiago, Chile.
- FERKINGSTAD, E., A. LOLAND y M. WILHELMSEN (2011). "Causal modeling and inference for electricity markets", *Energy Economics* 33, pp. 404-412.
- FEZZI, C. (2007). "Econometric Analysis Of The Interaction Between The European Emission Trading Scheme And Energy Prices", *Social Science Research Network Electronic Paper Collection*.
- HIGGS, H. y A.C. WORTHINGTON (2010). "Modelling Spot Prices in Deregulated Wholesale Electricity Markets: A Selected Empirical Review", *Energy Studies Review* 17 (1).
- KILIAN, L. (2009). "Not All Oil Price Shocks Are Alike: Disentangling Demand and Supply Shocks in the Crude Oil Market", *American Economic Review* 99 (3), pp. 1053-1069.
- KILIAN, L. (2012). "Why Agnostic Sign Restrictions Are Not Enough: Understanding The Dynamics Of Oil Market Var Models", *Journal of the European Economic Association* 10 (5), pp. 1166-1188.

- MJELDE, J.W. y D.A. BESSLER (2009). "Market integration among electricity markets and their major fuel source markets", *Energy Economics* 31 (3), pp. 482-491.
- MORANDE, F. y R. SOTO (1996). "El mercado de clientes no regulados en la industria eléctrica". Programa de Postgrado en Economía ILADES/Georgetown University.
- MORENO, J., R. MORENO, H. RUDNICK y S. MOCARQER (2012). "Licitaciones para el abastecimiento eléctrico de clientes regulados en Chile: Desafíos y oportunidades", *Estudios Públicos*, CEP Chile.
- PARK, H., J.W. MJELDE y D.A. BESSLER (2006). "Price dynamics among U.S. electricity spot markets", *Energy Economics* 28 (1), pp. 81-101.
- ROUBIK, E. y H. RUDNICK (2009). "Assessment of generators strategic behavior in long term supply contract auctions using portfolio concepts", Paper aceptado para presentación en 2009 IEEE Bucharest Power Tech Conference.
- THOENES, S. (2015). "Understanding the Determinants of Electricity Prices and the Impact of the German Nuclear Moratorium in 2011", *Energy Journal* 35 (4), pp. 61-78.
- TOEWS, G. y A. NAUMOV (2015). "The Relationship Between Oil Price and Costs in Oil and Gas Industry", *Oxford Centre for the Analysis of Resource Rich Economies*, Research Paper 152.
- VARAS, P. y H. RUDNICK (2014). "Empirical Studies of Competition in the Chilean Electricity Market". Working Paper, Pontificia Universidad Católica de Chile.

ANEXO 1

MODELO VAR

1A. Prueba de estacionaridad

Debido a que el modelo VAR solamente puede ser aplicado a las series estacionarias, se realizó la prueba de raíces unitarias para todas las variables. Se eligió la prueba de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) como la prueba más común y más utilizada en la literatura. El resultado de esta prueba está presentado en la Tabla 1A.

TABLA 1A

PRUEBAS DE DICKEY-FULLER AUMENTADO: NIVELES Y DIFERENCIAS

| Variable | Estadística nivel | P-valor | Estadística diferencia | P-valor |
|----------------------|-------------------|---------|------------------------|---------|
| CMg Diego de Almagro | -3,171 | 0,0217 | -18,618 | 0,0000 |
| CMg Cardones | -3,322 | 0,0139 | -18,716 | 0,0000 |
| CMg Quillota | -3,231 | 0,0183 | -16,361 | 0,0000 |
| CMg Alto Jahuel | -3,257 | 0,0169 | -16,129 | 0,0000 |
| CMg Charrúa | -3,680 | 0,0044 | -15,995 | 0,0000 |
| CMg Puerto Montt | -3,626 | 0,0053 | -16,150 | 0,0000 |
| Aporte gas | -4,034 | 0,0012 | -20,348 | 0,0000 |
| Aporte carbón | -4,972 | 0,0000 | -19,588 | 0,0000 |
| Aporte hidro | -3,649 | 0,0049 | -16,285 | 0,0000 |
| Embalse | -1,551 | 0,5080 | -7,567 | 0,0000 |

Analizando las pruebas de raíces unitarias en niveles, se observa que la mayoría de las variables ya son estacionarias en niveles, la única excepción es la variable que corresponde al estado del embalse. En la siguiente etapa calculamos primeras diferencias y volvemos a aplicar la prueba de raíces unitarias. Después de este ejercicio, todas las variables son estacionarias en diferencias, indicando que estas variables corresponden al proceso I (1).

Teniendo esto en cuenta, y para simplificar las interpretaciones, vamos a estimar el modelo VAR en diferencias para todas las variables, incluyendo aquellas que eran estacionarias en niveles también.

1B. Número de rezagos

Para elegir el número de rezagos a incluir en el modelo, se realizaron varias pruebas: prueba del error de predicción final (FPE), criterio de información de Akaike (AIC),

criterio de información bayesiana de Schwarz (SBIC), y criterio de información de Hannan y Quinn. La Tabla 1B resume los resultados de este ejercicio.

TABLA 1B

PRUEBAS PARA DETERMINAR EL NUMERO DE REZAGOS

| Barra | FPE | AIC | HQIC | SBIC |
|------------------|-----|-----|------|------|
| Diego de Almagro | 4 | 4 | 2 | 1 |
| Cardones | 4 | 4 | 2 | 1 |
| Quillota | 3 | 3 | 2 | 1 |
| Alto Jahuel | 4 | 4 | 2 | 1 |
| Charrúa | 3 | 3 | 2 | 1 |
| Puerto Montt | 3 | 3 | 2 | 1 |

En virtud de la necesidad del consenso entre las barras, hemos escogido tres rezagos, lo que la mayoría de las pruebas FPE y AIC indica. Aunque las pruebas HQIC y SBIC consistentemente ofrecen menor número de rezagos, hemos hecho la elección de mayor número con el razonamiento de dejar suficiente espacio y permitir la transmisión del efecto de algunas variables hacia el costo marginal en el tiempo, pero no demasiado, ya que la muestra es relativamente corta.

1C. Prueba de causalidad de Granger

Podría ser razonable imponer algunas restricciones lógicas a nuestro modelo de VAR. A modo de ejemplo, el nivel del embalse se determina por las condiciones meteorológicas, y no es razonable para nuestro modelo permitir que el nivel del embalse dependa de forma directa de aportes de gas o de costo marginal.

Después de estimar el VAR simple con tres rezagos, se realizó el test de causalidad de Granger –la prueba estadística de causalidad en cada ecuación del modelo VAR. La tabla abajo muestra los p-valores de la prueba de causalidad de cada ecuación.

TABLA 1C

SIGNIFICATIVIDAD CONJUNTA VALORES P, VAR SIMPLE

| Barra | CMg | Gas | Carbón | Hidro | Embalse |
|------------------|-------|-------|--------|-------|---------|
| Diego de Almagro | 0,214 | 0,737 | 0,400 | 0,010 | 0,014 |
| Cardones | 0,215 | 0,648 | 0,371 | 0,006 | 0,007 |
| Quillota | 0,312 | 0,404 | 0,147 | 0,016 | 0,010 |
| Alto Jahuel | 0,196 | 0,351 | 0,163 | 0,014 | 0,010 |
| Charrúa | 0,007 | 0,786 | 0,078 | 0,016 | 0,012 |
| Puerto Montt | 0,077 | 0,802 | 0,283 | 0,016 | 0,024 |

Si bien los modelos son distintos, en general, rechazamos la mayoría de las hipótesis nulas y concluimos que las variables del modelo en su conjunto no causan uno a otro. Las pruebas indican ausencia de causalidad donde la esperaríamos, por ejemplo, el costo marginal de barra Quillota no se ve causado por ninguna variable explicativa del modelo.

Por esta razón hacemos el ejercicio de imponer una estructura lógica a nuestro modelo VAR, imponiendo algunas restricciones a los coeficientes del modelo, basándose tanto en la evidencia estadística como en el conocimiento del mercado chileno y la lógica económica. Nos preocupamos de imponer justamente el número de restricciones necesario para identificación del modelo, y no imponer ninguna adicional.

ANEXO 2

ANALISIS DE SENSIBILIDAD

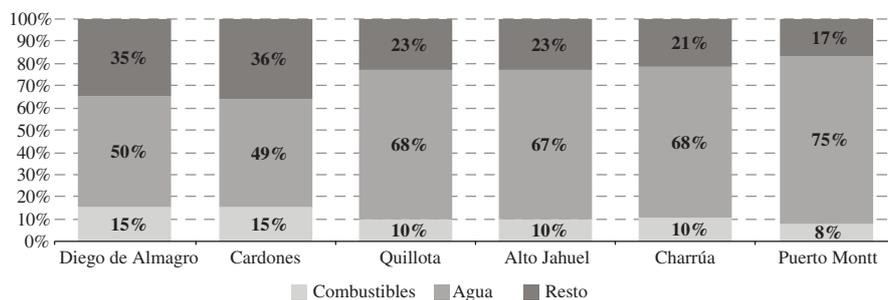
2A. Hidroelectricidad de pasada y de embalse

Debido a que el despacho de hidroeléctricas de pasada se realiza bajo la lógica distinta del despacho de hidroeléctricas de embalse, se realizó el análisis de sensibilidad separando los aportes en generación entre esas dos tecnologías.

Aunque la importancia de la generación hidroeléctrica y estados de embalses cambia en este caso, los resultados agregados (suma de todos los factores relacionados con agua) apenas cambia. La Figura 2A muestra esos resultados gráficamente.

FIGURA 2A

DESCOMPOSICION DE LA VARIANZA DEL COSTO MARGINAL:
HIDROELECTRICIDAD DE PASADA Y DE EMBALSE



2B. Efecto transmisión

Para entender si el efecto de transmisión ha sido relevante en nuestro modelo, se adoptó el enfoque de la barra de referencia: si no hay suficiente capacidad de transmisión, es probable que observemos las diferencias en los costos marginales entre la barra de interés y la barra de referencia. En nuestro caso hemos escogido la barra Quillota como la barra de referencia y la más cercana a los centros principales del consumo eléctrico en el SIC.

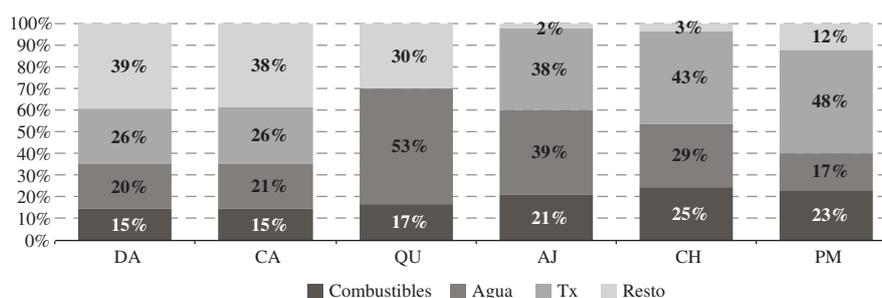
Incorporando una variable adicional, el costo marginal en Quillota, a nuestro modelo VAR, hace posible la distinción del resto de los factores en dos tipos: los factores comunes para todo el SIC (asociados a la barra de referencia) y los factores locales (asociados a la propia barra de interés).

Bajo esa óptica, los factores locales podrían ser interpretados como el efecto de transmisión, en otras palabras, cuánto porcentaje de la variación del costo marginal no se explica ni por agua, ni por combustibles, ni por los otros factores comunes para el sistema eléctrico.

La Figura 2B muestra la descomposición de varianza del costo marginal a lo largo del SIC, de Norte al Sur, separando entre el efecto de transmisión (efecto idiosincrático de la propia barra) y el resto de los factores comunes para todo el sistema. Para la barra de referencia no es posible hacer esa distinción, por tanto todo se atribuye a la categoría “Resto”.

FIGURA 2B

EFFECTO TRANSMISION EN DESCOMPOSICION DE LA VARIANZA DEL COSTO MARGINAL, 2011-16



Ya que hablamos de la variación del costo marginal debido a las restricciones de transmisión, la caída fuerte en una barra (por ejemplo debido a generación de ERNC) implica que en otra barra el costo marginal no caiga tanto como podría bajo las condiciones del balanceo perfecto.

Como muestra la Figura 2B, en todas las barras el efecto de transmisión ha sido relevante, explicando alrededor de la mitad de “Otros factores”, siendo mucho más relevante en las barras del Norte en términos absolutos. Así, el efecto de transmisión ayuda a explicar los otros factores en el Norte, pero no aporta razones al nivel agregado de todo el sistema eléctrico.

Dicho esto, en el presente análisis hay que tomar en cuenta que aquí la transmisión se aproxima con el costo marginal en Quillota, la medida que también puede incluir otros factores (aunque ya incluidos, como combustibles, agua, etc.).

2C. Demanda eléctrica

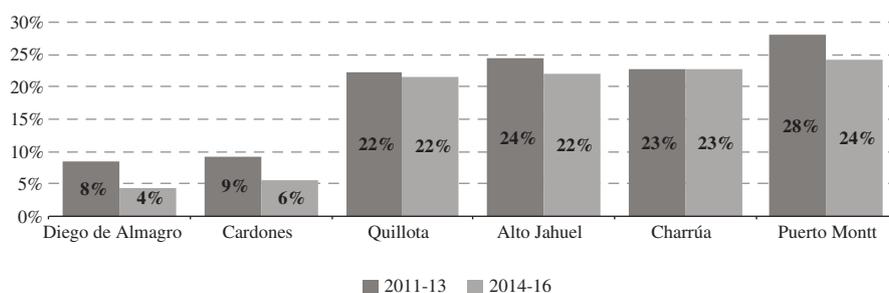
Además de transmisión, ERNC y diésel, se analizó la variación en la demanda como otro factor, motivándonos por el hecho de que el costo marginal se podría determinar por la diferencia de la oferta potencial del sistema y la demanda.

La inclusión de las variables asociadas a la demanda (en términos absolutos o relativos) en nuestro modelo VAR no ayuda a explicar “el resto de los factores” de manera significativa, probablemente debido a la poca variación de esas variables en el período considerado.

Como muestra la Figura 2C, tampoco se encontraron diferencias significativas entre los períodos 2011-2013 y 2014-2016, afirmando que la demanda no fue un determinante de la caída de los costos marginales.

FIGURA 2C

DESCOMPOSICION DE LA VARIANZA DEL COSTO MARGINAL:
IMPACTO DE LA DEMANDA ELECTRICA



2D. Modelo con ERNC y diésel conjunto

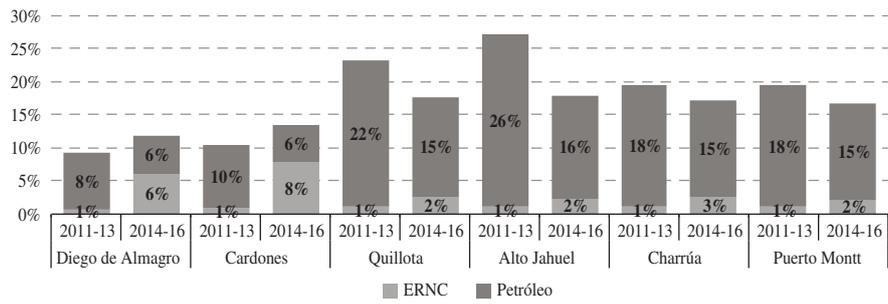
En el modelo C, el costo marginal depende de su propio rezago y de los aportes ERNC y aportes de diésel, mientras ERNC sigue un proceso independiente y aportes de diésel dependen de su propio rezago y de los aportes ERNC.

Este modelo combina los impactos de aportes ERNC y de aportes diésel (modelos A y B) y permite comparar las importancias relativas de los aportes ERNC y de diésel. Los resultados están presentados en Figura 2D.

Los resultados de este modelo son consistentes con los dos modelos anteriores. Para cada una de las seis barras consideradas, la importancia relativa de los aportes ERNC aumenta en los tres últimos años, mientras los aportes de diésel pierden su importancia. Debido a que hay más capacidad instalada ERNC con despacho prioritario, ya no hay tanta necesidad en despachar las centrales a diésel, y observamos que las tendencias en ERNC reemplazan el rol determinante que diésel tenía anteriormente, antes del 2014.

FIGURA 2D

DESCOMPOSICION DE LA VARIANZA DEL COSTO MARGINAL:
IMPACTOS ERNC Y DIESEL, MODELO C



ANEXO 3A

MODELO DE CORRECCION DE ERROR SIMPLE

Otra manera de analizar la disminución del costo marginal es del punto de vista de relaciones de largo plazo entre el costo marginal y sus determinantes.

El modelo econométrico es el siguiente:

$$\Delta x_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta x_{t-1} + \beta_2 \Delta x_{t-2} + \beta_3 \Delta x_{t-3} + \gamma(x_t - y_t) + e_t$$

Donde x corresponde al costo marginal, y corresponde al determinante del mismo. El error aquí se compone de dos partes: el error habitual e y la parte de la relación de largo plazo entre la variable de interés y su determinante.

La Tabla 3A abajo muestra los resultados de las regresiones de los 6 modelos de corrección del error simple. Se optó por tres rezagos para mantener consistencia entre el modelo VAR y los modelos de corrección de errores.

TABLA 3A

REGRESIONES CON TRES REZAGOS, CORRECCION DE ERROR SIMPLE

| Barra | CMg_L1 | CMg_L2 | CMg_L3 | Gas | Carbón | Hidro | Embalse |
|-------|---------------------------------------|--|--|-----------|--------|----------|-----------|
| DA | -0,076 -0,078 -0,085 -0,093 | -0,212*** -0,212*** -0,218*** -0,225*** | -0,109* -0,112** -0,117** -0,122** | -0,034* | -0,022 | -0,011 | -0,002 |
| CA | -0,085 -0,086 -0,092 -0,101* | -0,204*** -0,204*** -0,209*** -0,216*** | -0,124** -0,126** -0,131** -0,137** | -0,033* | -0,022 | -0,012 | -0,002 |
| QU | 0,082 0,079 0,080 0,064 | -0,238*** -0,241*** -0,238*** -0,251*** | -0,100* -0,098* -0,098* -0,109* | -0,048** | -0,020 | -0,015 | -0,003* |
| AJ | 0,105* 0,102* 0,103* 0,085 | -0,263*** -0,265*** -0,263*** -0,277*** | -0,076 -0,074 -0,074 -0,087 | -0,053*** | -0,023 | -0,017* | -0,003* |
| CH | 0,111** 0,101* 0,104* 0,080 | -0,269*** -0,279*** -0,274*** -0,292*** | -0,118** -0,121** -0,120** -0,138** | -0,074*** | -0,024 | -0,021** | -0,004** |
| PM | 0,110* 0,095* 0,100* 0,070 | -0,261*** -0,273*** -0,267*** -0,289*** | -0,091 -0,099* -0,096* -0,119** | -0,077*** | -0,022 | -0,024** | -0,005*** |

ASIGNACION DE DERECHOS DE USUFRUCTO EN MERCADOS INFORMALES: EVIDENCIA DESDE LAS CALLES

ALLOCATION OF USUFRUCT RIGHTS IN INFORMAL MARKETS: EVIDENCE FROM THE STREETS

JOSE MARIA CABRERA*

Centro de Investigación en Economía Aplicada, Universidad de Montevideo

ALEJANDRO CID**

Centro de Investigación en Economía Aplicada, Universidad de Montevideo

Abstract

We analyze the results of a policy of massive allocation of usufruct rights to cuidacoches: persons performing surveillance of parked vehicles in the streets. Surprisingly, despite the low cost and the considerable benefits to legally acquiring the right of use on the block, half of the potential beneficiaries have rejected the subscription to the program. In order to understand this market and the mobility between being in the legal framework or outside the law, we built a unique database containing economic and sociodemographic information from cuidacoches in Montevideo. We highlight four findings: the heterogeneity in the reasons for accepting or rejecting the legal framework; the protection of the right of usufruct on the block as the main perceived benefit of complying with the legal framework; the desire to change jobs for the vast majority, and the low saving capacity.

Keywords: Usufruct rights, property rights, social mobility, aspirations, labor market.

JEL Classification: I3, J4, O12.

* E-mail: jmcabrera@um.edu.uy, <http://fcee.um.edu.uy/> Prudencio de Pena 2544, Montevideo 11600, Uruguay. Teléfono: +598 2707 4461.

** E-mail: acid@um.edu.uy, <http://fcee.um.edu.uy/> Prudencio de Pena 2544, Montevideo 11600, Uruguay. Teléfono: +598 2707 4461.

Resumen

Analizamos los resultados de una política de asignación masiva de derechos de usufructo a los cuidacoches, personas que desempeñan tareas de vigilancia de vehículos aparcados en las calles. Sorprendentemente, a pesar del costo reducido y los considerables beneficios de adquirir legalmente el derecho de usufructo sobre la cuadra, la mitad de los potenciales beneficiarios han rechazado la suscripción a ese programa. Con el fin de entender este mercado y la movilidad entre estar en el marco legal o fuera de la ley, construimos una base de datos inédita que contiene información económica y sociodemográfica de los cuidacoches en Montevideo. En los resultados encontrados se destacan cuatro observaciones: la heterogeneidad en las razones de aceptación o rechazo del marco legal diseñado para los cuidacoches; la protección del derecho de usufructo sobre la cuadra como el beneficio principal percibido de adecuarse al marco legal; la aspiración a cambiar de trabajo de la inmensa mayoría, y la capacidad de ahorro reducida.

Palabras clave: *Derechos de usufructo, derechos de propiedad, movilidad social, aspiraciones, mercado laboral.*

Clasificación JEL: *I3, J4, O12.*

1. INTRODUCCION

El mercado informal de los cuidadores de vehículos plantea preguntas de sumo interés para la ciencia económica. Por un lado, la evidencia empírica muestra una importante participación del sector informal en los países en vías de desarrollo. Y esa informalidad está asociada a mayores niveles de pobreza y vulnerabilidad social (nulo o peor acceso a cobertura de salud, a seguros por enfermedad o a derechos de jubilación, escasa inversión en capital físico y humano). Por tanto el primer cuestionamiento que nos plantea la existencia de un mercado informal de cuidacoches es: ¿qué características tienen las personas que están sumergidas en ese peculiar mercado informal y qué medidas de política se pueden sugerir para que abandonen esa situación de vulnerabilidad social?

La teoría económica sugiere una alta correlación entre la existencia de derechos de propiedad y el grado de protección de esos derechos, con los resultados económicos. Esto hace especialmente interesante el estudio del mercado informal de los cuidacoches, donde personas detentan el derecho de usufructo de un activo –una cuadra– ejerciendo un permiso legal otorgado por la autoridad competente o defendiendo una situación de hecho. Así surge una segunda pregunta relevante para la ciencia económica: ¿cómo se distribuyen los derechos de usufructo en un mercado informal de cuidadores de vehículos, cuáles son los mecanismos que están detrás de las asignaciones de derechos y cuáles son los vínculos entre esos derechos y los resultados económicos observados?

El análisis del trabajo informal vinculado a un derecho de usufructo tiene una importancia medular para entender fenómenos contemporáneos como los que se observan en cuadras donde se cuidan o lavan vehículos sin ningún tipo de regulación, calles donde se levanta basura a cambio de una contribución económica voluntaria o en ferias donde se venden bienes en zonas asignadas informalmente. En el caso particular de los automóviles, en los países de América Latina existe la figura del cuidador de vehículos: personas que trabajan en la calle por cuenta propia, cuidando los vehículos estacionados (aunque el servicio no sea solicitado por los conductores) a cambio de una propina. En algunos casos se ha tratado de prohibir, regular o legislar acerca de este fenómeno. En cada país se les conoce por distintos nombres: desde los “vieneviene o franeleros” en México, pasando por los “cuida autos o guardias” en Chile, los “franelinhas” en Brasil, los “celadores, vigilantes o guachimanes” en Colombia, “cuida carros” en Perú, los “trapitos” en Argentina, hasta los “cuidacoches” en Uruguay, por nombrar algunos. Con el fin de explorar estos mercados presentes en varios países de Latinoamérica, construimos y analizamos una base de datos inédita respecto de una proporción significativa de los cuidadores de vehículos en Montevideo. La capital de Uruguay es especialmente atractiva para estudiar la dinámica de estos mercados informales de derechos de usufructo, porque esta urbe capitalina ha experimentado una explosión de personas entrando al mercado de cuidacoches en las últimas dos décadas. Otro factor que hace muy interesante a Montevideo es la existencia de una política activa del gobierno departamental –Intendencia Municipal de Montevideo (IMM)– para regular esos derechos de usufructo entregando permisos legales. En efecto, cualquier cuidador puede solicitar ante las autoridades departamentales la posesión de una cuadra para trabajar, y de esta forma convertirse en propietario exclusivo del derecho de trabajar allí en el cuidado de vehículos.

Mejorar nuestra comprensión de los mercados laborales informales, y la evolución de la institucionalidad y derechos de propiedad en esos mercados, es crucial para realizar sugerencias a los diseñadores de políticas públicas y motivar futuras investigaciones en este campo que afecta a tantas personas.

El trabajo está estructurado de la siguiente forma. En la Sección 2 realizaremos una revisión de la literatura, con un especial foco en los derechos de propiedad y en la informalidad. En la Sección 3 hacemos una descripción de la oferta de permisos de propiedad en el mercado de los cuidacoches. Describimos la base de datos que construimos en la Sección 4. El análisis lo desarrollamos en distintos apartados de la Sección 5.

2. REVISION DE LA LITERATURA

Tradicionalmente la literatura atinente al desarrollo y crecimiento ha puesto énfasis en el ahorro y en la acumulación de capital, dentro de un mundo con derechos de propiedad perfectamente definidos y protegidos. Sin embargo el desarrollo de la escuela institucional ha puesto en el centro de la discusión a los derechos de propiedad que efectivamente tienen las personas en un mundo que no está libre de la fricción (Demsetz, 1967). Gërkhani (2004) provee un resumen de las contribuciones

de la literatura en el sector informal y compara estos hallazgos de la literatura previa entre dos tipos de países con marcadas diferencias en las instituciones: los países desarrollados y los que están en vías de desarrollo. Así, Albrecht, Navarro y Vroman (2009) observan la sustancial participación del sector informal en los mercados laborales de los países en desarrollo –más del 50% de los trabajadores están empleados en el sector informal en América Latina– y encuentran que las políticas diseñadas para el mercado formal afectan significativamente el tamaño y la composición del empleo en el sector informal.

Los derechos de propiedad afectan la asignación de recursos moldeando los incentivos que mueven a los individuos a lanzarse a desarrollar actividades productivas involucrando el activo que poseen, tomando decisiones de inversiones que puedan mantener o mejorar el valor de ese activo, o incluso vender ese activo (Besley, 1995). En este sentido, Field (2007) examina los efectos de un programa de asignación de derechos de propiedad a un importante número de personas en Perú. Sus estimaciones sugieren que el obtener el derecho de propiedad aumenta la cantidad de horas trabajadas, y sustituye horas de trabajo en el hogar por horas de trabajo afuera de la casa. Lanjouw y Levy (2002) estudian los efectos de un proceso de asignación de derechos de propiedad en Ecuador y se centran en estudiar el impacto de esa política en el valor del activo objeto de la propiedad. Galiani y Schargrotsky (2010) estudian los efectos de asignaciones de derecho de propiedad de tierras en Argentina. Los resultados sugieren que el poseer derechos de propiedad parece ser una importante herramienta para reducir la pobreza y que el mecanismo detrás de estos resultados es el incremento en la inversión en capital humano y físico. Gandelman (2009) aprovecha un experimento natural de asignación de títulos de propiedad en Uruguay para ver el efecto ingreso de esa asignación (dirigir recursos hacia el consumo de bienes y servicios –educación, por ejemplo–) y el efecto sustitución (dirigir recursos hacia la inversión en el activo físico), concluyendo que el impacto final de la política de asignación de derechos de propiedad parece atentar contra la inversión en capital humano de los hijos (la asignación a mayor inversión en el activo físico termina relegando a la asignación a capital humano).

Besley, Burchardi y Ghatak (2010) proveen un considerable resumen de la literatura empírica y teórica para entender la relación entre los derechos de propiedad y el desarrollo económico. Los autores comienzan definiendo lo que se entiende por derecho de propiedad, esto es, el derecho de una persona de usar un bien o un activo para consumo o para generar ingresos (derechos de usufructo). También comprende la del derecho a transferir ese bien o activo a otra persona por medio de la venta, el regalo, etc. (derechos de transferencia). Ahora bien, esos derechos de propiedad no son un fenómeno exógeno sino que evolucionan en el tiempo movidos por fuerzas de distinto calibre como las políticas, sociales, económicas, etc. Besley, Burchardi y Ghatak (2010) se hacen dos grandes preguntas para motivar el resumen de la literatura. La primera es: ¿cuáles son los mecanismos por los que el derecho de propiedad afecta la actividad económica? Los autores señalan cuatro aspectos en los que los derechos de propiedad afectan a la actividad económica. El primero es el riesgo de expropiación: la inseguridad en los derechos de propiedad hace que se vuelva incierto hacerse con los frutos de su inversión y esfuerzos. El segundo es que

los derechos de propiedad inseguros implican que las personas tienen que incurrir en costos para defender su propiedad y esto es improductivo. El tercero es que los derechos de propiedad mal definidos atentan contra las ganancias del comercio que requiere que los activos sean usados por aquellos en los que esos activos son más productivos (y los derechos de propiedad mal definidos atentan contra la movilidad de los activos hacia los sectores donde sean más productivos). El cuarto es el uso del derecho de propiedad para apoyar otras transacciones (por ejemplo, para acceder a algún tipo de oferente financiero).

La segunda pregunta que se hacen los autores es: ¿cuáles son los determinantes de los derechos de propiedad? Contribuyen a contestar esta pregunta estudiando cómo los sistemas de derecho de propiedad son creados y cómo evolucionan en el tiempo, y observando a los ganadores y perdedores en la distribución histórica de esos derechos de propiedad y a las instituciones que dan forma al proceso por el que algunos derechos de propiedad son creados y otros son destruidos. Para responder esta segunda gran pregunta los autores se dedican a estudiar la historia y las experiencias contemporáneas. Un mensaje central que extraen los autores es que, a la hora de entender los derechos de propiedad y su evolución, los investigadores han de evitar pensar la extensión de los derechos de propiedad de una manera monolítica, pues tanto la creación de esos derechos como su impacto son heterogéneos, como los señala la evidencia empírica y las predicciones de los marcos teóricos.

Finalmente, la literatura respecto de mercados informales también incluye estudios enfocados en la posible desutilidad de participar en la economía informal y analiza los efectos de monitorear y castigar la informalidad (Fugazza y Jacques, 2003).

3. DESCRIPCION DEL MERCADO DE DERECHOS DE USUFRUCTO SOBRE LAS CUADRAS

La Unidad de Registro de Cuidadores de Vehículos de la Intendencia Municipal de Montevideo (IMM) es quien administra los permisos (o carné) de cuidacoches para cada cuadra. Esta administración de permisos por parte de la IMM se hace en forma centralizada, es decir, no son los municipios –particiones zonales de la IMM– los que tienen la potestad de asignar permisos, revocarlos o resolver problemas, sino que toda esta área es de manejo exclusivo de la IMM. La IMM puede asignar a una misma cuadra más de un permiso si divide los horarios. El principal beneficio que reporta el permiso al cuidacoches es que se le asigna una cuadra donde podrán cuidar vehículos sin que ningún otro potencial cuidador pueda obtener un permiso para trabajar en esa misma cuadra. En definitiva, quien posee el permiso obtiene el derecho a usufructuar esa cuadra cuidando vehículos. Otro beneficio es que, al otorgársele un permiso, el cuidador obtiene un chaleco y un carné impreso: ambas cosas le ayudan a identificarse exteriormente y recibir la protección de la IMM en el usufructo de esa cuadra frente a potenciales cuidacoches que lo quieran desplazar por la fuerza. Un beneficio adicional es que puede realizar aportes para su futura jubilación y obtener así, al mismo tiempo, cobertura ante accidentes laborales y acceso a cobertura de salud para sí mismo y para sus hijos.

Los requisitos para obtener el permiso son: (1) tener cédula de identidad vigente –el costo es 173 pesos uruguayos (8 dólares), pero se puede obtener gratis demostrando indigencia– y llevar una fotocopia; (2) poseer carné de salud –el costo es 260 pesos, pero se puede obtener gratis demostrando indigencia– y llevar una fotocopia; (3) obtener el certificado de antecedentes judiciales (lo que popularmente se conoce como certificado de buena conducta) cuyo costo es 65 pesos¹; (4) 3 copias de fotografía que permita identificarlo en el carné que le otorga la IMM al cuidador (costo aproximado 30 pesos). En suma, el costo global que enfrenta el cuidacoches para obtener el permiso va desde 95 pesos hasta los 528 pesos.

De cumplir estos requisitos, se le otorga al cuidador de vehículos un permiso provisorio por 15 días. Si en esos 15 días no se observan reclamos ni denuncias, se le otorga el permiso final. El permiso es en principio permanente pero puede ser revocable en algunas circunstancias (por ejemplo, en el caso de faltas graves). Existen cerca de 1.700 cuidacoches activos en la IMM (tienen permiso, van a los controles mensuales, están en su cuadra, etc.).

Al obtener el permiso, el cuidacoches también adquiere responsabilidades. La primera de ellas es que, en caso de una eventual denuncia de un conductor que estaciona en la cuadra asignada al cuidacoches, la IMM se dirige al cuidacoches correspondiente. Una segunda obligación que se adquiere con el permiso es que el cuidador de vehículos ha de pagar un mono tributo mensual al BPS. El aporte del tributo será de 807 pesos (sin cobertura médica), de 2.107 pesos con cobertura médica para los que no tienen hijos, o de 2.343 pesos con cobertura médica para los que tienen hijos –así, estos hijos obtienen cobertura de esta manera–.

Otra obligación que contrae el cuidacoches es acercarse a la IMM cada mes para firmar. La IMM señala que la razón de este procedimiento es buscar un vínculo más cercano con el cuidador. Si no firma no se le da de baja, pero se estudia caso a caso para ver la causa (por ejemplo, por razones de enfermedad).

Estructura del mercado

El mercado está organizado de forma descentralizada. Los cuidacoches no están agrupados u organizados para solicitar y repartir los derechos de propiedad sobre las calles. Se presentan individualmente en la IMM y si la calle que están solicitando se encuentra disponible, entonces se hacen propietarios del usufructo sobre la misma. Los permisos son individuales y no transferibles. El 96% de los cuidacoches con permiso encuestados declaran que el permiso que poseen es de ellos; el 4% restante afirma que el permiso que están usando no es de ellos, pero únicamente 4 personas declaran que lo compraron (el resto indica que el permiso pertenece a algún pariente, por ejemplo). Por tanto, no existe un comercio secundario instaurado de estos permisos. El 31% declara que existen personas de referencia a las que hay que solicitarle su beneplácito antes de poder trabajar (cuidacoches que ya están en la zona, por ejemplo). Los cuidacoches que no poseen el permiso de la intendencia es más probable que

¹ El certificado de antecedentes judiciales no implica que para obtener un permiso sea imprescindible no cargar con antecedentes. La IMM se reserva el derecho de estudiar cada caso.

tengan que solicitar el beneplácito de algún referente de la zona para poder trabajar (36%) en comparación con los que declaran tener permiso (26%). La diferencia es significativa al 5% ($p = 0,020$). De todas formas estos referentes no reciben beneficios monetarios de los cuidacoches (no es similar a una mafia). Únicamente 5 cuidacoches de la muestra tienen que entregar parte de sus ingresos a otra persona (que no sea familiar o compañero de trabajo)².

4. BASE DE DATOS

En mayo de 2013 hicimos un primer relevamiento de la distribución geográfica de los cuidacoches recorriendo las distintas zonas de Montevideo. El objetivo era dividir Montevideo en zonas similares en número potencial de cuidacoches para luego asignar encuestadores a cada zona. Antes de lanzar la encuesta, se realizaron varias entrevistas piloto a cuidacoches para afinar el contenido y la forma del cuestionario. Estas entrevistas pilotos se realizaron en una pequeña zona que luego se excluyó para evitar sesgos por haber ya sido entrevistados. Por las características del cuidador de vehículos que se encontraron en esas entrevistas iniciales, se decidió que el cuestionario no sea autoadministrado sino que sea el encuestador el que pregunte y rellene el cuestionario. La encuesta se realizó en el período junio-julio de 2013 y se llegó a encuestar a 520 cuidacoches. La tasa de rechazos fue casi nula. Para facilitar la disposición del cuidacoches para responder la encuesta, se hizo énfasis en el propósito de que la encuesta sirviera para difundir datos agregados de los cuidadores de vehículos que, respetando la intimidad de cada uno, pudiera dar a conocer la realidad de su situación y así obtener apoyos para superar las situaciones de vulnerabilidad social en que muchas veces se encuentran. También con el fin de predisponer en mejor medida al cuidacoches para contestar la encuesta, se le entregó a cada uno un incentivo que consistía en un número que asignaba un premio equivalente a 300 pesos de coincidir con los números ganadores de la lotería pública. Se pautó que en caso de encontrar más de un cuidador de vehículos en una cuadra al momento de la entrevista, esta se realizara solamente a quien esos cuidadores identificaban como el propietario de la cuadra. Las entrevistas se centraron exclusivamente en cuidadores de vehículos que trabajaban en las distintas cuadras de lunes a viernes entre las 10 y las 18 horas (de esta manera, con el fin de conseguir mayor homogeneidad en la muestra, se dejó afuera a cuidadores de vehículos que aparecen en ocasiones de espectáculos públicos, fiestas, etc. –estos serán objeto de una futura investigación–). Cada encuestador, además de entrevistar al cuidacoches, tuvo asignada la tarea de rellenar un mapa de su zona con la localización exacta del cuidacoches (cuadra donde trabaja, delimitada por dos calles). En el Anexo 2 mostramos la ubicación de los cuidacoches. La mayoría de los encuestados se encuentran en la zona sur de Montevideo. Esto se debe a que esa zona tiene cuatro características importantes para el tipo de trabajo analizado: es una

² Hay referencias anecdóticas de un par de cuadras en las que el dueño del permiso arrienda la cuadra a otros cuidacoches, que le entregan una parte de la recaudación al final del día. Pero son casos aislados y no detectamos un mercado de reventa o alquiler de estos permisos.

zona de altos ingresos, densamente poblada, con insuficientes lugares para aparcar y con una gran rotación diaria de vehículos que estacionan (zona de bancos, oficinas, universidades, escuelas, etc.).

Además de datos socioeconómicos, se extrajo información del “tipo” de cuidacoches, pues, al finalizar la entrevista, el encuestador tenía que rellenar parte de la encuesta donde se pregunta por situaciones objetivas externas que encontró durante la entrevista.

La motivación para obtener datos que permitiera identificar el “tipo” de cuidacoches surgió de las encuestas piloto donde se constató una gran heterogeneidad en el aspecto exterior del cuidacoches que daba indicación de su compromiso con el trabajo bien hecho, de su porte externo y de sus cualidades para el trato con los clientes. Así, para obtener el “tipo” de cuidacoches, el cuestionario hacía cuatro preguntas: (1) si el cuidacoches se encontraba alcoholizado o bajo los efectos de drogas al momento de la entrevista; (2) si su aspecto era desalineado; (3) el estado de su dentadura; (4) la calidad de su lenguaje.

El posible rol del “tipo” de cuidacoches en los resultados económicos que obtienen se inserta en la literatura de *Mismatch Hypothesis*, que argumenta que las personas con muy bajo nivel de habilidades y capital humano experimentan resultados magros en el mercado laboral, porque están desconectadas de las exigencias de los demandantes de trabajo (Acemoglu y Autor, 2011).

5. ANALISIS

Características de los cuidacoches

Como se observa en la Tabla 1, exactamente la mitad de los trabajadores encuestados declaran contar con permiso de la IMM, por lo que tienen derechos de usufructo sobre la cuadra. La otra mitad de los cuidacoches realizan su trabajo sin contar con permiso de la IMM. Las mujeres son únicamente el 11% de los cuidacoches encuestados. La edad promedio es de 46,8 años, mientras que el cuidacoches más joven encuestado tenía 18 años de edad, y el mayor 85. En cuanto al nivel educativo, el 60% declara tener educación Primaria como el máximo nivel alcanzado –en Uruguay la educación Primaria comprende los primeros 6 años de educación formal luego del preescolar. La educación acumulada reducida en la mayor parte de los cuidadores de vehículos se alinea con lo que predice el modelo De Paula y Scheinkman (2011) acerca de la calidad de los emprendedores informales: su capital humano como emprendedores es reducido. También se constata empíricamente por Banerjee y Duflo (2006): los pobres invierten extremadamente poco en educación.

Por qué trabajan de cuidacoches

La razón principal para trabajar de los cuidacoches es que se encontraban desempleados. El 58% declara que trabaja de cuidacoches porque no tenía otro trabajo;

la siguiente razón en importancia es la categoría “otras” –que incluye problemas de salud– y la tercera es querer trabajar libremente, sin jefe³.

TABLA 1

| Variable | Media | Desvío estándar | Mín. | Máx. | Observaciones |
|---------------------|--------|-----------------|------|------|---------------|
| Permiso | 0,497 | 0,500 | 0 | 1 | 507 |
| Mujer | 0,110 | 0,313 | 0 | 1 | 519 |
| Edad | 46,768 | 14,313 | 18 | 85 | 496 |
| Educ. máx: Primaria | 0,604 | 0,490 | 0 | 1 | 507 |

Fields (2004) sistematiza tres caracterizaciones de los mercados de trabajo del sector informal y plantea hipótesis que pueden ayudar a explicar la entrada al mercado informal. La primera caracterización sería el considerar a la economía informal como un sector de libre entrada en el que quienes buscan trabajar entran solamente como último recurso. La segunda óptica sería considerar la economía informal como un sector deseable que los trabajadores prefieren respecto del sector formal. Finalmente, señala el autor, la economía informal puede verse con un dualismo interno, combinando las dos primeras caracterizaciones. Este dualismo interno parece reflejarse en las razones que esgrimen los cuidacoches al preguntárseles por qué optaron por ese trabajo. Entre las respuestas con mayor peso están el encontrarse desempleado –aquí se visualizaría este sector informal como un mercado de libre entrada por el que se opta como último recurso–, y la voluntad de querer trabajar con libertad de horarios, etc. –así el sector informal se convierte en un sector realmente deseable frente a los mayores requisitos para trabajar en el sector formal–.

Beneficios de adecuarse al marco legal para cuidacoches

En la Sección 3 planteamos los beneficios que obtienen según la reglamentación los cuidacoches cuando obtienen el permiso. Veremos ahora el punto de vista de los trabajadores. Tener el carné de cuidacoches reporta beneficios a los que lo poseen. Únicamente 0,4% de los que obtuvieron el permiso declara que no le otorga ningún beneficio. El principal beneficio que encuentran los cuidacoches es justamente que obtienen un derecho de usufructo sobre la cuadra: el 70% declara que “la cuadra es mía y nadie me puede sacar” (Tabla 2). En orden de importancia, los otros beneficios son: que la policía los defiende si lo quieren sacar (19%), que les sirve el chaleco que da la IMM (14%) y que pueden obtener mejores propinas (14%)⁴. En los “otros” beneficios, declaran que con el permiso ganan el “respeto” de la gente.

³ Los valores numéricos que no están en las tablas, se encuentran en el Anexo 1.

⁴ Los porcentajes son no excluyentes, ya que podían señalar más de un motivo. Cuando se les pregunta que señalen el principal, el 67,5% indica la propiedad de la cuadra.

TABLA 2

| Beneficios del permiso de la IMM (solo para los que tienen permiso) | Media | Desvío estándar | Mín. | Máx. | Observaciones |
|---|-------|-----------------|------|------|---------------|
| La cuadra es mía | 0,703 | 0,458 | 0 | 1 | 239 |
| Defensa de la cuadra por la policía | 0,190 | 0,393 | 0 | 1 | 237 |
| Chaleco que me dan | 0,137 | 0,344 | 0 | 1 | 234 |
| Mejores propinas | 0,135 | 0,342 | 0 | 1 | 237 |
| Aporto BPS | 0,042 | 0,202 | 0 | 1 | 236 |

Motivos por los que no obtienen el derecho de usufructo – Restricciones

Empleando la Tabla 3, analizaremos ahora los motivos por los que los trabajadores de este mercado no obtienen el permiso de la IMM. Debido a que conseguir el derecho de usufructo sobre una cuadra tiene beneficios, y los costos parecen bajos, nos preguntamos cuáles son las restricciones por las que no se accede a la obtención del carné de la IMM. Los principales motivos son que no necesitan el permiso para trabajar en el lugar (25% de las respuestas) y que no ganan nada con tener permiso o no tienen ganas de sacarlo (32%). Las barreras monetarias también existen: el 19% declara no tener dinero para los trámites y 22% que pierde horas de trabajo en hacer los trámites. La falta de información es otra restricción a la que se enfrentan los cuidacoches: 19% declara que no tienen suficiente información de los pasos a dar para obtener el carné de la IMM. Entendemos que existe margen para aumentar la cantidad de cuidacoches que se pasan al marco legal (*i.e.*, que los cuidacoches obtengan el permiso que otorga la IMM para explotar el usufructo de cada cuadra) en este mercado, con campañas de información y eventualmente incentivos monetarios.

TABLA 3

| Motivos por los que no obtuvo permiso de la IMM (solo para los que no tienen) | Media | Desvío estándar | Mín. | Máx. | Observaciones |
|---|-------|-----------------|------|------|---------------|
| No necesito el permiso | 0,253 | 0,436 | 0 | 1 | 257 |
| Pierdo horas de trabajo | 0,212 | 0,409 | 0 | 1 | 255 |
| No tenía información | 0,193 | 0,395 | 0 | 1 | 254 |
| No tengo ganas | 0,191 | 0,394 | 0 | 1 | 256 |
| No tiene dinero para trámites | 0,188 | 0,392 | 0 | 1 | 255 |
| Es complicado sacar el permiso | 0,133 | 0,341 | 0 | 1 | 255 |
| No gano nada con el permiso | 0,130 | 0,337 | 0 | 1 | 254 |
| Queda lejos para ir la IMM | 0,114 | 0,319 | 0 | 1 | 254 |
| No obtuvo certificado de buena conducta | 0,094 | 0,293 | 0 | 1 | 255 |
| Difícil tramitar el carné de salud | 0,079 | 0,270 | 0 | 1 | 254 |
| No tengo cédula o documentos | 0,059 | 0,236 | 0 | 1 | 255 |
| Malos resultados de carné de salud | 0,039 | 0,195 | 0 | 1 | 254 |
| No pude sacar las foto carné | 0,020 | 0,139 | 0 | 1 | 254 |

¿Quiénes obtienen legalmente el derecho de usufructo sobre la cuadra?

Para las mujeres, es 17% más probable que obtengan el permiso de la IMM ($p=0,012$). Una hipótesis posible es que las mujeres recurren a obtener el permiso de la IMM para evitar tener que utilizar la fuerza en la defensa del derecho de propiedad (si tienen el permiso, pueden recurrir a la IMM para que la autoridad departamental las defienda ante posibles intrusos). Otra posible explicación es que las mujeres, de por sí, en cualquier mercado laboral, trabajan en mayor medida de manera formal en comparación a los hombres (Bucheli y Ceni, 2007), y esta mayor tendencia a la formalidad laboral se puede ver representada en una mayor probabilidad de obtener el permiso de la IMM. Las personas de mayor edad tienen una mayor probabilidad de tener el carné de la IMM ($p < 0,01$). Es más probable que estuvieran trabajando de cuidacoches cuando comenzó la política de asignación masiva de derechos de usufructo sobre las cuadras y hayan obtenido su permiso antes que otros, o hayan tenido más tiempo para hacer los trámites. Los cuidacoches con permiso llevan más años en este trabajo que los que no tienen permiso (11,67 años vs. 7,28, con un valor- p de la diferencia de medias $< 0,001$).

Por qué trabaja de cuidacoches

Como se observa en la Tabla 4, los motivos por los que las personas han comenzado a trabajar como cuidacoches no difieren mayormente entre los trabajadores con permiso y sin permiso. Cada columna de la Tabla 4 es una regresión lineal de cada uno de los motivos para ser cuidacoches respecto de las variables "Permiso" (variable binaria

TABLA 4

MOTIVOS POR LOS CUALES TRABAJAN DE CUIDACOCHESES
(Cuidacoches con Permiso vs. sin Permiso)

| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) |
|----------------|-------------------|---------------------|-------------------|----------------------|---------------------|
| | Trabajar libre | Ganaba menos | Desempleado | Preso | Otra razón |
| Permiso | 0,039 [0,037] | -0,008 [0,034] | -0,072 [0,048] | -0,044*** [0,016] | 0,017 [0,041] |
| Mujer | -0,015 [0,054] | -0,001 [0,047] | 0,105 [0,073] | -0,028*** [0,008] | -0,087 [0,061] |
| Edad | -0,002 [0,001] | -0,003** [0,001] | -0,000 [0,002] | -0,001 [0,001] | 0,005*** [0,002] |
| Obs. | 474 | 475 | 476 | 474 | 476 |
| R ² | 0,005 | 0,014 | 0,009 | 0,024 | 0,031 |

*, **, y *** coeficiente estadísticamente distinto de cero al nivel de 90, 95 y 99%.

Cada columna es una regresión lineal. Errores estándar robustos a heterocedasticidad entre corchetes.

¿Por qué trabaja de cuidacoches actualmente? (1) "Estaba trabajando de empleado pero me gusta trabajar por mi cuenta, libre". (2) "Estaba trabajando pero ganaba menos". (3) "Estaba desempleado y es el trabajo que pude conseguir". (4) "Estaba preso y es el trabajo que pude conseguir". (5) "Otra razón".

que vale 1 si el cuidacoches tiene permiso y 0 en otro caso), “Mujer”, y la “Edad” del cuidacoches. El objetivo de estas regresiones es simplemente mostrar posibles asociaciones entre los motivos para ser cuidacoches y estas tres variables “explicativas”. Como se observa en la Tabla 4, tener o no tener permiso parece estar correlacionado significativamente solo con uno de los motivos que declaran los cuidacoches: los antecedentes penales. Tener el permiso de cuidacoches está negativamente relacionado con haber estado preso.

Motivos por los que trabajan en esa cuadra

Como evidencia la Tabla 5, existen diferencias en los motivos por los que, quienes tienen el permiso de la IMM y quienes no lo tienen, están trabajando en una cuadra determinada. Cada columna de la Tabla 5 corresponde a una regresión lineal donde se pretende explicar los Motivos empleando las variables Permiso, Mujer y Edad. Estas regresiones pretenden simplemente explorar eventuales asociaciones entre tener Permiso y los Motivos para trabajar en una cuadra determinada. Los titulares de los permisos reportan como motivo que la “IMM les otorgó la cuadra” significativamente más que los que no tienen permiso. Para los que no tienen el carné de la IMM es más probable que estén en su lugar de trabajo porque un amigo o conocido los llevó (columna 3). No existen diferencias significativas por motivos de cercanía con el lugar de trabajo, por estar o no vacía la cuadra, ni por haber sido expulsados de otro lugar.

TABLA 5

MOTIVOS POR LOS QUE TRABAJA EN ESTA CUADRA
(Cuidadores con Permiso vs. sin Permiso)

| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
|----------------|-------------------|-------------------|----------------------|---------------------|--------------------|-------------------|
| | Vivo cerca | No había nadie | Me trajo alguien | IMM la otorgó | Me echaron de otra | Otra razón |
| Permiso | -0,036 [0,038] | -0,053 [0,047] | -0,135*** [0,046] | 0,202*** [0,031] | 0,001 [0,013] | -0,010 [0,032] |
| Mujer | 0,024 [0,060] | -0,085 [0,065] | 0,129* [0,074] | 0,099 [0,062] | 0,001 [0,021] | -0,019 [0,045] |
| Edad | -0,001 [0,001] | -0,001 [0,002] | 0,000 [0,002] | 0,003** [0,001] | 0,001** [0,000] | -0,000 [0,001] |
| Obs. | 478 | 479 | 477 | 477 | 479 | 476 |
| R ² | 0,004 | 0,010 | 0,023 | 0,121 | 0,009 | 0,001 |

*, **, y *** coeficiente estadísticamente distinto de cero al nivel de 90, 95 y 99%.

Cada columna es una regresión lineal. Errores estándar robustos a heterocedasticidad entre corchetes.
¿Por qué vino a trabajar a esta cuadra y no a otra? (1) “Vivo cerca”. (2) “No había nadie en esta cuadra”. (3) “Me trajo un amigo o conocido”. (4) “En la IMM me dijeron que esta cuadra estaba libre”. (5) “Me echaron de otra cuadra”. (6) “Otra razón (especificar)”.

Estrategias para conseguir el usufructo de la cuadra y para defenderla

En esta sección analizamos en primer lugar cómo harían para comenzar a trabajar en una calle donde ya hay un cuidacoches que no tiene el permiso de la IMM, en caso que ellos tengan un permiso o lo pudieran obtener. Es decir, qué beneficios piensan que les brindaría el carné de la IMM para comenzar a trabajar legalmente en una cuadra que está ocupada ilegalmente. Los mecanismos que utilizarían serían claramente dentro del marco institucional, y en menor grado por la fuerza. El 46% declara que con mostrar el permiso de la IMM el cuidacoches sin carné se retira; también declaran que podrían recurrir a la policía o a la IMM (51%). Por último, el 22% declara que utilizarían la fuerza para poder comenzar a trabajar en esa cuadra. Estos mecanismos no son excluyentes.

Cuando distinguimos las respuestas de los trabajadores con y sin permiso vemos que no existen mayores diferencias (Tabla 6). Esto se puede explicar porque es una pregunta hipotética: “qué harían en caso que tuvieran el carné”. No implica necesariamente estrategias que utilicen para comenzar a trabajar en una calle donde ya trabaje un cuidacoches sin carné de la IMM; ni implica tener el carné. Las personas de mayor edad y las mujeres declaran que utilizarían menos la fuerza para obtener la propiedad de la cuadra, y las personas de mayor edad recurrirían a la policía para poder ejercer su derecho.

TABLA 6

MECANISMOS PARA COMENZAR A TRABAJAR EN UNA CUADRA DONDE HAY UN TRABAJADOR SIN PERMISO
(Cuidadores con Permiso vs. sin Permiso)

| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
|----------------|------------------------|-----------------------------|--------------------------------------|-------------------|----------------------|---------------------|
| | Muestra permiso de IMM | Utiliza la fuerza sin ayuda | Utiliza la fuerza con ayuda de otros | Pide ayuda a IMM | Pide ayuda a Policía | Otra razón |
| Permiso | 0,012 [0,050] | -0,035 [0,040] | -0,011 [0,030] | 0,002 [0,040] | 0,070 [0,046] | -0,064** [0,026] |
| Mujer | -0,090 [0,074] | -0,085* [0,050] | 0,010 [0,074] | 0,131* [0,062] | 0,028 [0,021] | 0,020 [0,045] |
| Edad | -0,000 [0,002] | -0,004*** [0,001] | -0,001 [0,001] | 0,003* [0,001] | 0,005*** [0,002] | 0,001 [0,001] |
| Obs. | 453 | 452 | 452 | 452 | 453 | 451 |
| R ² | 0,003 | 0,034 | 0,006 | 0,020 | 0,043 | 0,013 |

*, **, y *** coeficiente estadísticamente distinto de cero al nivel de 90, 95 y 99%.

Cada columna es una regresión lineal. Errores estándar robustos a heterocedasticidad entre corchetes.

Si tuviera el permiso de la IMM ¿cómo haría para desplazar a quienes no tienen permiso para trabajar en su cuadra? (1) “Les muestro el permiso y se van”; (2) “Los saco por la fuerza, yo solo”; (3) “Los saco por la fuerza con la ayuda de amigos”; (4) “La IMM los saca”; (5) “La policía los saca”; (6) “Otra opción (especificar)”.

Hirshleifer (1995) elabora un modelo que pretende reflejar las decisiones que se toman en anarquía, entendiendo anarquía como un sistema en el que los participantes pueden tomar y defender sus recursos sin regulación, sin implicar caos sino un orden espontáneo. Se extrae del modelo de Hirshleifer que la anarquía es frágil; se puede disolver y derivar en sistemas amorfos o jerárquicos. Bajo la anarquía, cada participante hace un balance en la explotación productiva del recurso y se pelea para conseguir o defender el recurso. Concluye Hirshleifer que la anarquía es sostenible solamente cuando hay retornos considerablemente decrecientes para el esfuerzo de pelear y los ingresos exceden un mínimo viable.

También analizamos las estrategias que utilizan los cuidacoches para defender la cuadra donde están trabajando. El mecanismo más utilizado es defenderse por ellos mismos (51%). Lo siguen pedir ayuda a la Policía (33%) o a la IMM (21%). Existen diferencias marcadas en los mecanismos para defender el lugar de trabajo entre los cuidacoches con y sin permiso. Mientras que el 60% de los que no tienen permiso declaran que se defienden ellos solos, el 40% de los que tienen permiso se defiende sin ayuda. La diferencia, controlando por otras variables, es significativa al 1% (Tabla 7). También existen diferencias en recurrir a la ayuda de la Policía o de la IMM para defender la cuadra. Es más probable que los trabajadores con permiso recurran a estos mecanismos institucionales. Únicamente el 26% de los cuidacoches sin permiso declara que recurrirían a la policía o a la IMM para defender su lugar de trabajo, mientras que el 64% de los que tienen permiso lo haría. La diferencia es numéricamente grande y estadísticamente significativa. En las columnas 3 y 4 de

TABLA 7

MECANISMO DE DEFENSA DE LA CUADRA FRENTE A INVASORES
(Cuidacoches con Permiso vs. sin Permiso)

| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) |
|----------------|--------------------------------|---------------------------------|---------------------|-------------------------|----------------------|------------------------|-------------------|
| | Pido ayuda a otros cuidacoches | Pido ayuda a amigos o conocidos | Pido ayuda a la IMM | Pido ayuda a la Policía | Me defiendo solo | No me defiendo, me voy | Otra razón |
| Permiso | -0,049 [0,036] | -0,010 [0,035] | 0,171*** [0,040] | 0,203*** [0,045] | -0,176*** [0,048] | -0,059*** [0,016] | -0,009 [0,020] |
| Mujer | 0,098 [0,061] | 0,025 [0,053] | 0,045 [0,066] | 0,141* [0,073] | -0,199*** [0,067] | 0,072* [0,042] | -0,002 [0,028] |
| Edad | -0,003* [0,001] | -0,002 [0,001] | 0,002* [0,001] | 0,004*** [0,002] | -0,003* [0,002] | -0,001** [0,001] | -0,000 [0,001] |
| Obs. | 465 | 465 | 464 | 464 | 464 | 464 | 464 |
| R ² | 0,027 | 0,007 | 0,065 | 0,095 | 0,069 | 0,046 | 0,001 |

*, **, y *** coeficiente estadísticamente distinto de cero al nivel de 90, 95 y 99%.

Cada columna es una regresión lineal. Errores estándar robustos a heterocedasticidad entre corchetes. Si alguien lo quiere echar de esta cuadra ¿cómo se defiende? (1) "Pido ayuda a cuidacoches amigos"; (2) "Pido ayuda a otros amigos o conocidos"; (3) "Pido ayuda a la IMM"; (4) "Pido ayuda a la policía"; (5) "Me defiendo solo"; (6) "No me defiendo, me voy"; (7) "Otra opción (especificar)".

la Tabla 7 vemos por separado la propensión a recurrir a la policía o a la IMM para defender el lugar de trabajo. Por último, para los trabajadores con permiso es menos probable que, frente a un invasor, se resignen a defender el lugar de trabajo y se vayan.

En el caso de las mujeres y de las personas de mayor edad, es más probable que recurran a la Policía y menos probable que se defiendan solas frente a invasiones.

Por tanto, vemos que los trabajadores con permiso recurren en mayor medida a los mecanismos institucionales que ofrece la sociedad para defender su propiedad, y los que no tienen el derecho de usufructo legal recurren a la fuerza (se defienden solos).

Ingresos. ¿Ganan más con la obtención del permiso?

Los cuidacoches de la muestra declaran tener ingresos promedios diarios de 409 pesos (de lunes a viernes). Si consideramos 25 jornales, el ingreso mensual sería de 10.250 pesos, superior al salario mínimo nacional (7.920 pesos a partir del 1 de enero de 2013). Existe mucha variabilidad entre algunos que declaran ingresos diarios de 20 pesos hasta 2.000 pesos. Esta importante divergencia en los ingresos percibidos entre los distintos cuidacoches motiva preguntas futuras acerca de si los cuidacoches se mueven con objetivos de ingresos por hora y por día, y cómo forman sus expectativas respecto de los ingresos (Crawford y Meng, 2011). Estas divergencias en los ingresos también ameritan mayor profundización, pues pueden estar relacionadas a la calidad de la cuadra que los cuidacoches tienen asignadas (por ejemplo cuadras con gran rotación de vehículos durante una misma hora) y también con la dispersión de diferentes habilidades de los cuidacoches para administrar su producción (De Paula y Scheinkman, 2011).

En la Tabla 8 mostramos que los cuidacoches que tienen permiso ganan 53 pesos más por día que los que se encuentran fuera del marco legal.

TABLA 8

INGRESOS
(Promedio diario de lunes a viernes)

| | (1) |
|----------------|----------------------|
| | Ingresos |
| Permiso | 53,156** [21,791] |
| Mujer | -19,786 [34,184] |
| Edad | -3,002*** [0,849] |
| Observaciones | 464 |
| R ² | 0,031 |

*, **, y *** coeficiente estadísticamente distinto de cero al nivel de 90, 95 y 99%.

Errores estándar robustos a heterocedasticidad entre corchetes.

En los mercados informales donde personas se apropian un activo físico del que extraen una renta, se observa como un hecho estilizado la importante divergencia en los ingresos que genera la propiedad de ese activo (Acemoglu, Johnson y Robinson, 2001). No existe consenso acerca de las causas de estas divergencias de ingresos. Algunas explicaciones puntualizan que cuanto más seguro sean los derechos de propiedad debido a la institucionalidad imperante, mayor inversión habrá en capital humano y físico y usará de este capital de manera más eficiente: todo ello contribuirá a conseguir un mayor nivel de ingreso. Besley, Burchardi y Ghatak (2012) denuncian imperfecciones frecuentes en las instituciones de los países en vías de desarrollo que se manifiestan en la desprotección de los derechos de propiedad de los más pobres, y encuentran que las mejoras en la protección de los derechos de propiedad tienen efectos distintos dependiente del nivel de riqueza del individuo. El modelo teórico que desarrollan estos autores les permite observar las ganancias en términos de bienestar derivadas de la mejora de los derechos de propiedad. Acemoglu, Johnson y Robinson (2001 y 2012) señalan que las instituciones pueden jugar un rol relevante en la protección del derecho de propiedad: su investigación concluye en que las instituciones explican gran parte de las divergencias de ingresos entre las regiones que estudian. Albrecht, Navarro y Vroman (2009) aventuran otra posible explicación a esa divergencia en los ingresos. Estos autores señalan que una importante corriente de la literatura trata al sector informal como un sector en desventaja en un mercado laboral segmentado, pero esta concepción aparece desafiada por evidencia empírica encontrada, donde, por ejemplo, en el sector informal en América Latina tiene una marcada presencia de microempresas que no están sometidas a regulación. En este sentido, optan por trabajar en el mercado informal con el nivel de capital humano y productividad esperada en el sector formal.

Otra forma de pensar en las mayores ganancias que obtienen los cuidacoche que se encuentran dentro del marco legal es en términos del pensamiento de David Ricardo. Existen calles con distinta calidad o rentabilidad: número de autos que estacionan, tiempo en que están estacionados, cercanía con bancos o centros comerciales, poder adquisitivo de los conductores, etc. Estas calles (o tierras en términos ricardianos) son las primeras que se utilizan, las primeras respecto de las que se reclaman derechos de propiedad. A medida que se van incorporando nuevas calles al sistema, estas son menos rentables. Se genera una renta para los propietarios de las calles que primero se comenzaron a apropiar: los cuidacoche que obtuvieron el permiso de la IMM tienen en promedio 11,7 años en este trabajo, frente a 7,3 años de los que no tienen el permiso. Llegaron primero y tienen mayores ganancias.

Usos de violencia o coerción frente a conductores

El servicio que ofrecen los cuidacoche muchas veces no es solicitado por los conductores. Los cuidacoche solicitan un pago al terminar su servicio de cuidado del vehículo. El pago mínimo para que el cuidacoche se sienta satisfecho (para que “le haga buena cara” al cliente) es en promedio 6 pesos, con un mínimo de 0 y un máximo de 50 pesos. No existen diferencias significativas en este importe mínimo entre los que tienen permiso y los que no, ni entre varones y mujeres, ni por edad.

Si el cliente estaciona varias veces y paga poco o nada, el 78% de los cuidacoches declara que no hace nada y siguen trabajando normalmente. El 17% reacciona retirando el saludo. Las formas más violentas de reaccionar (insultos, rayar el auto) suman 4%.

Teníamos la hipótesis que si un cliente no paga, los cuidacoches sin permiso reaccionarían con más violencia o coerción que los que tienen el carné de la IMM. Los cuidacoches que tienen permiso correrían el riesgo de que los clientes protesten ante las autoridades municipales y sean sancionados con la pérdida del derecho de usufructo sobre la cuadra. Sin embargo, los datos recabados en la encuesta no muestran diferencias en la forma de reaccionar frente a un cliente que varias veces estaciona y da poco dinero o nada (Tabla 9).

La exigencia de pago a veces es solicitada de forma directa, y en otros casos el cliente paga por temor a sufrir alguna represalia. Sería interesante analizar los motivos por los que los conductores pagan a los cuidacoches, pero esto excede el objetivo de este artículo. Para esto habría que hacer una encuesta a los usuarios de los vehículos. Algunos posibles motivos son: (a) el cliente paga porque valora el servicio que recibe del cuidacoches; (b) el automovilista paga una propina porque así lo dictan las normas sociales; (c) paga para comprar un “seguro” y así evitar daños en su auto (producido por ladrones o por el propio cuidacoches); (d) pagan por caridad, como una limosna.

TABLA 9

USO DE VIOLENCIA O COERCION FRENTE A CONDUCTORES
(Cuidacoches con Permiso vs. sin Permiso)

| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) | (8) |
|----------------|-------------------|-------------------|--------------------|--------------------|-------------------|--------------------------|----------------------------------|---------------------|
| | No hace nada | No lo saluda | Lo mira serio | Insulta | No cuida el auto | Le dice que no hay lugar | La próxima vez hace algo al auto | Otra |
| Permiso | -0,045 [0,040] | -0,031 [0,036] | -0,014 [0,026] | -0,017 [0,016] | 0,006 [0,024] | -0,021 [0,015] | -0,001 [0,006] | 0,061*** [0,017] |
| Mujer | -0,007 [0,063] | 0,050 [0,060] | 0,087 [0,053] | 0,035 [0,034] | 0,024 [0,044] | 0,040 [0,033] | -0,006 [0,004] | -0,004 [0,029] |
| Edad | 0,002 [0,001] | 0,002 [0,001] | -0,001* [0,001] | -0,001* [0,000] | -0,000 [0,001] | -0,000 [0,001] | -0,000 [0,000] | -0,000 [0,001] |
| Obs. | 477 | 476 | 474 | 473 | 474 | 473 | 473 | 473 |
| R ² | 0,006 | 0,006 | 0,015 | 0,012 | 0,001 | 0,012 | 0,005 | 0,026 |

*, **, y *** coeficiente estadísticamente distinto de cero al nivel de 90, 95 y 99%.

Cada columna es una regresión lineal. Errores estándar robustos a heterocedasticidad entre corchetes.

¿Qué hace con una persona que varias veces estaciona y le da poco o nada por su trabajo? (1) “Sigo trabajando normalmente”. (2) “No lo saludo”. (3) “Lo miro serio”. (4) “Le digo algún insulto”. (5) “No le cuida el auto si viene un ladrón o si se lo rayan”. (6) “Le digo que no hay lugar, que está todo reservado”. (7) “La próxima le hago algo al auto”. (8) “Otra”.

Heterogeneidad

Anteriormente habíamos mostrado que las mujeres y las personas de mayor edad tienen una mayor probabilidad de contar con el permiso de la IMM. Los que tienen permiso de la IMM y los que no lo tienen se diferencian también en su aspecto externo. Para los trabajadores con permiso es significativamente más probable que estén prolijos y tengan su dentadura en mejor estado que los cuidacoches sin permiso (Tabla 10). No existen diferencias en cuanto a consumo de alcohol o lenguaje utilizado. El índice de Tipo de cuidacoches (construido como la suma de 4 variables *dummy*) es una variable que refleja el aspecto externo de los trabajadores, y tiene un peor valor para los trabajadores que no tienen permiso (columna 5). Estas relaciones, al igual que otras de las secciones anteriores, son descriptivas y no causales, ya que al tener el permiso pueden obtener mejores ingresos y de esa forma invertir en un mejor aspecto (vestimenta, etc.); o por tener mejor aspecto consiguen mayores propinas. Los cuidacoches de “tipo malo” tienen significativamente menores ingresos, menos hijos a cargo, peor nivel educativo, etc.⁵

TABLA 10

TIPO DE CUIDACOCHESES
(Cuidacoches con Permiso vs. sin Permiso)

| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) |
|----------------|----------------------|----------------------|----------------------|-------------------|----------------------|
| | Desalineado | Mala dentadura | Alcohol o droga | Lenguaje pobre | Índice de tipo |
| Permiso | -0,164*** [0,044] | -0,164*** [0,046] | -0,045 [0,032] | -0,031 [0,046] | -0,442*** [0,115] |
| Mujer | -0,154*** [0,051] | 0,028 [0,071] | -0,125*** [0,017] | 0,005 [0,068] | -0,232 [0,148] |
| Edad | 0,001 [0,001] | 0,005*** [0,002] | -0,001 [0,001] | -0,001 [0,002] | 0,004 [0,004] |
| Obs. | 460 | 457 | 459 | 459 | 449 |
| R ² | 0,047 | 0,034 | 0,028 | 0,002 | 0,037 |

*, **, y *** coeficiente estadísticamente distinto de cero al nivel de 90, 95 y 99%.

Cada columna es una regresión lineal. Errores estándar robustos a heterocedasticidad entre corchetes.

(1) Desalineado es una variable *dummy* que toma el valor de 1 en caso que el cuidacoches esté desprolijo, tenga las manos sucias, el calzado roto, etc. (2) Mala dentadura toma el valor de 1 si el estado de los dientes del cuidacoches es pésimo a criterio del encuestador, y cero en caso contrario. (3) Alcohol o drogas toma el valor de 1 en caso que el cuidacoches esté tomando estas sustancias o se encuentre bajo sus efectos. (4) Lenguaje pobre toma el valor de 1 en caso que el cuidacoches utilice un lenguaje con pocas palabras, chabacano, lunfardo o plancha, y cero en caso contrario. (5) El índice de tipo es la suma de las 4 características anteriores.

⁵ Resultados disponibles dirigiéndose a los autores.

Estabilidad y opciones laborales alternativas

El 67% de los entrevistados señala que les gustaría dejar de ser cuidacoches y tener otro trabajo, y no existen diferencias significativas entre quienes tienen permiso y quienes no lo tienen. Por otra parte, el 39% de los que no tienen el carné de la IMM declaran que desearían trabajar más horas frente al 28% de los que tienen permiso (la diferencia es significativa al 1%). El principal motivo por el que no tienen otro trabajo es que buscaron, pero no encontraron (43% de las respuestas). Otros motivos son que querrían tener otro trabajo, pero no se han puesto a buscar (22%); o que les falta capacitación o educación (12%). La hipótesis de que los (bajos) sueldos en otros mercados eran un motivo importante para no salir de la calle parece no confirmarse, ya que el motivo “no encontré otro trabajo en el que ganara más dinero que acá” fue declarado por el 14% de los que quieren dejar de ser cuidacoches.

Ahorro

Los trabajadores de este mercado tienen muy poca capacidad de ahorro. El 81% declara que a fin de mes no les sobra nada para ahorrar. En caso de ahorrar, el 14% señala que la guardan ellos, el 4% que la prestan a parientes, amigos u otras personas y el 0,5% la depositan en un banco u otra institución. La hipótesis que los pobres “ahorran en ladrillos”, construyendo de a poco su vivienda (Banerjee y Duflo, 2011), no se verifica en esta muestra de trabajadores, ya que solo el 1% declara que con lo que les sobra van construyendo su casa.

A modo de resumen

Para cerrar esta sección y tener un panorama general de las diferencias entre quienes tienen el permiso y quienes no lo tienen, la Tabla 11 nos provee del siguiente resumen: los que tienen permiso tienen significativamente mayor edad, reportan en mayor medida que el trabajo de cuidacoches es su principal fuente de ingreso, presentan una mejor tipología externa (en lo que se refiere a estado de dientes, lenguaje, vestimenta, consumo de sustancias), viven en la calle en menor medida, tienen una mayor cobertura de salud, y declaran tener más años como cuidacoches.

6. CONCLUSION

Los derechos de propiedad o usufructo afectan los resultados económicos. Así constata de manera consistente la literatura científica. Hemos analizado los resultados de una política de asignación masiva de derechos de propiedad (de usufructo) de activos físicos a personas que pertenecen al sector informal del mercado laboral y que muestran síntomas de vulnerabilidad social como son los cuidacoches. Sorprendentemente, a pesar del costo reducido y los considerables beneficios de adquirir ese derecho de

TABLA 11

CUIDACOCHESES CON PERMISO Y SIN PERMISO:
DIFERENCIAS EN LAS PRINCIPALES VARIABLES

| | Con permiso | Sin permiso | Diferencia | Desv. estándar | p-valor | Obs. |
|------------------------|-------------|-------------|------------|----------------|---------|------|
| Edad | 51,307 | 42,474 | -8,833*** | 1,251 | 0,000 | 479 |
| Años de educación | 6,535 | 6,957 | 0,422 | 0,326 | 0,197 | 398 |
| Ingreso | 425,186 | 392,407 | -32,779 | 22,452 | 0,145 | 495 |
| Ingreso de cuidacoches | | | | | | |
| - Principal ingreso | 0,926 | 0,844 | -0,082** | 0,032 | 0,010 | 401 |
| Índice de tipo (+) | 0,702 | 1,102 | 0,400*** | 0,105 | 0,000 | 484 |
| Ahorra | 0,202 | 0,177 | -0,025 | 0,040 | 0,535 | 386 |
| Vive calle | 0,051 | 0,172 | 0,121*** | 0,027 | 0,000 | 520 |
| Cobertura | 0,850 | 0,700 | -0,149*** | 0,036 | 0,000 | 520 |
| Meses como cuidacoches | 131,402 | 72,502 | -58,899*** | 7,521 | 0,000 | 510 |

(+) El índice de tipo toma valores entre 0 y 4, y cuanto más cerca de 4 significa que el cuidacoches está peor en términos de vestimenta, lenguaje, estado de los dientes, y consumo de sustancias.

*** Significativo al 1 por ciento.

** Significativo al 5 por ciento.

* Significativo al 10 por ciento.

propiedad, la mitad de los potenciales beneficiarios han rechazado la suscripción a ese programa. Con el fin de entender este mercado de derechos de propiedad y la movilidad entre obtener el permiso o quedarse fuera del marco legal que la autoridad gubernamental de la ciudad exige, construimos una base de datos inédita que contiene información socioeconómica de cuidadores de vehículos con permiso y sin permiso del gobierno departamental, autoempleo que ha aparecido como un fenómeno nuevo, expandiéndose con extrema rapidez en las últimas dos décadas.

El presente trabajo es un análisis exploratorio. No contamos con elementos para diseñar una estrategia de identificación causal para estudiar los efectos de obtener el permiso legal en este peculiar mercado de los cuidadores de vehículos. Sin embargo, la novedad y amplitud de la base de datos construida nos permite hacer reflexiones relevantes para guiar futuras investigaciones. En particular, se destacan dentro de los resultados encontrados, cuatro observaciones. La primera es la heterogeneidad en las razones de entrada al mercado de cuidacoches. Solo poco más de la mitad señala que comenzó a trabajar de cuidacoches por estar desempleado (la literatura científica lo denomina acceso al sector informal como último recurso), mientras que una importante proporción de cuidacoches –cerca de 30%– señala que entró al mercado buscando libertad y flexibilidad en el trabajo, y mayores remuneraciones (así, para ese 30%, ya no es este sector informal un escape de último recurso sino una actividad deseable). La segunda constatación empírica es que el beneficio principal –por lejos– que perciben los que obtienen el permiso es la garantía de que el derecho de usufructo de la cuadra que se

le asignó será protegido. Así, el beneficio principal de tener el permiso de cuidacoches otorgado por la autoridad gubernamental no se percibe que sea la cobertura de salud y vejez ni los beneficios monetarios extras, sino la defensa de la propiedad. La tercera evidencia encontrada es que a cerca del 70% de los cuidacoches –sin importar si tienen o no permiso de la autoridad gubernamental– les gustaría ahora cambiar de trabajo (esta observación se vuelve especialmente interesante a la hora de evaluar medidas para sacar a esas personas de la calle, pues hace referencia a sus aspiraciones). Una cuarta constatación es la existencia de capacidad de ahorro en tan solo uno de cada siete cuidacoches junto con su percepción de inexistencia de alternativas alcanzables que vayan más allá de simplemente acumular ellos mismos esos ahorros.

Estas constataciones empíricas encontradas gracias a la base de datos construida, junto con la revisión hecha de la literatura empírica y teórica acerca de los derechos de propiedad en un mercado laboral informal, nos ha motivado a comenzar el diseño de un experimento controlado de campo con aleatorización como estrategia de identificación causal del impacto de la política de asignación de permisos a los cuidacoches como instrumento para impulsar a esos trabajadores a aspirar y concretar una movilidad hacia arriba en el mercado laboral y en la inserción social.

La pregunta que queremos contestar con ese experimento no es trivial porque la obtención legal de los derechos de propiedad de las cuadras podría tener efectos muy distintos: por un lado, entregar el derecho de propiedad a un individuo podría significar que ese individuo se quede definitivamente en esa cuadra (con una bajísima productividad y quizá nula acumulación de capital humano, sin ascender en el mercado laboral, generando incentivos perversos a que otros miembros de la familia continúen trabajando allí para defender ese derecho de propiedad); por otro lado, entregar el derecho de propiedad a un individuo tiene como requisito obtener la cédula de identidad, el carné de salud, el certificado de no tener antecedentes delictivos, y todos estos documentos también son requisito para cualquier trabajo formal: en definitiva, obtener el derecho de propiedad en una cuadra puede significar volver a existir legalmente en la sociedad permitiendo ascender en el mercado laboral. Así esta investigación podría permitir la identificación de una relación causal entre la adecuación al marco legal, el empleo y la movilidad social. Este experimento será objeto de una próxima investigación.

7. BIBLIOGRAFIA

- ACEMOGLU, D. y D. AUTOR (2011). "Skills, tasks, and technologies: Implications for employment and earnings", *Handbook of labor economics* 4, pp. 1043-1171.
- ACEMOGLU, D., S. JOHNSON y J.A. ROBINSON (2001). "The Colonial Origins of Comparative Development: An Empirical Investigation", *American Economic Review* 91 (5), pp. 1369-1401.
- ACEMOGLU, D., S. JOHNSON y J.A. ROBINSON (2012). "Institutions as a Fundamental Cause of Long Run", *Handbook of Economic Growth* 1A, pp. 386-472.
- ALBRECHT, J., L. NAVARRO y S. VROMAN (2009). "The Effects of Labor Market Policies in an Economy with an Informal Sector", *The Economic Journal* 119 (539), pp. 1105-1129.
- BANERJEE, V.A. y E. DUFLO (2011). *Poor Economics: a radical rethinking of the way to fight global poverty*. Public Affairs, New York.

- BANERJEE, V.A. y E. DUFLO (2006). "The Economic Lives of the Poor", *Journal of Economic Perspectives*, pp. 1-28.
- BESLEY, J.T., K.B. BURCHARDI y M. GHATAK (2012). "Incentives and the De Soto Effect", *Quarterly Journal of Economics* 127 (1), pp. 237-282.
- BESLEY, J.T., K.B. BURCHARDI y M. GHATAK (2010). "Property Rights and Economic Development", *Handbook of Development Economics* 5, pp. 4525-4595.
- BESLEY, J.T. (1995). "Property Rights and Investment Incentives: Theory and Evidence from Ghana", *Journal of Political Economy* 103 (5), pp. 903-937.
- BUCHELI, M. y R. CENI (2007). "Informality: Sectoral Selection and Earnings in Uruguay". Documento de Trabajo 20/07. Departamento de Economía, Facultad de Ciencias Sociales, UdelAR.
- CRAWFORD, V.P. y J. MENG (2011). "New York City Cab Drivers' Labor Supply Revisited: Reference-Dependent Preferences with Rational-Expectations Targets for Hours and Income", *American Economic Review* 101, pp. 1912-1932.
- DE PAULA, A. y J.A. SCHEINKMAN (2011). "The Informal Sector: An Equilibrium Model and Some Empirical Evidence from Brazil", *The Review of Incomes and Wealth* 57 (1), pp. 1-22.
- DEMSETZ, H. (1967). "Towards a Theory of Property Rights", *American Economic Review P&P* 57 (2), pp. 347-359.
- FIELD, E. (2007). "Entitled to Work: Urban Property Rights and Labor Supply in Peru", *Quarterly Journal of Economics* 122 (4), pp. 1561-1602.
- FIELDS, S.G. (2004). "A Guide to Multisector Labor Market Models", Cornell University, School of Industrial and Labor Working Papers, pp. 1-50.
- FUGAZZA, M. y J. JACQUES (2003). "Labor Market Institutions, Taxation and the Underground Economy", *Journal of Public Economics* 88, pp. 395-418.
- GALIANI, S. y E. SCHARGRODSKY (2010). "Property Rights for the Poor: Effects of land titling", *Journal of Public Economics* 94, pp. 700-729.
- GANDELMAN, N. (2009). "Inter-Generational Effects of Titling Programs: Physical vs. Human Capital" Documento de investigación Nº 50, Universidad ORT.
- GÖRKHANI, K. (2004). "The Informal Sector in Developed and Less Developed Countries", *Public Choice*, pp. 1-29.
- HIRSHLEIFER, J. (1995). "Anarchy and Its Breakdown", *Journal of Political Economy* 103 (1), pp. 26-52.
- LANJOUW, O.J. y P.I. LEVY (2002). "Untitled: A Study of Formal and Informal Property Rights in Urban Ecuador", *Economic Journal* 112 (482), pp. 986-1019.

8. ANEXOS

ANEXO 1

DEFINICION Y DESCRIPCION DE LAS VARIABLES
MONTEVIDEO, 2013

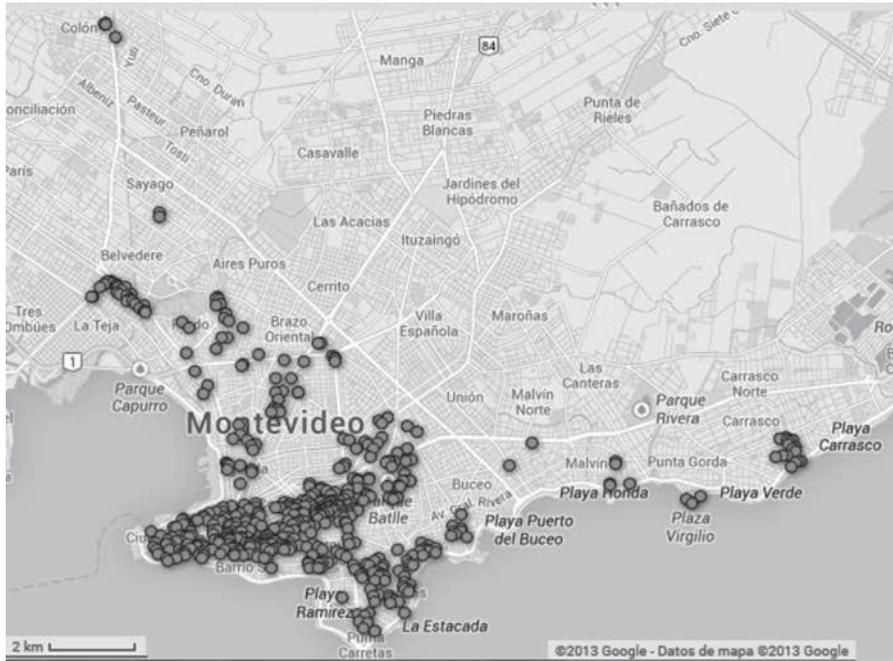
| Variable | Media | Desv. estándar | Mín | Máx. | Obs. |
|--|-------|----------------|-----|------|------|
| Permiso | 0,50 | 0,50 | 0 | 1 | 507 |
| Mujer | 0,11 | 0,31 | 0 | 1 | 519 |
| Edad | 46,77 | 14,31 | 18 | 85 | 496 |
| Educ. máx: Primaria | 0,60 | 0,49 | 0 | 1 | 507 |
| ¿Por qué trabaja de cuidacoches? - Quiere trabajar por su cuenta | 0,17 | 0,37 | 0 | 1 | 508 |
| ¿Por qué trabaja de cuidacoches? - Ganaba menos en otro trabajo | 0,12 | 0,33 | 0 | 1 | 509 |
| ¿Por qué trabaja de cuidacoches? - Desempleado | 0,58 | 0,49 | 0 | 1 | 510 |
| ¿Por qué trabaja de cuidacoches? - Preso | 0,04 | 0,19 | 0 | 1 | 508 |
| ¿Por qué trabaja de cuidacoches? - Otra razón (especificar) | 0,25 | 0,44 | 0 | 1 | 509 |
| ¿Por qué trabaja de cuidacoches? - Razón principal (1 al 6) | 3,17 | 1,26 | 1 | 6 | 493 |
| ¿Por qué vino a trabajar a esta cuadra y no a otra? - Vive cerca | 0,19 | 0,39 | 0 | 1 | 514 |
| ¿Por qué vino a trabajar a esta cuadra y no a otra? - Cuadra libre | 0,33 | 0,47 | 0 | 1 | 515 |
| ¿Por qué vino a trabajar a esta cuadra y no a otra? - Por amigo | 0,35 | 0,48 | 0 | 1 | 513 |
| ¿Por qué vino a trabajar a esta cuadra y no a otra? - IMM indicó cuadra libre | 0,15 | 0,36 | 0 | 1 | 513 |
| ¿Por qué vino a trabajar a esta cuadra y no a otra? - Lo echaron de otra | 0,02 | 0,12 | 0 | 1 | 515 |
| Hay que pedir permiso a referente de la zona | 0,31 | 0,46 | 0 | 1 | 504 |
| Para desplazar a los que no tiene permiso de IMM - Mostrar permiso propio | 0,47 | 0,50 | 0 | 1 | 485 |
| Para desplazar a los que no tiene permiso de IMM - Por la fuerza propia | 0,21 | 0,41 | 0 | 1 | 484 |
| Para desplazar a los que no tiene permiso de IMM - Con la ayuda de amigos | 0,10 | 0,29 | 0 | 1 | 484 |
| Para desplazar a los que no tiene permiso de IMM - IMM los saca | 0,21 | 0,41 | 0 | 1 | 484 |
| Para desplazar a los que no tiene permiso de IMM - Policía los saca | 0,30 | 0,46 | 0 | 1 | 485 |
| Defensa de la cuadra: Pide ayuda a cuidacoches | 0,16 | 0,37 | 0 | 1 | 498 |
| Defensa de la cuadra: Pide ayuda a amigos | 0,13 | 0,34 | 0 | 1 | 498 |

| Variable | Media | Desv. estándar | Mín | Máx. | Obs. |
|--|--------|----------------|-----|-------|------|
| Defensa de la cuadra: pide ayuda IMM | 0,21 | 0,41 | 0 | 1 | 497 |
| Defensa de la cuadra: pide ayuda policía | 0,33 | 0,47 | 0 | 1 | 497 |
| Defensa de la cuadra: se defiende solo | 0,51 | 0,50 | 0 | 1 | 497 |
| Defensa de la cuadra: se va | 0,05 | 0,21 | 0 | 1 | 497 |
| Si se le ofreciera volver a estudiar ahora, ¿volvería a estudiar? | 0,49 | 0,50 | 0 | 1 | 510 |
| ¿Tiene hijos a su cargo menores de 18 años? (Viven con usted o les pasa pensión) | 0,31 | 0,46 | 0 | 1 | 512 |
| ¿Cuántos? | 2,03 | 1,23 | 1 | 6 | 156 |
| ¿Ese permiso de la IMM es suyo personal o es de otra persona? | 0,96 | 0,21 | 0 | 1 | 248 |
| Beneficios del permiso de la IMM: La cuadra es mía | 0,70 | 0,46 | 0 | 1 | 239 |
| Beneficios del permiso de la IMM: Mejores propinas | 0,14 | 0,34 | 0 | 1 | 237 |
| Beneficios del permiso de la IMM: Aporto BPS | 0,04 | 0,20 | 0 | 1 | 236 |
| Beneficios del permiso de la IMM: Chaleco que me dan | 0,14 | 0,34 | 0 | 1 | 234 |
| Beneficios del permiso de la IMM: Defensa de la cuadra por la policía | 0,19 | 0,39 | 0 | 1 | 237 |
| No obtuvo permiso IMM por: No dinero trámites | 0,19 | 0,39 | 0 | 1 | 255 |
| No obtuvo permiso IMM por: No info | 0,19 | 0,40 | 0 | 1 | 254 |
| No obtuvo permiso IMM por: Dificil tramit. Carné de Salud | 0,08 | 0,27 | 0 | 1 | 254 |
| No obtuvo permiso IMM por: Mal análisis Carné de Salud | 0,04 | 0,19 | 0 | 1 | 254 |
| No obtuvo permiso IMM por: No sacó certificado buena conducta | 0,09 | 0,29 | 0 | 1 | 255 |
| No obtuvo permiso IMM por: Queda lejos IMM | 0,11 | 0,32 | 0 | 1 | 254 |
| No obtuvo permiso IMM por: Pierdo horas de trabajo | 0,21 | 0,41 | 0 | 1 | 255 |
| No obtuvo permiso IMM por: Sin cédula | 0,06 | 0,24 | 0 | 1 | 255 |
| No obtuvo permiso IMM por: Fotos carné | 0,02 | 0,14 | 0 | 1 | 254 |
| No obtuvo permiso IMM por: Complicado sacar el permiso | 0,13 | 0,34 | 0 | 1 | 255 |
| No obtuvo permiso IMM por: No necesito permiso | 0,25 | 0,44 | 0 | 1 | 257 |
| No obtuvo permiso IMM por: No gano nada con el permiso | 0,13 | 0,34 | 0 | 1 | 254 |
| No obtuvo permiso IMM por: No tengo ganas | 0,19 | 0,39 | 0 | 1 | 256 |
| ¿Cuánto gana como cuidacoche por día: Por día entre semana? | 408,74 | 249,94 | 20 | 2.000 | 495 |

| Variable | Media | Desv. estándar | Mín | Máx. | Obs. |
|---|--------|----------------|-----|-------|------|
| ¿Tiene que darle a alguien parte de lo que gana para que lo deje trabajar en la cuadra? | 0,04 | 0,20 | 0 | 1 | 477 |
| ¿Cuánto se le paga por semana? | 502,22 | 869,29 | 20 | 2.800 | 9 |
| Dinero mínimo para ser amable | 6,10 | 8,09 | 0 | 50 | 379 |
| Si dan poco dinero: Trabaja normalmente | 0,80 | 0,40 | 0 | 1 | 496 |
| Si dan poco dinero: No saluda | 0,20 | 0,40 | 0 | 1 | 446 |
| Si dan poco dinero: Mira serio | 0,09 | 0,29 | 0 | 1 | 442 |
| Si dan poco dinero: Insulta | 0,04 | 0,19 | 0 | 1 | 440 |
| Si dan poco dinero: No cuida auto | 0,09 | 0,28 | 0 | 1 | 443 |
| Si dan poco dinero: Dice no hay lugar | 0,03 | 0,16 | 0 | 1 | 439 |
| Si dan poco dinero: Raya auto | 0,00 | 0,07 | 0 | 1 | 439 |
| ¿Le gustaría dejar de ser cuidacoches? | 0,67 | 0,47 | 0 | 1 | 511 |
| ¿Por qué no tiene otro trabajo?: No buscó | 0,25 | 0,43 | 0 | 1 | 301 |
| ¿Por qué no tiene otro trabajo?: No encontró | 0,48 | 0,50 | 0 | 1 | 308 |
| ¿Por qué no tiene otro trabajo?: Sin educación | 0,13 | 0,34 | 0 | 1 | 302 |
| ¿Por qué no tiene otro trabajo?: Gana más acá | 0,17 | 0,38 | 0 | 1 | 300 |
| ¿Por qué no tiene otro trabajo?: Quiere horario libre | 0,04 | 0,20 | 0 | 1 | 295 |
| ¿Por qué no tiene otro trabajo?: Trabajos inestables | 0,09 | 0,28 | 0 | 1 | 294 |
| ¿Busca otro trabajo? | 0,33 | 0,47 | 0 | 1 | 507 |
| ¿Es para sustituir el trabajo actual o para complementarlo? | 0,61 | 0,49 | 0 | 1 | 173 |
| Ahorra | 0,19 | 0,39 | 0 | 1 | 387 |
| Ahorra y guarda él | 0,14 | 0,35 | 0 | 1 | 385 |
| Ahorra y guarda pariente/amigo | 0,02 | 0,15 | 0 | 1 | 375 |
| Ahorra en banco | 0,00 | 0,05 | 0 | 1 | 375 |
| Ahorra y presta | 0,01 | 0,12 | 0 | 1 | 374 |
| Ahorra y construye | 0,01 | 0,07 | 0 | 1 | 374 |
| Ahorra y compra para vender | 0,01 | 0,07 | 0 | 1 | 374 |
| No ahorra | 0,81 | 0,39 | 0 | 1 | 387 |
| Desalineado | 0,28 | 0,45 | 0 | 1 | 495 |
| Dentadura mal | 0,66 | 0,47 | 0 | 1 | 492 |
| Alcohol/Droga | 0,12 | 0,33 | 0 | 1 | 493 |
| Lenguaje pobre | 0,30 | 0,46 | 0 | 1 | 494 |
| Índice de tipo | 1,36 | 1,20 | 0 | 4 | 483 |
| Años de cuidacoches | 9,69 | 7,27 | 1 | 40 | 442 |
| Años de cuidacoches en esa cuadra | 7,95 | 6,52 | 1 | 38 | 403 |

ANEXO 2A

UBICACION DE LOS CUIDACOCHEES ENTREVISTADOS



ANEXO 2B

UBICACION DE LOS CUIDACOCHEES ENTREVISTADOS (VISTA AMPLIADA)



MOVILIDAD INTERGENERACIONAL Y GASTO PUBLICO EN ARGENTINA*

INTERGENERATIONAL MOBILITY AND PUBLIC SPENDING IN ARGENTINA

MARIBEL JIMENEZ**

Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas (CONICET)

Abstract

The main objective of this article is to determine the effect of public spending on intergenerational socioeconomic mobility (MI) in Argentina. Also analyzes their impact on the mobility gap observed between children from different socioeconomic backgrounds family. The identification strategy used is to exploit the temporal variability of public spending. The results suggest that public spending increases MI. This effect is higher when spending categories most directly related to the human capital of children and adolescents are increased. But the magnitudes of the estimated effects are modest.

Keywords: *Intergenerational mobility, income, education, public spending, mobility gap, investment in human capital, childhood, Argentina.*

JEL Classification: *J62, D31, I38.*

Resumen

El principal objetivo de este artículo es determinar el efecto que tiene el gasto público sobre la movilidad socioeconómica intergeneracional (MI) en Argentina. Asimismo se analiza su impacto respecto de la brecha de

* Agradezco a Leonardo Gasparini por sus valiosos comentarios y observaciones. También agradezco las sugerencias realizadas por el Comité de Doctorado, por los asistentes a los Seminarios de Doctorado de la Universidad Nacional de La Plata y por Ana Inés Navarro en la XLVII Reunión Anual de la AAEP que han enriquecido versiones preliminares de este artículo.

** Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas (CONICET), Instituto de Estudios Laborales y del Desarrollo Económico (IELDE), Universidad Nacional de Salta (UNSa).
E-mail: jimemar@gmail.com, maribeljimenez@conicet.gov.ar

movilidad observada entre los hijos de distintos entornos socioeconómicos familiares. La estrategia de identificación empleada consiste en explotar la variabilidad temporal del gasto público. Los resultados obtenidos sugieren que el gasto público aumenta la MI. Este efecto es mayor cuando se incrementan las categorías del gasto más directamente relacionadas con el capital humano de los niños y adolescentes. Pero las magnitudes de los efectos estimados son modestas.

Palabras clave: *Movilidad intergeneracional, ingresos, educación, gasto público, brecha de movilidad, inversión en capital humano, niñez, Argentina.*

Clasificación JEL: *J62, D31, I38.*

1. INTRODUCCION

En los últimos años la mayoría de la literatura acerca de movilidad intergeneracional (MI), particularmente la que analiza la MI del ingreso (MII), se ha concentrado en obtener una medida adecuada del nivel de MI, siendo relativamente más escasas las investigaciones que avanzaron en la identificación de los factores causales subyacentes al proceso de transmisión del ingreso entre generaciones. Sin embargo, comprender los mecanismos subyacentes a las correlaciones intergeneracionales es crucial para el desarrollo de políticas públicas apropiadas que promuevan el objetivo social relevante en materia de equidad. Por esto, un estudio de la transmisión intergeneracional del ingreso y de sus determinantes puede aportar información útil para el diseño de políticas adecuadas.

Según los modelos teóricos que analizan los factores asociados con la MII (Mulligan, 1997; Solon, 2004; Ichino, Karabarbounis y Moretti, 2011¹), no solo la inversión de los padres en sus hijos es uno de los principales canales de transmisión intergeneracional de ingresos, sino también la inversión del gobierno en el capital humano de los niños y adolescentes. Así, el modelo de Mulligan (1997) muestra que los hijos de familias favorecidas con subsidios estatales pueden beneficiarse de los recursos adicionales ofrecidos por el programa social. Sin embargo, este puede afectar la formación del altruismo intergeneracional de los padres y en la medida

¹ Ichino, Karabarbounis y Moretti (2011) proponen un modelo teórico que incorpora endógenamente las inversiones públicas en capital humano. Este esquema teórico muestra que la MII en cualquier sociedad puede estar influenciada por las preocupaciones e intereses en la política económica. Así, las sociedades donde las familias mejor posicionadas económicamente tienen una mayor influencia en el proceso político, tenderán a tener menores inversiones redistributivas en el capital humano y, por tanto, mayores niveles de persistencia intergeneracional. Según estos autores, contrariamente a lo que se asume en general, una baja correlación entre el ingreso paterno y el de los hijos no es siempre deseable, pues puede implicar más ineficiencia debido a los efectos distorsionadores de las políticas públicas dirigidas a incrementar la movilidad. Además, tomando en cuenta la heterogeneidad en las preferencias por la movilidad intergeneracional, llegan a la conclusión de que incluso si una sociedad completamente móvil es deseable *ex ante*, puede no ser políticamente sustentable *ex post*.

en que las acciones públicas a favor de los niños se financian con impuestos, su efecto neto depende de la forma en que se introducen esos impuestos. Un modelo teórico que se destaca en el contexto de esta investigación es el desarrollado por Solon (2004), que extiende el modelo seminal de Becker y Tomes (1979)² al incluir el efecto de la inversión pública en el capital humano de los niños. Específicamente el modelo muestra que cuanto más progresiva sea esta inversión del gobierno –en el sentido de que la *ratio* entre inversión pública e ingreso de los padres disminuya con el ingreso parental– mayor será la MII, *ceteris paribus*. A partir del modelo de Becker y Tomes (1979) puede derivarse también un marco teórico para comprender los determinantes de los logros educativos de los hijos y cómo las acciones del gobierno pueden afectar las correlaciones educativas intergeneracionales. La política pública en gran medida define las elecciones educativas disponibles para padres e hijos, afectando el acceso legal y práctico a la escolaridad, así como la calidad y costos de la educación. De esta manera, las acciones del gobierno pueden modificar la oferta y la demanda de educación³ (Behrman, Gaviria y Székeley, 2001). Las decisiones políticas también pueden cambiar el retorno económico de la educación y de otras formas de inversiones del hogar en el capital humano de los hijos. Los padres entonces determinan las inversiones de tiempo y dinero que realizan en la educación de sus hijos considerando sus restricciones presupuestarias⁴. Los hijos, por su parte, toman decisiones respecto del esfuerzo educativo que realizarán en función, entre otros factores, de los costos y beneficios percibidos que, a su vez, dependen en parte de las percepciones de las condiciones existentes en el mercado laboral (Hertz, Meurs y Selckuk, 2009).

Atendiendo a ese marco teórico, el principal objetivo de esta investigación es determinar el efecto que tiene sobre la MII en Argentina el gasto público, concretamente el realizado por los tres niveles de gobiernos (nacional, provincial y municipal) que pueden modificar las inversiones públicas en el capital humano de los niños y adolescentes. Específicamente, se busca evaluar si el gasto público cumple con uno de los objetivos centrales de la política social que es incrementar la movilidad económica intergeneracional y la igualdad de oportunidades, disminuyendo el impacto del origen socioeconómico en el ingreso obtenido en la adultez. Asimismo, se pretende examinar si la brecha de movilidad observada entre los hijos que provienen de distintos entornos

² Becker y Tomes (1979) desarrollaron el modelo económico original concerniente a movilidad intergeneracional del ingreso basado en la idea de que cada familia maximiza una función de utilidad que incorpora el bienestar de varias generaciones. En este esquema el ingreso de los hijos depende de las inversiones que realizan sus padres en ellos y de las denominadas “dotaciones” que reciben ya sean determinadas genéticamente, como la raza, la habilidad y otras características, así como aquellas conformadas por las conexiones familiares y los valores o conocimientos dados por el entorno familiar.

³ Así, por ejemplo, el incremento del gasto público en educación o en capital humano, en general y las mejoras en la calidad de las escuelas públicas son medidas que tienen un impacto en el lado de la oferta. En tanto que las acciones gubernamentales que reducen las restricciones financieras que enfrentan los hogares para invertir en capital humano impactan en la demanda educativa (Behrman, Gaviria y Székeley).

⁴ El acceso al mercado crediticio puede afectar también esta decisión, principalmente en los niveles de educación más elevados.

socioeconómicos familiares es menor para aquellos que experimentaron mayores niveles de gasto público durante su adolescencia.

Los estudios empíricos que examinan la relación entre movilidad intergeneracional y gasto público son escasos a nivel internacional, y prácticamente inexistentes a nivel nacional. Entre los antecedentes más directos de esta investigación se encuentran los estudios de Mayer y Lopoo (ML) (2008) para Estados Unidos y de Behrman, Gaviria y Székeley (BGS) (2001) para 19 países latinoamericanos y Estados Unidos⁵. En el primero, ML utilizando los datos del *Panel Study of Income Dynamics* (PSID) encuentran que la persistencia intergeneracional del ingreso (medida a partir de la elasticidad intergeneracional del ingreso⁶) es mayor en los estados de Estados Unidos con un menor gasto por niño que en aquellos que presentan un mayor nivel de gasto público. La estrategia de identificación se basa, principalmente, en el cambio temporal observado en los niveles de gasto público por niño⁷. Como el modelo empírico incluye efectos fijos por el estado en el que residían los hijos cuando tenían 15 años, las estimaciones obtenidas no surgen de la variación *cross-section* en los niveles de gasto entre los estados. El estudio de BGS, por su parte, examina los efectos del gasto público en educación como porcentaje del PBI sobre el índice de correlación educativa propuesto por Dahan y Gaviria (2001)⁸ para 19 países latinoamericanos y Estados Unidos. La estrategia de identificación está basada en un modelo de panel con efectos fijos por país. Los resultados obtenidos sugieren que dedicar más recursos a la educación pública incrementa la movilidad intergeneracional. No obstante, si bien el método de efectos fijos elimina el sesgo potencial de factores inobservables invariantes en el tiempo, las estimaciones podrían aún estar sesgadas por la presencia de características omitidas de los países que varían en el tiempo y están correlacionadas con el gasto público así como con el índice de movilidad educativa.

A diferencia de los dos estudios previos que se concentran en una medida de posición socioeconómica, el ingreso, en el caso del primero, y la educación, en el caso del segundo, en esta investigación se examina el efecto del gasto público tanto en la MII como en la MI educativa (MIE). La variable educación presenta varias ventajas sobre los ingresos en términos de estimación, especialmente en países como Argentina con falta de información de largo plazo para generaciones sucesivas de una misma familia. Esto genera mayores problemas de estimación

⁵ Otros estudios relacionados con esta investigación, aunque no tan directamente, son los que analizan el efecto de cambios en políticas públicas respecto de los niveles de movilidad intergeneracional. Así, Mulligan (1997), Machin (2007) y Pekkarinen, Uusitalo y Kerr (2009) examinan la relación entre las políticas educativas y la movilidad del ingreso entre generaciones. Los estudios que exploran los efectos de las políticas públicas sobre la movilidad educativa intergeneracional son escasos pero crecientes. Entre ellos se mencionan los de Lillard y Willis (1994), Deng y Treiman (1997), Duflo (2001), Hertz y Jayasundera (2007) y Hertz, Meurs y Selckuk (2009).

⁶ En la próxima sección se define esta medida de MII.

⁷ Los autores computan el gasto público por niño en cada año dividiendo los gastos totales por la población de 0 a 17 años existente en cada estado, en cada año. Luego promedian este gasto estatal por niño durante los 3 años en los que los hijos adultos tenían entre 15 a 17 años.

⁸ Este índice está basado en la correlación de la escolaridad entre hermanos y mide el grado con el que sus resultados educativos pueden ser explicados por el trasfondo familiar.

cuando la variable de resultado utilizada es el ingreso, porque el análisis de la MII requiere observar el ingreso de padres e hijos en momentos similares de sus ciclos vitales, preferentemente en sus edades centrales. Si bien existen métodos, como la técnica *Two-Sample Instrumental Variable* (TSIV), implementada en esta investigación, que pueden aliviar estos inconvenientes⁹, los supuestos en los que se basa la consistencia de las estimaciones así obtenidas podrían resultar demasiado restrictivos. Además, el examen de la MIE es de interés en sí mismo, porque los logros educativos ofrecen una fuente importante de información acerca del estatus y bienestar socioeconómico de los individuos. De esta forma, el análisis de la correlación entre la educación de padres e hijos constituye una alternativa informativa y factible al análisis basado en el ingreso para examinar la transmisión socioeconómica intergeneracional (Hertz, Meurs y Selckuk, 2009). Además, a diferencia de los estudios mencionados que solo analizan el efecto del gasto total (en el caso de ML) o del gasto en educación (en el caso de BGS), en esta investigación se consideran distintas categorías y agregados del gasto público consolidado (GPC), particularmente del gasto público social, con el objetivo de explorar el efecto que diferentes medidas de la inversión pública en el capital humano de niños y adolescentes tienen en la movilidad intergeneracional.

Por otra parte, la estrategia de identificación empleada en esta investigación se basa fundamentalmente en explotar la variabilidad temporal del gasto público, de forma similar a como lo hacen ML y BGS. Sin embargo, a diferencia de estos estudios, en los modelos estimados se incluyen, además de efectos fijos locales, un amplio conjunto de variables de control a nivel local que capturan características variables en el tiempo (o entre cohortes) potencialmente relacionadas con el gasto público y con las variables de resultados (ingresos y educación) como, por ejemplo, la recaudación tributaria provincial y la carga tributaria nacional. Si no se incluyeran estos controles por provincia, cualquier diferencia en la movilidad intergeneracional por niveles de gasto podría ser parcialmente endógena, entre otras razones, porque, a causa de la misma tasa de impuestos, los cambios en los ingresos de los residentes en una provincia se podrían traducir en cambios en la recaudación y en el gasto público. También se incluyen controles por otras características provinciales que varían no solo localmente, sino también en el tiempo, como, por ejemplo, la tasa de pobreza por Necesidades básicas insatisfechas (NBI), el nivel de desigualdad o la tasa de mortalidad infantil existente en la provincia de residencia de cada hijo adulto cuando era adolescente o joven. Estos controles resultan relevantes porque algunas categorías de gasto público, particularmente del gasto público social, se ajustan a los cambios en las necesidades existentes, de manera que las provincias con más familias pobres tenderán a gastar más que las provincias con menos familias pobres. La omisión de estas variables de control podrían sesgar las estimaciones del término de interacción entre la posición socioeconómica de los padres y el gasto público que captura el efecto que este último tiene en las medidas de persistencia intergeneracional consideradas.

⁹ En la Sección 2 se describe esta técnica de estimación.

Con relación a los estudios sobre movilidad intergeneracional en Argentina se debe señalar que la mayoría no examina la movilidad del ingreso sino la movilidad ocupacional o educativa entre generaciones¹⁰. Además ninguno de los artículos revisados se propone examinar los efectos del gasto público sobre la MI, el que constituye el principal objetivo de esta investigación.

Los resultados obtenidos sugieren que el gasto público tiene el efecto esperado, incrementando la movilidad intergeneracional tanto del ingreso como la educativa. Sin embargo, no todas las categorías de gasto son igualmente efectivas para conseguir este resultado. Así, se observa una disminución mayor en la persistencia socioeconómica entre generaciones cuando se incrementan las categorías del GPC más directamente relacionadas con el capital humano de los niños y adolescentes como el gasto en salud y educación.

Este artículo está organizado de la siguiente manera. En la Sección 2 se analizan el modelo empírico, el método de estimación y la estrategia de identificación utilizada para examinar la relación entre movilidad intergeneracional y gasto público. La Sección 3 contiene una descripción de las fuentes de datos utilizadas. En la Sección 4 se presentan y analizan los resultados obtenidos, para terminar, luego, en la última sección, con las principales conclusiones de la investigación.

2. METODOLOGIA

El modelo empírico tradicional considerado en la literatura para medir el grado de persistencia socioeconómica promedio entre generaciones es el siguiente:

$$y_{hi} = \beta y_{pi} + \varepsilon_{hi} \quad (1)$$

donde y_{hi} y y_{pi} son medidas de la posición socioeconómica de hijos y padres, respectivamente. Cuando se considera como medida de estatus económico el ingreso, entonces el modelo intergeneracional (1) relaciona el logaritmo del ingreso permanente de hijos y padres, siendo β la elasticidad intergeneracional del ingreso (EII), esto es, una medida del grado de persistencia del ingreso permanente de padres e hijos. En tanto que, cuando la educación se utiliza como medida de posición socioeconómica, el modelo (1) relaciona los años de educación de los hijos con el de los padres, siendo β en este caso un coeficiente que mide la persistencia educativa intergeneracional (CPE en adelante). Este modelo asume implícitamente que la variable utilizada para medir la posición socioeconómica del padre capturará el efecto directo de esta en la posición del hijo, así como el impacto de factores omitidos correlacionados con ambas como características y atributos genéticos de los padres (o la educación del padre en el caso del modelo de MII). Por tanto, ni la EII ni el CPE constituyen (ni se espera que sean) una medida del efecto causal de la posición socioeconómica de los

¹⁰ En Jiménez (2011) puede consultarse una revisión de los estudios sobre movilidad socioeconómica intergeneracional en Argentina.

padres en el resultado económico de los hijos considerado en cada caso. En general, es inevitable que ambos indicadores sobrestimen cualquier relación causal que exista como resultado de la correlación entre el ingreso o la educación de los padres y otras variables explicativas en la ecuación estructural del resultado económico de los hijos. No obstante, aun así, la EII y la CPE constituyen medidas relevantes y ampliamente utilizadas de inmovilidad intergeneracional.

Debido a que el objetivo de esta investigación es examinar cómo el gasto público afecta la EII, el modelo a estimar es el siguiente:

$$Y_{hi,cjt} = \alpha + \beta Y_{pi,cj} + \delta_1 G_{cj} + \delta_2 (Y_{pi,cj} \times G_{cj}) + \gamma A_{icj} + \theta X_{cj} + \phi D_j + \pi D_t + \vartheta (D_t \times D_j) + \lambda D_c + \varepsilon_{icjt} \quad (2)$$

donde c indexa la cohorte de nacimiento, j la provincia de residencia, y t el año, $Y_{hi,cjt}$ y $Y_{pi,cj}$ son las variables que miden la posición socioeconómica del hijo y padre (el logaritmo del ingreso familiar, en el modelo de MII o los años de educación, en el modelo MIE); G_{cj} es el logaritmo del gasto público per cápita experimentado por la cohorte c en una etapa determinada de su ciclo de vida (se obtiene como el gasto público per cápita promedio durante los años t en que los individuos de cada cohorte eran adolescentes o jóvenes); A_{icj} son controles individuales que incluyen el sexo del hijo, un polinomio de grado cuarto en su edad y en la edad del padre; X_{cj} es un vector de variables de control a nivel provincial que varían por cohorte y en la especificación más completa del modelo incluye los recursos tributarios provinciales, la carga tributaria nacional por provincia, la tasa de desocupación, el nivel de desigualdad medido por el coeficiente de Gini, la tasa de crecimiento del Producto Bruto Geográfico (PBG), la tasa de pobreza por NBI, la tasa de asistencia a cada nivel educativo, los años de educación promedio de la población en edad de trabajar (PET), la cantidad total de población, la proporción de la población sin cobertura de salud, la tasa de mortalidad infantil (por mil nacidos vivos), la tasa de mortalidad total (por mil habitantes), el porcentaje de la población sin acceso a agua corriente y sin acceso a desagües cloacales, el partido político del gobernador de cada provincia en relación con el del presidente al mando¹¹ y, cuando se considera el gasto público en alguna categoría particular, se incluye como variable de control la proporción del gasto destinada al resto de las categorías no consideradas; D_j es un conjunto de *dummies* por provincia de residencia (efectos fijos por lugar); D_t son *dummies* por año (efectos fijos por año), D_c son *dummies* por cohorte de nacimiento (efectos fijos por cohorte) y $D_t \times D_j$ es el término de interacción entre las *dummies* locales y temporales que se introduce para capturar posibles tendencias específicas por provincia en el ingreso de los hijos que podrían estar correlacionadas con los cambios ocurridos en el gasto público. El coeficiente de interés, en este caso, es δ_2 , que corresponde al término de interacción

¹¹ La variable incluida indica para cada hijo adulto la proporción de años durante su adolescencia o juventud en los que el gobernador de su provincia fue del mismo partido que el presidente al mando. En la Sección 4 se presenta una breve justificación de su inclusión como variable de control.

entre el ingreso parental y el gasto público y captura el efecto de este último sobre la EII. Es importante destacar que la incorporación de efectos fijos por provincia implica que la estrategia de identificación subyacente al modelo (2) se basa, principalmente, en el cambio temporal (por cohorte de nacimiento) observado en los niveles de gasto público consolidado per cápita y no en la variación *cross-section* de los niveles de gasto entre las provincias.

Como es probable que, a pesar de los efectos fijos por provincia, por cohorte y por año, los controles por las características de padres e hijos así como por características socioeconómicas de las provincias incluidas en el modelo (2), existan factores inobservables omitidos que pueden sesgar el efecto estimado del gasto público sobre la movilidad intergeneracional, se implementa otra estrategia de identificación propuesta por ML. Esta técnica consiste en explorar el efecto del gasto público consolidado en la movilidad intergeneracional utilizando un enfoque de diferencias en diferencias. Específicamente se asume que la “brecha de movilidad” entre hijos que provienen de un trasfondo familiar aventajado y aquellos que no están en esta situación, es menor en las provincias con un elevado gasto público consolidado per cápita que en aquellas con un bajo gasto público. Entonces, si el GPC incrementa la movilidad global es probable que lo haga aumentando más la movilidad de los hijos más desventajados en términos socioeconómicos que la de aquellos más aventajados, ya que este es, o se espera que sea, uno de los principales objetivos del gasto público, particularmente del gasto público social. Para testear esta hipótesis se estima el siguiente modelo:

$$Y_{hi,cjt} = \alpha + \beta Y_{pi,cj} + \delta_1 E_{pi,cj} + \delta_2 (Y_{pi,cj} \times E_{p,jc}) + \gamma A_{icj} + \theta X_{cj} + \phi D_j + \pi D_t + \vartheta (D_t \times D_j) + \lambda D_c + v_{cj} + \omega_{icjt} \quad (3)$$

donde $E_{pi,cj}$ es una variable *dummy* igual a uno si el nivel educativo de los padres es igual o menor al secundario completo –con esto se intenta identificar a los hijos que provienen de un trasfondo familiar desventajado o no–, ω_{icjt} es un término de error estocástico y v_{cj} captura los factores omitidos inobservables que podrían sesgar los coeficientes estimados de interés δ_1 y δ_2 , se asume que el efecto de estos factores inobservables es el mismo entre los hijos que experimentaron distintos niveles de gasto público per cápita en su provincia de residencia. Entonces, bajo este supuesto, al computar la diferencia en las diferencias del coeficiente δ_2 se obtendrían estimaciones insesgadas del efecto del gasto público en las brechas de movilidad entre hijos de padres con baja y alta educación.

Un problema que se presenta para estimar los modelos (1), (2) ó (3) y, en general, la movilidad intergeneracional en países como Argentina es la falta de información de largo plazo para generaciones sucesivas de una misma familia. Una forma de solucionar este problema es implementando una estrategia de estimación con variables instrumentales utilizando dos muestras, una principal en la que se observa el ingreso de los hijos y ciertas características de los padres (educación, ocupación,

ubicación geográfica) y una muestra auxiliar de un momento en el pasado en el que los padres eran más jóvenes. Basados en la segunda muestra es posible predecir el ingreso de los padres en el pasado a partir de los parámetros estimados en la muestra auxiliar y de las características observadas de los padres en la muestra principal. Esos ingresos predichos son usados en la segunda etapa del procedimiento como regresores del modelo de ingresos de los hijos, estimado con la primera muestra¹².

En esta investigación, como en la mayoría de los estudios empíricos previos que analizan la movilidad intergeneracional del ingreso combinando dos conjuntos de datos diferentes, la elección de los instrumentos está limitada por la escasa información disponible. En función de ella, se emplea como variable instrumental la educación del padre¹³. Sin embargo, si la educación del padre pertenece como regresor al modelo estructural del ingreso permanente del hijo, bajo supuestos plausibles¹⁴, esto ocasionaría una sobrestimación de la EII. En este caso, se podría pensar que nuestras estimaciones ofrecen un límite superior de la EII¹⁵.

En comparación con la MII, el análisis de la movilidad intergeneracional educativa presenta menos problemas de medición. En efecto, la educación tiene varias ventajas como variable de resultado respecto de los ingresos en términos de estimación. Así, los individuos tienden a completar su educación a mediados de los 20 años, entonces el análisis se puede realizar cuando los hijos son relativamente más jóvenes. En cambio, según el análisis del Haider y Solon (2006), para medir MII es conveniente medir el ingreso de padres e hijos en las edades centrales de su ciclo vital para evitar el denominado *life-cycle bias*¹⁶. Asimismo, el error de medición es probablemente un problema menor cuando se utiliza la educación porque las personas informan con mayor precisión su educación (o la de sus padres) que sus ingresos. Además, una gran cantidad de estudios muestran que la educación está asociada positivamente con otros indicadores de bienestar socioeconómico como los ingresos, la salud y la esperanza de vida (Black y Deveraux, 2011).

Por otra parte, la estimación del grado de MI puede estar sesgada cuando se emplean, como en esta investigación, muestras de padres e hijos corresidentes¹⁷. La selección por coresidencia surge cuando se observan solamente los ingresos

¹² Para más detalles acerca de ese método (conocido como TSIV), ver Jiménez (2011).

¹³ Numerosos estudios que intentan estimar la EII con el método TSIV utilizaron la educación del padre como instrumento (Solon, 1992; Lillard y Kilburn, 1995; Núñez y Risco, 2004; Núñez y Miranda, 2011; entre otros).

¹⁴ Estos supuestos son analizados formalmente en Jiménez (2016).

¹⁵ Pero si en línea con los hallazgos de Corcoran *et al.* (1992) y Mazumder (2005), el efecto directo de la educación del padre sobre el ingreso del hijo no es estadísticamente distinto de cero, una vez que se controla por el ingreso del padre promediado durante varios años, la estimación por IV y TSIV de la EII sería consistente.

¹⁶ Estas y otras cuestiones metodológicas relacionadas con la medición de la movilidad intergeneracional del ingreso se discuten formalmente en Jiménez (2016).

¹⁷ Pocos estudios de movilidad intergeneracional analizan este sesgo de selección muestral, entre ellos se pueden mencionar los de Couch y Lillard (1998), Mazumder (2005), Nicoletti y Francesconi (2006) y Nicoletti (2008).

de hijos y padres que viven juntos y no se dispone de información de los padres que no residen con sus hijos (Nicoletti y Francesconi, 2006). Si la submuestra de individuos observados que residen con sus padres no es aleatoria, entonces la selección por coresidencia puede causar un sesgo en la estimación de la movilidad intergeneracional y llevar a una subrepresentación de los ingresos reales de hijos adultos porque los que continúan viviendo con sus padres probablemente son aún estudiantes o no tienen ingresos suficientes para vivir independientemente. Si se asume que los hijos emancipados tienen, en promedio, mayores ingresos que los residentes con sus padres y provienen de una familia rica, la movilidad estimada sería mayor que la verdadera al no poder incluir estas familias en la muestra. Por el contrario, si aquellos provienen de una familia pobre, la movilidad intergeneracional computada sería menor que la verdadera. Un resultado similar resulta de suponer que los hijos emancipados son pobres. La dirección del sesgo no es, pues, tan clara (Sánchez Hugalde, 2004). No obstante, cuando se compararon las estimaciones de la EII computadas para Argentina con una muestra de padres e hijos coresidentes, obtenidas de la EPH, con las derivadas utilizando una muestra libre de este sesgo, obtenida de la Encuesta de Percepción de Planes Sociales del 2007 (EPPS), los resultados alcanzados con ambas muestras son similares, las estimaciones no presentan diferencias estadísticamente significativas y sugieren que este problema no las afecta considerablemente. Además, si este sesgo de selección es el mismo para los hijos coresidentes que experimentaron distintos niveles de gasto público en su niñez o adolescencia, entonces la técnica de diferencias en diferencias eliminaría su efecto del coeficiente de interés.

3. DATOS

Como el principal objetivo de esta investigación es determinar el efecto que tiene en la movilidad intergeneracional de ingresos el gasto público, las fuentes de información empleadas son varias. En primer lugar se utilizaron los microdatos obtenidos de la Encuesta Permanente de Hogares (EPH) para el período 1998-2012. Además se emplearon los datos del gasto público consolidado (GPC) distribuido por jurisdicción¹⁸ y desagregado por finalidad y función disponibles para el período 1998-2008 que provienen de la Dirección de Análisis del Gasto Público y Programas Sociales (DAGPyPS) del Ministerio de Economía y Finanzas Públicas de la Nación (MECON). El cómputo del GPC incluye las erogaciones del sector público no financiero correspondientes a los tres niveles de gobierno-nación, provincias y Ciudad Autónoma de Buenos Aires (CABA) y municipios. También se utilizaron

¹⁸ En el Anexo B se describe el método implementado para realizar esta distribución así como el proceso de consolidación del gasto.

las series históricas de varios indicadores provinciales como variables de control obtenidos de distintas fuentes de información¹⁹.

La muestra principal incluye a hijos adultos de 25 a 34 años que nacieron entre 1978 y 1987 con ingresos familiares per cápita positivos y proviene de la EPH en su modalidad continua para el período 2003-2012²⁰. La elección del rango etario para los hijos así como del año inicial del período analizado responde a varias razones, entre ellas, las limitaciones informativas relacionadas con la falta de disponibilidad de datos del gasto público consolidado provincial por finalidad y función para años previos a 1998 y el método de estimación implementado para estimar el ingreso paterno en la adolescencia o juventud de los hijos. Como la EPH no contiene información concerniente al ingreso de los padres cuando los hijos eran más jóvenes²¹, con el fin de predecir el ingreso familiar en la adolescencia de los hijos se emplea otra muestra anterior obtenida de los datos de la EPH relevada en un año previo al de la muestra principal, comprendido en el período 1998-2008, según la cohorte de nacimiento de cada hijo. La elección de estos años –así como del rango etario para los hijos– obedece a varias razones. En primer lugar, se asume, siguiendo a Núñez y Miranda (2011) y Núñez y Risco (2004), que los padres toman las principales decisiones de inversiones en el capital humano de sus hijos cuando estos son niños y adolescentes²². Estas inversiones constituyen una de las principales fuentes de transmisión socioeconómica entre generaciones. Se utiliza como medida de los recursos familiares disponibles para realizar estas inversiones un promedio del ingreso familiar per cápita paterno estimado cuando los hijos tenían menos de 24 años²³. Los individuos que tienen entre 25 y 34 años en el período 2003-2012, tenían 24 años o menos, en algún año del período 1998-2008, según su cohorte de nacimiento (ver Cuadro A1). En segundo lugar, la ampliación del rango de edad de los hijos implicaría emplear datos de la EPH de años anteriores

¹⁹ Para más detalles, ver Anexo B.

²⁰ Para obtener una muestra anual de hijos adultos a partir de cada EPH, se unieron las observaciones correspondientes a los distintos relevamientos realizados dentro del año (dos, en la EPH y cuatro, en la EPHC), pero dado que la encuesta tiene la estructura de un panel corto de datos y en cada relevamiento la muestra se renueva en un determinado porcentaje, se eliminaron las observaciones repetidas, dejando una observación para cada individuo en cada año a fin de no sesgar los resultados.

²¹ La encuesta no incluye preguntas retrospectivas sobre el ingreso de los padres en un momento en el pasado del ciclo de vida de los hijos y tiene la estructura de un panel corto de datos.

²² Behrman y Taubman (1990) reportan que la persistencia de ingresos es mayor cuando los padres son observados durante los años de escolaridad de los hijos antes que en un momento posterior de su ciclo de vida.

²³ Así, por ejemplo, para estimar el ingreso promedio del padre para la cohorte de hijos adultos del año 1984 que tiene 28 años en 2012 se utilizaron las muestras secundarias obtenidas de la EPH para el período 1999 a 2008, años en los que los hijos de la muestra principal tenían entre 15 y 24 años. Estas muestras secundarias están conformada por individuos adultos varones que tienen de 25 a 55 años y además son padres de hijos de la misma cohorte de nacimiento que los hijos adultos de la muestra principal. A partir de estas muestras auxiliares se estiman los retornos de la educación de los padres en cada año del período 1998-2008. Estos retornos se utilizan luego para computar el ingreso predicho que el padre de cada hijo adulto de la muestra principal obtenía, en promedio, en función de su educación.

al considerado para cada cohorte, con el fin de predecir el ingreso paterno en su adolescencia y juventud. Pero en este caso la cantidad de aglomerados cubiertos por la encuesta se reduciría²⁴.

Los datos del gasto público consolidado (GPC) por provincia y por finalidad y función solo están disponibles desde 1998. Con el fin de utilizar una medida de la inversión pública en el capital humano de los hijos durante el mismo período en que se mide la inversión privada realizada por los padres en sus hijos y en la misma etapa del ciclo de vida para todas las cohortes, se utiliza como *proxy* de esa inversión pública, el gasto público consolidado per cápita²⁵ (GPCpc) promediado cuando los adultos de la muestra principal tenían entre 18 y 24 años²⁶ (ver Cuadro A1). Como advierten ML, como indicador de inversión, el gasto público comparte las mismas limitaciones que el ingreso familiar como *proxy* de la inversión parental. Así, las provincias que gastan la misma cantidad podrían comprar diferentes bienes y tener distintos niveles de eficiencia en sus compras dependiendo de una variedad de circunstancias. No obstante, algunas categorías del GPC como el gasto social, el gasto en educación, en atención de la salud, cuyos efectos individuales respecto de la movilidad intergeneracional se examinan en esta investigación, se podrían considerar como medidas menos imperfectas de la inversión pública en distintos aspectos configurativos del capital humano de los niños y adolescentes que habitan cada provincia.

Debe advertirse también que, como la EPH recolecta información solo de los centros urbanos más importantes del país en términos de tamaño de población, las muestras son representativas de las ciudades pero no de toda la población nacional. Esto puede llevar a una sobrestimación de la movilidad generacional en el país porque la muestra considerada no representa grupos de la población para quienes se espera que la persistencia generacional de ingresos sea mayor, como aquellos que viven en áreas rurales o pequeños centros urbanos (Núñez y Miranda, 2011). No obstante, en Argentina un elevado porcentaje de la población total habita en centros urbanos, por lo tanto la EPH representa aproximadamente el 70% de la población urbana y el 60% de la población total del país.

²⁴ Los aglomerados cubiertos por las EPH desde 1998 hasta el 2012 (en una o ambas ondas de la EPH en su modalidad puntual) son 29. Por tanto, se cuenta con al menos un aglomerado de todas las provincias argentinas, con excepción de Río Negro (cuyo aglomerado Viedma-Carmen de Patagones se incorporó a la EPH en 2002).

²⁵ El gasto público per cápita se computa como el cociente entre el gasto público consolidado correspondiente a cada provincia y la población provincial total en cada año.

²⁶ Se advierte que se asume, por falta de información, que los hijos adultos de la muestra principal residen en la misma provincia en que habitaron durante su juventud. Claramente, este supuesto no se cumple en caso de los que migraron después y no retornaron a la provincia en la que vivieron entre los 18 y 24 años. Sin embargo, según los datos de la EPH, el porcentaje promedio de los individuos de la muestra que nacieron en otra provincia o país es 8,7% y el porcentaje promedio que realizó una migración internacional o entre provincias en los últimos 5 años es 0,6%. Y la eliminación de estos individuos de la muestra no modifica sustancialmente los resultados obtenidos.

CUADRO 1
CARACTERISTICAS DE LAS MUESTRAS UTILIZADAS EN EL ANALISIS EMPIRICO

| Características | Todos los hijos | | Hijos según nivel de gasto público consolidado en su juventud | | |
|---|-----------------|---------|---|---------|---------|
| | | | Bajo | Medio | Alto |
| Edad | 27,22 | (2,17) | 27,28 | 27,48 | 26,85 |
| Edad promedio del padre en la juventud del hijo | 50,67 | (7,17) | 50,28 | 50,89 | 50,86 |
| Varón | 0,54 | (0,50) | 0,55 | 0,54 | 0,55 |
| Nivel educativo | | | | | |
| Primaria incompleta | 0,03 | (0,18) | 0,03 | 0,04 | 0,03 |
| Primaria completa | 0,10 | (0,30) | 0,12 | 0,12 | 0,06 |
| Secundaria incompleta | 0,14 | (0,35) | 0,15 | 0,15 | 0,13 |
| Secundaria completa | 0,27 | (0,45) | 0,28 | 0,28 | 0,26 |
| Universitaria incompleta | 0,27 | (0,45) | 0,26 | 0,25 | 0,32 |
| Universitaria completa | 0,18 | (0,38) | 0,16 | 0,17 | 0,21 |
| Nivel educativo del padre | | | | | |
| Primaria incompleta | 0,14 | (0,34) | 0,16 | 0,15 | 0,10 |
| Primaria completa | 0,33 | (0,47) | 0,35 | 0,37 | 0,27 |
| Secundaria incompleta | 0,14 | (0,35) | 0,14 | 0,14 | 0,14 |
| Secundaria completa | 0,19 | (0,39) | 0,19 | 0,18 | 0,20 |
| Universitaria incompleta | 0,06 | (0,24) | 0,06 | 0,05 | 0,08 |
| Universitaria completa | 0,13 | (0,34) | 0,10 | 0,11 | 0,20 |
| Ingreso familiar per cápita (\$ de 2001) | 402,6 | (346,3) | 360,7 | 367,8 | 489,2 |
| Ingreso familiar per cápita estimado del padre (\$ de 2001) | 170,7 | (100,7) | 153,8 | 163,1 | 198,2 |
| GPC per cápita total (\$ de 2001) | 2.291,3 | (582,8) | 1.917,9 | 2.099,4 | 2.925,4 |
| GPSC per cápita (\$ de 2001) | 1.495,3 | (373,0) | 1.250,2 | 1.386,9 | 1.890,9 |
| GPSCH (\$ de 2001) | 749,6 | (201,1) | 622,4 | 690,3 | 958,6 |
| Observaciones (sin ponderar) | 16.119 | | 4.759 | 4.235 | 7.125 |

Nota: Entre paréntesis se reportan los desvíos estándares. El gasto público se expresa en pesos constantes de 2001 utilizando un promedio del Índice de Precios al Consumidor y del Índice de Precios Mayorista.
Fuente: Elaboración propia sobre la base de EPH, INDEC y DAGPyPS, MECON.

En el Cuadro 1 se reportan algunas características de las muestras de hijos utilizadas en el análisis empírico. La primera columna corresponde a la muestra total de hijos de 25 a 34 años que habitaban con sus padres en algún año del período 2003-2012. En las columnas siguientes se observan las características para las tres muestras de hijos construidas según el nivel promedio de gasto público consolidado que experimentaron durante su adolescencia y juventud. La clasificación de los niveles de gasto en bajo, medio y alto surge de dividir en tres partes la distribución del gasto público consolidado per cápita promedio en la juventud de cada hijo adulto incluido en la muestra principal.

En el análisis empírico siguiente las estimaciones se realizaron utilizando un agregado del gasto público social consolidado per cápita que puede tener un efecto más directo en el capital humano de hijos (GPSCH). Esta medida incluye el gasto público social consolidado per cápita en salud, promoción y asistencia social y educación total. También se consideraron distintas categorías y subcategorías del gasto público social consolidado per cápita (GPSCpc): el gasto público en educación total, en educación básica, en educación superior, en cultura, en salud total, en atención de la salud y obras sociales²⁷, en agua potable y alcantarillado, vivienda y urbanismo, en promoción y asistencia social, en previsión social y en programas de empleo.

4. RESULTADOS

4.1. Efecto del gasto público en la movilidad intergeneracional

En el Cuadro 2 se observan las elasticidades intergeneracionales del ingreso y los coeficientes de persistencia educativa obtenidos a partir de la estimación de distintas especificaciones del modelo (1) utilizando el método TSIV en el caso de la EII y el método de OLS para el CPE. Los índices de persistencia socioeconómica intergeneracional son estadísticamente significativos a un nivel del 1% y no presentan variaciones considerables entre las distintas especificaciones. La EII promedio a nivel nacional para el período 2003-2012 e hijos de 25 a 39 años varía de 0.65 a 0,70, mientras que el CPE tiene valores entre 0,38 y 0,39 según los controles incluidos en el modelo estimado.

²⁷ La incorporación de la categoría "obras sociales" como gasto público merece una aclaración metodológica. La DAGPyPS del MECON justifica su inclusión por varias razones, entre ellas, por considerar que su figura jurídica, creada por ley especial de la Nación, no se rige por la legislación general para personas jurídicas de carácter civil o comercial. Además, las obras sociales son entidades que proporcionan servicios de salud, turismo y asistencia social a sus afiliados y son financiadas con impuestos sobre la nómina salarial, contribuciones patronales y aportes de los trabajadores. Asimismo, se debe destacar el carácter solidario del seguro. Por último, la contabilización de este seguro social como gasto público es convalidada por la metodología internacional, típicamente la del Fondo Monetario Internacional (DAGPyPS, 2009).

CUADRO 2

MEDIDAS DE PERSISTENCIA INTERGENERACIONAL. 2003-2012

| Medida de MI | Modelo 1 | Modelo 2 | Modelo 3 |
|---|---------------------|---------------------|---------------------|
| Elasticidad intergeneracional del ingreso | 0,701*** (0,042) | 0,648*** (0,013) | 0,648*** (0,011) |
| Coefficiente de persistencia educativa | 0,392*** (0,007) | 0,392*** (0,014) | 0,379*** (0,013) |

Nota: *** p -value < 0,01, ** p -value < 0,05, * p -value < 0,1. Entre paréntesis se reportan los errores estándares agrupados a nivel provincial. El Modelo 1 incluye además del logaritmo del ingreso predicho del padre, controles por el sexo y la edad del hijo y de los padres (polinomio cuártico); el Modelo 2, incluye además de las variables anteriores, efectos fijos por provincia de residencia, por cohorte de nacimiento y por año; en el Modelo 3, se agregan los términos de interacciones entre las *dummies* por provincia y las temporales y se incluye el gasto público consolidado per cápita total.

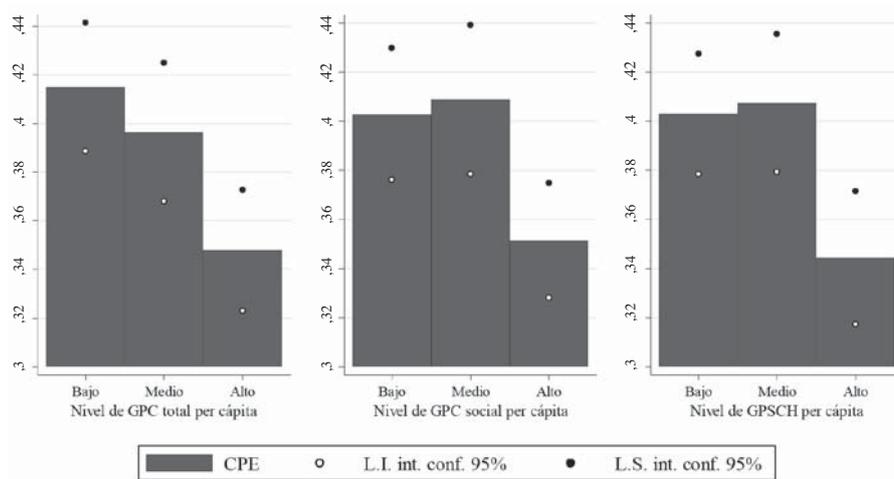
Fuente: Elaboración propia sobre la base de EPH, INDEC y DAGPyPS, MECON.

Según los modelos teóricos mencionados en la Sección 1, se espera que estos índices de persistencia intergeneracional varíen con los niveles de gastos públicos que experimentaron los hijos cuando eran adolescentes o jóvenes. Como primera exploración empírica de esta hipótesis, se reportan en el Gráfico 1 los CPE estimados a partir del modelo intergeneracional básico (1), que relaciona los años de educación de los hijos con el de sus padres, para tres niveles²⁸ de las distintas medidas consideradas de gasto público. En general, se aprecia un aumento significativo en esta medida de inmovilidad intergeneracional cuando el nivel promedio de gasto per cápita experimentado por los hijos en su juventud disminuye de alto a bajo.

En el Cuadro 3 se reportan los resultados de la estimación del modelo intergeneracional del ingreso (2) que incluye, además de las distintas variables de control, el logaritmo del ingreso predicho del padre y del gasto público promedio en la juventud del hijo así como un término de interacción entre esas dos variables que permite examinar el efecto de un mayor nivel de GPCpc en la persistencia intergeneracional del ingreso medida por la EII (el coeficiente del *log* del ingreso paterno).

²⁸ La clasificación de los niveles de gasto en bajo, medio y alto surge de dividir en terciles la distribución del gasto público consolidado per cápita promedio en la juventud de cada hijo adulto incluido en la muestra principal.

GRAFICO 1

CPE ESTIMADO A PARTIR DEL MODELO INTERGENERACIONAL BASICO
PARA TRES NIVELES DE GASTO

Nota: El modelo utilizado para estimar el CPE que relaciona la educación de padres e hijos no incluye ninguna variable de control.

Fuente: Elaboración propia sobre la base de EPH, INDEC y DAGPyPS, MECON.

El ingreso estimado del padre tiene un efecto positivo y estadísticamente significativo al 1% en el ingreso del hijo. Por su parte, la medida de gasto público considerada también presenta un efecto positivo en el ingreso de los hijos, que es estadísticamente significativo, en particular cuando se incluyen en el modelo términos de interacción entre los efectos fijos locales y temporales y controles por ciertas características provinciales, como por ejemplo la tasa de pobreza por NBI, la tasa de desocupación, la desigualdad (medida con el coeficiente de Gini), la tasa de mortalidad infantil, que están correlacionadas positivamente con algunas categorías del gasto público pero negativamente con el ingreso de los hijos. Según Harknett *et al.* (2003), la evidencia empírica disponible de la relación entre gasto y resultados de los hijos es mixta. Es decir, a partir de los estudios disponibles no se concluye claramente si el gasto público tiene un efecto positivo en los resultados de los hijos. Además, las inversiones privadas realizadas por los padres no solo en dinero sino también en tiempo y otros factores ambientales afectan el bienestar de los hijos. Si estos factores varían entre cohortes podrían disminuir o, incluso, eliminar el efecto directo del gasto público. Asimismo, el término de interacción entre el GPSCH y el ingreso del padre tiene el signo esperado, siendo negativo y estadísticamente significativo al 1%. En principio,

este resultado indica que a mayores niveles de inversión pública en capital humano experimentados en la juventud, menor es la persistencia intergeneracional de ingresos medida por la EII.

CUADRO 3

EFFECTO DEL GASTO PUBLICO CONSOLIDADO PER CAPITA SOBRE
LA ELASTICIDAD INTERGENERACIONAL DEL INGRESO Y EL COEFICIENTE
DE PERSISTENCIA EDUCATIVA INTERGENERACIONAL

| Medida de MI | VARIABLES DE INTERÉS | COEFICIENTES |
|--------------|---|----------------------|
| EII | <i>Log del ingreso del padre</i> | 1,770*** (0,206) |
| | <i>Log del gasto público per cápita</i> | 1,010** (0,386) |
| | <i>Log del ingreso del padre × Log del gasto público per cápita</i> | -0,170*** (0,030) |
| CPE | Educación del padre | 1,473*** (0,311) |
| | <i>Log gasto público per cápita</i> | 5,619** (2,247) |
| | Educación del padre × <i>Log gasto público per cápita</i> | -0,166*** (0,047) |

Nota: *** *p-value* < 0,01, ** *p-value* < 0,05, * *p-value* < 0,1. Entre paréntesis se reportan los errores estándares agrupados a nivel provincial. El modelo estimado incluye además de las variables de interés, controles por el sexo y la edad del hijo y de los padres (polinomio cuártico), efectos fijos por provincia de residencia, *dummies* por año, *dummies* por cohorte y un conjunto de variables de control por características provinciales promedios existentes durante la juventud de los hijos (los recursos tributarios provinciales, la carga tributaria nacional por provincia, la tasa de desocupación, el nivel de desigualdad, la tasa de crecimiento del PBG, la tasa de pobreza por NBI, la tasa de asistencia a cada nivel educativo, los años de educación promedio de la PET, la cantidad total de población, la proporción de la población sin cobertura de salud, la tasa de mortalidad infantil (por mil nacidos vivos), la tasa de mortalidad total (por mil habitantes), el porcentaje de la población sin acceso a agua corriente y sin acceso a desagües cloacales, el partido político del gobernador de cada provincia en relación con el del presidente al mando), la proporción del gasto público per cápita destinado a otras partidas y términos de interacción entre las *dummies* locales y temporales.

Fuente: Elaboración propia sobre la base de varias fuentes de información. Ver la sección de datos para más detalles.

Las estimaciones para el modelo intergeneracional educativo, también reportadas en el Cuadro 3, indican que la educación del padre tiene un efecto positivo y estadísticamente significativo a un nivel de significancia del 1%. El coeficiente del GPSCH presenta también el signo positivo esperado y resulta estadísticamente significativo. El término de interacción entre el GPSCH y la educación del padre, por su parte, tiene el signo

negativo esperado, siendo además estadísticamente significativo. Según los coeficientes estimados para el modelo más completo, un incremento del 1% en el GPSCH reduce la elasticidad intergeneracional del ingreso en 0,170 puntos porcentuales (p.p.) y la CPE en 0,166 p.p.

Una forma de evaluar la magnitud de los efectos estimados es comparándolos con los obtenidos por estudios similares que analicen el impacto del gasto público en alguna de estas medidas de inmovilidad intergeneracional. Pero estos estudios son casi inexistentes. No obstante, ML realizan estimaciones relativamente comparables, obteniendo un impacto negativo del gasto público total de Estados Unidos en la EII de 0,128, considerando un modelo con efectos fijos locales pero sin otros controles adicionales. Las estimaciones aquí obtenidas para el gasto público total, a partir de la especificación más simple similar a la de ML, indican que este efecto sería igual a 0,148.

Otra forma de interpretar los términos de interacción estimados es evaluando la EII y el CPE en distintos niveles del gasto. En el Cuadro 4 se reportan las EII y los CPE estimados, considerando tres niveles del gasto (bajo, medio y alto) que surgen de dividir en terciles la distribución del logaritmo del gasto y calcular la derivada del (*log*) ingreso o la educación del hijo respecto del ingreso o la educación del padre en el valor medio del gasto de cada tercil. Los resultados indican que un incremento del GPSCH de \$ 622 (gasto promedio per cápita en el tercil más bajo) a \$ 958,6 (el gasto promedio per cápita en el tercil más alto), es decir, en 54%, reduce la EII estimada de 0,673 a 0,600, esto es, en 12%, y el CPE de 0,405 a 0,334, el 21%. Estos resultados sugieren que los efectos del GPCpc en ambas medidas de persistencia intergeneracional son modestos, porque se requiere un elevado incremento del gasto para conseguir una reducción económicamente significativa en los niveles de inmovilidad entre generaciones.

Se debe señalar que los resultados se mantienen al considerar diferentes especificaciones del modelo (2) y distintas medidas del GPC como el gasto total, el GPSCpc y el destinado al capital humano de los niños y jóvenes (GPSCH)²⁹. Además, la magnitud de los términos de interacción que capturan el efecto del GPCpc en la EII y en el CPE varía con la medida de inversión pública en capital humano de adolescentes y jóvenes que se utilice. En general, los efectos más elevados se obtienen al considerar las categorías de gasto más directamente relacionadas con la inversión pública en el capital humano de los jóvenes.

²⁹ Estas medidas se diferencian entre sí por las categorías de GPSCpc incluidas en cada una. Así, la primera medida es la más amplia e incluye el GPSCpc en salud, promoción y asistencia social, educación total, agua y alcantarillado y vivienda, la segunda surge de restar a la anterior el gasto público en vivienda que se podría considerar un categoría de gasto que no beneficia directamente a niños y jóvenes, la tercera medida que incluye el GPSCpc en salud, promoción y asistencia social y educación total es la utilizada en las estimaciones que se reportan en el texto. Finalmente, la última medida considerada (GPSCH4) surge de agregar categorías de gasto social más específicas y dirigidas a incrementar el capital humano de niños y jóvenes: salud, nutrición y educación. Las estimaciones obtenidas con estas medidas alternativas, así como a partir de distintas especificaciones del modelo de interacción (2), están a disposición del lector que los requiera.

CUADRO 4

EII Y CPE ESTIMADOS A PARTIR DEL MODELO DE INTERACCION
PARA TRES NIVELES DE GASTO

| Medida de MI | Nivel de gasto | | | Diferencias en las medidas estimadas según nivel de gasto | | | | | |
|--------------|----------------|-------|-------|---|------|------------|------|-----------|------|
| | Bajo | Medio | Alto | Bajo-medio | | Medio-alto | | Bajo-alto | |
| | | | | En nivel | En % | En nivel | En % | En nivel | En % |
| EII | 0,673 | 0,656 | 0,600 | 0,018 | 2,7 | 0,056 | 8,5 | 0,074 | 12,3 |
| CPE | 0,405 | 0,388 | 0,334 | 0,017 | 4,3 | 0,054 | 13,9 | 0,071 | 21,3 |

Fuente: Elaboración propia sobre la base de estimaciones reportadas en el Cuadro 3.

En resumen, las estimaciones previas aportan evidencia a favor de la hipótesis de que la persistencia intergeneracional del ingreso y de la educación, medida a partir de la EII y el CPE, disminuyen con los incrementos del gasto público. Resulta importante recordar que el modelo a partir de los que se derivan estas conclusiones, incluye además de efectos fijos por provincia, por cohorte de nacimiento, *dummies* por año, controles por el sexo y la edad del hijo, la educación y edad del padre, un conjunto de controles por características provinciales como la tasa del crecimiento del PBG per cápita, los recursos tributarios recaudados por cada jurisdicción, la carga tributaria nacional por provincia, la tasa de pobreza por NBI, la desigualdad, la tasa de desocupación, la cantidad de población total, los años de escolaridad promedio de la PET, la tasa de matriculación en cada nivel educativo, la tasa de mortalidad total e infantil, entre otros. Además el modelo incorpora la proporción del gasto total que se destina a todas las demás partidas, con el fin de controlar por la correlación que existe entre ellas y aislar el efecto de la medida de GPSCH considerada. También se incluyen interacciones entre las *dummies* provinciales y de año que permiten capturar tendencias específicas por provincia en el ingreso de los hijos.

La estrategia de identificación subyacente en las estimaciones previas explota la variabilidad temporal del gasto público en cada provincia y no su variabilidad de corte transversal. Es decir, se asume que la incorporación de controles fijos por provincia elimina todos los factores locales constantes en el tiempo, correlacionados con la movilidad intergeneracional y el GPSCH como, por ejemplo, el clima social o político que podrían estar relacionadas tanto con el gasto público como con el ingreso de los hijos adultos. Además, se incluyen controles por características provinciales que varían por cohorte y pueden estar correlacionadas con el gasto público y con el ingreso paterno o de los hijos, como por ejemplo la recaudación tributaria (medida por medio de los recursos tributarios provinciales y la carga tributaria nacional por provincia vigentes para cada cohorte durante su adolescencia

y juventud)³⁰. Si no se incluyeran estos controles por provincia, cualquier diferencia en las EII o en el CPE por niveles de gasto podría ser parcialmente endógena, entre otras razones, porque, dada la misma tasa de impuestos, los cambios en los ingresos de los residentes en una provincia se traduce en cambios en los ingresos públicos. También se incluyen controles por otras características provinciales que varían, no solo localmente, sino también por cohorte, como por ejemplo la tasa de pobreza por NBI, el nivel de desigualdad o la tasa de desocupación promedio existente en la provincia de residencia de cada hijo adulto cuando era adolescente o joven. Estos controles resultan relevantes porque algunas categorías de gasto público, particularmente del gasto público social, se ajustan a las necesidades existentes, de manera que las provincias con más familias pobres tenderán a gastar más que las provincias con menos familias pobres. No obstante, aun cuando se incorporen efectos fijos por provincia y por año, interacciones entre estas dos variables, así como controles por distintas características de los hijos y padres y controles por características provinciales, las estimaciones del efecto del gasto público en la movilidad intergeneracional podrían estar sesgadas si persisten factores inobservables omitidos correlacionados con ambas variables. Por esto, con el fin de analizar la robustez de estos resultados en la siguiente sección se presentan las estimaciones obtenidas con la técnica de diferencias en diferencias que permite, bajo determinados supuestos, eliminar los problemas de sesgo persistentes.

4.2. Brechas de movilidad y gasto público: resultados del método de diferencias en diferencias

En correspondencia con lo afirmado en la Sección 2, la técnica de diferencias en diferencias puede eliminar los problemas de sesgo persistentes en las estimaciones previas si el efecto de los factores inobservables correlacionados con las variables de interés es el mismo entre los hijos que experimentaron distintos niveles de gasto público per cápita en su provincia de residencia. Además este método permite también testear la hipótesis de la existencia de diferencias en las brechas de movilidad entre hijos de padres con alto y bajo nivel educativo asociadas con el nivel de gasto público per cápita³¹. Cuando se consideran las brechas en el CPE por nivel de gasto público, con el fin de disminuir los problemas de multicolinealidad entre el término de interacción de interés y los años de educación del padre se utiliza como medida del entorno socioeconómico familiar el nivel educativo de la madre en lugar de la educación del padre³². Con este objetivo se estima el modelo (3) para tres grupos de hijos identificados según el nivel promedio de gasto público per cápita que experimentaron

³⁰ Esta es una diferencia importante con la estrategia de identificación utilizada por Mayer y Lopoo (2008) que no incluyen en sus modelos estimados ningún control por factores locales que varían en el tiempo o por cohorte y que pueden estar correlacionados con las variables de interés, sesgando las estimaciones.

³¹ El nivel educativo utilizado como umbral es el secundario completo, entonces se considera que los padres con un nivel educativo mayor al secundario completo tienen un nivel educativo alto, ocurriendo lo contrario con aquellos padres con secundario completo o un nivel educativo menor.

³² No obstante, la consideración del nivel educativo del padre como umbral para el cómputo de las brechas de movilidad no modifica sustancialmente las conclusiones obtenidas.

durante su juventud en sus provincias de residencia: bajo, medio y alto. En el Cuadro 5 se reportan estas estimaciones.

En general, se observan diferencias positivas en los CPE computados entre los hijos de madres con un nivel educativo superior al secundario completo y aquellos con madres que tienen una educación igual o inferior al secundario para los que experimentaron niveles bajos o medios de gasto público (ver Cuadro A2 del Anexo)³³. Además, esas diferencias resultan significativamente mayores para aquellos que residían, durante su adolescencia, en provincias con niveles de gasto público per cápita bajo en comparación con los que experimentaron niveles altos de GPSCH. La medida considerada de inversión pública en el capital humano de los jóvenes parece tener un impacto significativo en las brechas de movilidad intergeneracional. Así, por ejemplo, de acuerdo con los resultados obtenidos (reportados en el Cuadro A2), entre los hijos que experimentaron durante su adolescencia niveles de GPSCpc en salud, promoción social y educación relativamente bajos (GPSCH), el CPE es mayor en 0,220 para quienes tienen una madre con un nivel educativo bajo en comparación con los hijos de madres con una educación mayor al secundario completo. En tanto entre aquellos que durante su juventud habitaban en provincias con altos niveles de gasto público en salud, promoción social y educación, la brecha de movilidad intergeneracional asociada con el nivel educativo de la madre asciende a 0,150. Por tanto, la diferencia en los CPE por nivel educativo materno entre los hijos que experimentaron niveles de GPSCH bajo supera en 0,070 a la que se observa entre aquellos que experimentaron niveles altos de este gasto.

CUADRO 5

DIFERENCIAS EN DIFERENCIAS DE LA EII POR NIVEL EDUCATIVO DEL PADRE Y DEL CPE POR NIVEL EDUCATIVO DE LA MADRE SEGUN NIVEL DE GASTO PUBLICO

| Medidas de MI | Diferencias en diferencias | | |
|---------------|----------------------------|---------------------------|--------------------------|
| | Nivel de gasto bajo-medio | Nivel de gasto medio-alto | Nivel de gasto bajo-alto |
| EII | -0,053 (0,733) | 0,784*** (0,000) | 0,731*** (0,000) |
| CPE | 0,027 (0,353) | 0,043 (0,189) | 0,070** (0,015) |

Nota: *** p -value < 0,01, ** p -value < 0,05, * p -value < 0,1. Entre paréntesis se reportan los p -values corregidos por la correlación intraprovincial entre las observaciones. Ver en la nota del Cuadro 3 la descripción de las variables incluidas en el modelo estimado.

Fuente: Elaboración propia sobre la base de varias fuentes de información. Ver la sección de datos para más detalles.

³³ Estas diferencias surgen del coeficiente δ_2 en el modelo (3) que acompaña el término de interacción entre el logaritmo del ingreso predicho del padre y la *dummy* que indica si el nivel educativo del padre es bajo (igual o menor a secundario completo).

Cuando se considera como medida de persistencia socioeconómica intergeneracional la EII, solo se obtienen efectos significativos del gasto público en las brechas de movilidad al comparar los hijos con niveles de gasto en el primer decil y aquellos en el quinto o en el último decil de la distribución del gasto público consolidado (Cuadro 5). Este resultado indica que se requiere un mayor incremento en el gasto público para reducir las brechas de movilidad intergeneracional por estrato socioeconómico cuando se utiliza como medida de bienestar o resultado económico de los hijos su ingreso en lugar de su educación.

4.3. Las distintas categorías del gasto público y sus efectos en la movilidad intergeneracional

Los resultados anteriores sugieren que el GPCpc, en particular el agregado de las categorías del gasto público social que parecen más estrechamente relacionadas con la inversión pública en capital humano de niños y adolescentes, tienen un efecto significativo y positivo en la movilidad intergeneracional así como en las brechas de movilidad. No obstante, desde el punto de vista de la política pública, es relevante determinar también si algunas categorías particulares del gasto público social resultan más efectivas que otras para reducir los niveles de persistencia socioeconómica intergeneracional. La elevada correlación existente entre las distintas categorías de gasto dificulta la identificación del efecto individual de cada una. Por eso en todos los modelos estimados se incluye como variable de control la proporción del gasto destinada al conjunto de partidas no consideradas y su interacción con el ingreso y los años de educación del padre según corresponda.

Los resultados de la estimación de la ecuación (2) para la MII se reportan en el Cuadro 6. Nuevamente, en todos los casos el ingreso estimado del padre tiene un efecto positivo y estadísticamente significativo al 1% en el ingreso del hijo y la mayoría de las categorías de gasto público consideradas presentan un efecto positivo en el ingreso de los hijos. Sin embargo, este efecto positivo del gasto público no es significativo en el caso de la educación básica. Esta falta de significancia estadística se podría deber en parte al hecho de que esta partida del gasto no beneficia directamente a la mayoría de los jóvenes de 18 a 24 años³⁴, sino a los niños y adolescentes.

Los términos de interacción entre el GPCpc y el ingreso del padre tienen el signo esperado, siendo negativos para casi todas las categorías de gasto público social y estadísticamente significativos en las tres especificaciones, salvo en el caso del gasto en vivienda y urbanismo. Esto podría estar relacionado con la incidencia distributiva de algunas partidas de este gasto (como las asociadas con planes asignados con contrapartida de cuotas) que no tienen, a diferencia de las restantes, un claro sesgo propobre. En general, este sector es quizás el que presenta mayor variabilidad en los resultados de los estudios de incidencia distributiva (Gasparini *et al.*, 2000). Algunas de estas investigaciones, como la desarrollada por Paqueo y Lee (2000), encuentran una incidencia uniforme y no propobre del gasto en vivienda.

³⁴ A excepción de aquellos que cursen con sobreedad los estudios primarios o secundarios.

CUADRO 6

EFFECTO DE LAS CATEGORIAS DEL GASTO PUBLICO SOCIAL CONSOLIDADO
PER CAPITA SOBRE LA ELASTICIDAD INTERGENERACIONAL DEL INGRESO
Y EL COEFICIENTE DE PERSISTENCIA EDUCATIVA

| Categorías GPC | Modelo intergeneracional del ingreso | | Modelo intergeneracional educativo | |
|---------------------------------------|---|----------------------|--|----------------------|
| | Variables de interés | Coefficientes | Variables de interés | Coefficientes |
| Salud | <i>Log</i> del ingreso del padre | 1,513*** (0,191) | Educación del padre | 1,136*** (0,167) |
| | <i>Log</i> gasto público per cápita | 1,267*** (0,330) | <i>Log</i> gasto público per cápita | 5,403*** (1,883) |
| | <i>Log</i> del ingreso del padre x <i>Log</i> gasto público per cápita | -0,155*** (0,045) | Educación del padre x <i>Log</i> gasto público per cápita | -0,120*** (0,032) |
| | | | | |
| Atención médica | <i>Log</i> del ingreso del padre | 1,308*** (0,181) | Educación del padre | 0,808*** (0,159) |
| | <i>Log</i> gasto público per cápita | 0,817*** (0,273) | <i>Log</i> gasto público per cápita | 1,662 (1,764) |
| | <i>Log</i> del ingreso del padre x <i>Log</i> gasto público per cápita | -0,154** (0,056) | Educación del padre x <i>Log</i> gasto público per cápita | -0,077* (0,044) |
| | | | | |
| Obras sociales | <i>Log</i> del ingreso del padre | 1,385*** (0,133) | Educación del padre | 1,096*** (0,167) |
| | <i>Log</i> gasto público per cápita | 1,672*** (0,377) | <i>Log</i> gasto público per cápita | 4,921** (1,991) |
| | <i>Log</i> del ingreso del padre x <i>Log</i> gasto público per cápita | -0,170*** (0,039) | Educación del padre x <i>Log</i> gasto público per cápita | -0,130*** (0,035) |
| | | | | |
| Promoción y asistencia social | <i>Log</i> del ingreso del padre | 1,281*** (0,144) | Educación del padre | 0,988*** (0,181) |
| | <i>Log</i> gasto público per cápita | 0,819** (0,316) | <i>Log</i> gasto público per cápita | 3,951** (1,495) |
| | <i>Log</i> del ingreso del padre x <i>Log</i> gasto público per cápita | -0,187*** (0,035) | Educación del padre x <i>Log</i> gasto público per cápita | -0,171*** (0,054) |
| | | | | |
| Promoción y asistencia social pública | <i>Log</i> del ingreso del padre | 1,189*** (0,103) | Educación del padre | 0,886*** (0,134) |
| | <i>Log</i> gasto público per cápita | 1,175*** (0,187) | <i>Log</i> gasto público per cápita | 3,872*** (0,953) |
| | <i>Log</i> del ingreso del padre x <i>Log</i> gasto público per cápita | -0,188*** (0,032) | Educación del padre x <i>Log</i> gasto público per cápita | -0,187*** (0,050) |
| | | | | |
| Educación y cultura | <i>Log</i> del ingreso del padre | 1,426*** (0,259) | Educación del padre | 1,062*** (0,277) |
| | <i>Log</i> gasto público per cápita | 0,659* (0,374) | <i>Log</i> gasto público per cápita | 4,522* (2,468) |
| | <i>Log</i> del ingreso del padre x <i>Log</i> gasto público per cápita | -0,173*** (0,040) | Educación del padre x <i>Log</i> gasto público per cápita | -0,153*** (0,049) |
| | | | | |

Continúa

Cuadro 6 (continuación)

| Categorías GPC | Modelo intergeneracional del ingreso | | Modelo intergeneracional educativo | |
|------------------------------------|--|----------------------|---|----------------------|
| | Variables de interés | Coefficientes | Variables de interés | Coefficientes |
| Educación básica | <i>Log</i> del ingreso del padre | 1,318*** (0,277) | Educación del padre | 0,855*** (0,190) |
| | <i>Log</i> gasto público per cápita | 0,363 (0,405) | <i>Log</i> gasto público per cápita | 2,644 (2,629) |
| | <i>Log</i> del ingreso del padre x <i>Log</i> gasto público per cápita | -0,169*** (0,051) | Educación del padre x <i>Log</i> gasto público per cápita | -0,135*** (0,042) |
| | | | | |
| Educación superior y universitaria | <i>Log</i> del ingreso del padre | 1,282*** (0,114) | Educación del padre | 1,006*** (0,132) |
| | <i>Log</i> gasto público per cápita | 1,397*** (0,269) | <i>Log</i> gasto público per cápita | 3,475** (1,398) |
| | <i>Log</i> del ingreso del padre x <i>Log</i> gasto público per cápita | -0,196*** (0,041) | Educación del padre x <i>Log</i> gasto público per cápita | -0,177*** (0,041) |
| | | | | |
| Vivienda y urbanismo | <i>Log</i> del ingreso del padre | 0,666*** (0,077) | Educación del padre | 0,584*** (0,128) |
| | <i>Log</i> gasto público per cápita | -0,357** (0,165) | <i>Log</i> gasto público per cápita | -1,418** (0,532) |
| | <i>Log</i> del ingreso del padre x <i>Log</i> gasto público per cápita | -0,015 (0,036) | Educación del padre x <i>Log</i> gasto público per cápita | -0,086 (0,056) |
| | | | | |
| Agua y alcantarillado | <i>Log</i> del ingreso del padre | 0,740*** (0,051) | Educación del padre | 0,425*** (0,063) |
| | <i>Log</i> gasto público per cápita | 0,381** (0,161) | <i>Log</i> gasto público per cápita | 0,635 (0,499) |
| | <i>Log</i> del ingreso del padre x <i>Log</i> gasto público per cápita | -0,062** (0,029) | Educación del padre x <i>Log</i> gasto público per cápita | -0,040 (0,038) |
| | | | | |

Nota: *** *p*-value < 0,01, ** *p*-value < 0,05, * *p*-value < 0,1. Entre paréntesis se reportan los errores estándares agrupados a nivel provincial. Ver en la nota del Cuadro 3 la descripción de las variables explicativas incluidas en el modelo estimado.

Fuente: Elaboración propia sobre la base de varias fuentes de información. Ver la sección de datos para más detalles.

Asimismo, cuando se considera el GPCpc en agua y alcantarillado, el término de interacción negativos entre esta categoría de gasto y el ingreso paterno predicho también resulta estadísticamente significativo. En principio, estos resultados indican que a mayores niveles de gasto público (en las principales categorías del gasto público social) experimentados en la juventud, menor es la persistencia intergeneracional de ingresos medida por la EII.

Las estimaciones correspondientes al modelo intergeneracional educativo se muestran en la última columna del Cuadro 6. Se observa que la educación del padre tiene en todos los casos un efecto positivo y estadísticamente significativo (a un nivel de significancia del 1%) en los años de educación obtenido por sus hijos. Los coeficientes del GPCpc presentan también signos positivos en la mayoría de las categorías consideradas. Los términos de interacción entre el GPCpc y la educación del padre, por su parte, tienen en todas las categorías el signo negativo esperado, siendo además estadísticamente

significativos en el caso del GPCpc en salud (su subcategoría, obras sociales), en promoción y asistencia social, en educación total, media y superior.

Asimismo, la magnitud del efecto de las categorías del GPSCpc sobre la EII y el CPE varía según la partida de gasto social considerada. El gasto en promoción y asistencia social así como el gasto en educación superior son las dos categorías de GPSCpc con el mayor impacto en la EII y en el CPE. El efecto comparativamente más alto del gasto en educación superior en ambas medidas de persistencia intergeneracional probablemente esté relacionado con el tramo de edad de los hijos en la que se mide la inversión pública en capital humano: 18 a 24 años, siendo este grupo etario el principal beneficiario directo de esta partida del gasto educativo. En resumen, los resultados del Cuadro 6 sugieren que determinadas categorías del gasto público, especialmente las que tienen un impacto directo en el capital humano, son más efectivas que otras para aumentar la movilidad intergeneracional.

Resulta de interés también examinar si alguna de las categorías del gasto público que no se destina a servicios sociales tiene un efecto significativo de las medidas de persistencia intergeneracional analizadas. En particular, el gasto público en seguridad y defensa podría tener un impacto en la movilidad entre generaciones que puede ser positivo o negativo dependiendo de cómo esta categoría de gasto afecta otras variables, como por ejemplo la desigualdad y el crecimiento que tienen, a su vez, un impacto en la MI. Existen distintos argumentos que explican las relaciones potenciales entre gasto militar y bienestar económico. Algunos fundamentan la existencia de una relación positiva entre este tipo de gasto y el crecimiento económico así como una negativa entre aquel y la desigualdad en la distribución del ingreso, señalando que un incremento en el gasto militar aumenta la demanda agregada y el empleo en la economía (Benoit, 1978). Como esta expansión en la economía beneficia relativamente más a los pobres mejora la distribución del ingreso. Knight, Loayzan y Villanueva (1996) en su estudio para 44 países ofrece amplia evidencia de que el gasto en defensa tiene un impacto positivo en el crecimiento. No obstante, otra corriente de argumentos postula la ausencia de cualquier relación causal entre gasto militar y crecimiento económico (Biswas y Ram, 1986; Payne y Ross, 1992; Kim, 1996; Dakurah, Davis, y Sampath, 2001). En cambio, según otros autores un mayor gasto en defensa disminuye los fondos destinados a partidas sociales como educación, salud y promoción social, retardando el crecimiento económico al reducir la inversión en capital humano. Este argumento, denominado del *crowding-out* del gasto militar (o *guns-and-butter argument*), fue articulado originalmente por Russett (1969) sobre la base de evidencia empírica para Estados Unidos, Francia y el Reino Unido. No obstante, en un estudio seminal Yildirim y Sezgin (2002) mostraron que existe un *trade-off* negativo entre defensa y salud pero uno positivo entre defensa y educación en Turquía. Según Ali (2011), los resultados de Russett (1969) podrían reflejar la dinámica subyacente de las economías desarrolladas, mientras que los hallazgos de Yildirim y Sezgin (2002) representan mejor la situación de un país en desarrollo con un conjunto de instituciones diferentes. En definitiva, no existen resultados concluyentes en la literatura respecto de las relaciones entre gasto en defensa y bienestar. Por tanto, es difícil adelantar alguna hipótesis acerca del efecto potencial del gasto en defensa o seguridad interior en la movilidad intergeneracional.

En el Cuadro 7 se presentan las estimaciones del modelo de interacción para el gasto en seguridad y defensa total, así como para el gasto en seguridad interior. Los resultados obtenidos sugieren que ambas partidas del gasto público tienen un efecto positivo y significativo tanto en el ingreso como en la educación de los hijos. Además, el signo negativo y estadísticamente significativo del término de interacción bajo análisis sugiere que un incremento en el gasto en defensa o en seguridad reduce las medidas de persistencia intergeneracional consideradas (la EII y el CPE). No obstante, los resultados deberían ser interpretados con precaución debido a la elevada correlación positiva existente entre el gasto en seguridad y el gasto en servicios sociales ($r = 0,95$) que dificultan aislar el efecto individual de cada tipo de gasto.

CUADRO 7

EFFECTO DEL GASTO PUBLICO CONSOLIDADO EN DEFENSA Y SEGURIDAD SOBRE LAS MEDIDAS DE PERSISTENCIA INTERGENERACIONAL

| Medidas GPCpc | Variables de interés | Coefficientes |
|---|---|----------------------|
| Efectos en el coeficiente de persistencia educativa | | |
| Seguridad y defensa | Educación del padre | 1,282*** (0,242) |
| | <i>Log</i> gasto público per cápita | 4,730** (1,946) |
| | Educación del padre \times <i>Log</i> gasto público per cápita | -0,179*** (0,048) |
| Seguridad interior | Educación del padre | 0,905*** (0,131) |
| | <i>Log</i> gasto público per cápita | 5,714** (2,044) |
| | Educación del padre \times <i>Log</i> gasto público per cápita | -0,117*** (0,029) |
| Efectos en la elasticidad intergeneracional del ingreso | | |
| Seguridad y defensa | <i>Log</i> del ingreso del padre | 1,631*** (0,200) |
| | <i>Log</i> del gasto público per cápita | 1,570*** (0,533) |
| | <i>Log</i> del ingreso del padre \times <i>Log</i> del gasto público per cápita | -0,195*** (0,039) |
| Seguridad interior | <i>Log</i> del ingreso del padre | 1,149*** (0,109) |
| | <i>Log</i> del gasto público per cápita | 0,963** (0,424) |
| | <i>Log</i> del ingreso del padre \times <i>Log</i> del gasto público per cápita | -0,111*** (0,022) |

Nota: *** p -value $< 0,01$, ** p -value $< 0,05$, * p -value $< 0,1$. Entre paréntesis se reportan los errores estándares agrupados a nivel provincial. Ver en la nota del Cuadro 3 la descripción de las variables incluidas en el modelo estimado.

Fuente: Elaboración propia sobre la base de varias fuentes de información. Ver la sección de datos para más detalles.

4.4. Gasto público y movilidad intergeneracional entre estratos de ingresos

Los resultados analizados en las secciones previas sugieren que el gasto público redujo los niveles promedio de persistencia socioeconómica intergeneracional. Pero no permiten saber si esto se debe a un incremento en la movilidad ascendente o en la movilidad descendente de los hijos con relación a la situación original de sus padres. Con el fin de examinar este punto se considera como medida de movilidad ascendente³⁵ la probabilidad de que el percentil del hijo en la distribución de ingresos de su cohorte supere el percentil en el que puede clasificarse a su padre en función de su ingreso predicho³⁶. Formalmente, sea Y_{hi} y Y_{pi} el ingreso del i -ésimo hijo y padre con funciones de distribución acumulada marginales F_{hi} y F_{pi} , respectivamente, la movilidad ascendente se define como:

$$v_i = \text{Prob}\left[F_{hi} - F_{pi} > \tau\right] \quad (4)$$

Esta medida de movilidad, a diferencia de las probabilidades de transición normalmente consideradas, tiene la ventaja de permitir considerar movimientos pequeños de los hijos en su posición relativa a la de sus padres, que son ignorados por las probabilidades de transición. En efecto, el valor de τ controla la magnitud de los movimientos en la posición relativa, de manera que a menor τ , se considerarán movimientos más pequeños.

Con el fin de examinar el efecto del gasto público en esta medida de movilidad ascendente se estima el siguiente modelo probit:

$$\begin{aligned} \text{Prob}[v_i = 1] &= \text{Prob}\left[F_{hi} - F_{pi} > \tau | x\right] \\ &= \Phi\left[\alpha + \delta_1 G_{cj} + \gamma A_{icj} + \theta X_{cj} + \phi D_j + \pi D_t + \lambda D_c + \vartheta(D_t \times D_j) + \varepsilon_{icjt}\right] \end{aligned} \quad (5)$$

donde $\Phi[\cdot]$ es la función de distribución normal acumulada estándar, c indexa la cohorte de nacimiento, j la provincia de residencia, y t el año; G_{cj} es el logaritmo del gasto público consolidado per cápita; A_{icj} son controles individuales que incluyen el sexo del hijo, un polinomio de grado cuarto en su edad, un polinomio cuadrático en la edad del padre; X_{cj} es un vector de variables de control a nivel provincial previamente descriptas en la Sección 2 que varían por cohorte.

³⁵ Esta medida fue introducida por Bhattacharya y Mazumder (2011).

³⁶ Ver Sección 2 para más detalles metodológicos relacionados con esta estimación. Es importante aclarar que para clasificar a los hijos en los percentiles de la distribución del ingreso de su generación también se consideró su ingreso predicho utilizando la misma ecuación de ingreso empleada para predecir el ingreso de los padres. De otra forma, si se utilizara el ingreso observado del hijo pero el predicho del padre, se estarían comparando cuantiles de distribuciones de ingresos distintos, pudiendo sesgar la medida de movilidad ascendente considerada.

Los resultados de la estimación del modelo probit de la ecuación (5) para $\tau = 0$ se muestran en el Cuadro 8.

CUADRO 8

EFFECTOS DEL GASTO PUBLICO SOBRE LA PROBABILIDAD DE MOVILIDAD ASCENDENTE. RESULTADOS DEL MODELO PROBIT

| Coeficiente del modelo probit | | Efecto marginal | | | |
|---|-------------|----------------------|-------------|----------------------|-------------|
| 3,067*** (0,995) | | 0,012*** (0,378) | | | |
| Probabilidad predicha | | | | | |
| Gasto bajo | | Gasto medio | | Gasto alto | |
| 0,406 0,252–0,560 | | 0,531 0,465–0,597 | | 0,856 0,730–0,981 | |
| Diferencias en la probabilidad según nivel de gasto | | | | | |
| Bajo-medio | | Medio-alto | | Bajo-alto | |
| <i>En nivel</i> | <i>En %</i> | <i>En nivel</i> | <i>En %</i> | <i>En nivel</i> | <i>En %</i> |
| -0,125 | -30,9 | -0,325 | -61,2 | -0,450 | -52,6 |

Nota: *** *p-value* < 0,01, ** *p-value* < 0,05, * *p-value* < 0,1. Entre paréntesis se reportan los errores estándares agrupados a nivel provincial. Bajo las probabilidades predichas se reportan los intervalos de confianza al 95% computados con el método delta. Ver en la nota del Cuadro 3 las variables incluidas en el modelo estimado. Los efectos marginales fueron computados en los valores promedios de las variables explicativas.

Fuente: Elaboración propia sobre la base de varias fuentes de información. Ver la sección de datos para más detalles.

En proporción a lo esperado, la medida considerada de gasto público (GPSCH) tiene efecto positivo y significativo en la probabilidad de movilidad de los hijos de ubicarse en un percentil superior al de su padre para la especificación más completa del modelo (5). Según los efectos marginales computados a partir del modelo (5), en los valores promedios de las variables explicativas, un incremento del 1% en el gasto público social aumenta en 0,012 la probabilidad de movilidad ascendente. Como este incremento del gasto se puede considerar demasiado pequeño, con el fin de tener una idea más clara de la magnitud del efecto del gasto en la probabilidad de los hijos de ubicarse en un percentil superior al de su padre, se estimaron las probabilidades predichas para tres niveles del gasto: bajo, medio y alto (en el valor promedio del gasto público correspondiente a cada tercil de la distribución del gasto).

La especificación más completa del modelo probit estimado indica que un incremento del gasto público per cápita en salud, promoción social y educación de

\$ 622,4 (valor promedio en el tercil más bajo) a \$ 958,6 (valor promedio en el tercil más alto), esto es, en 54%, aumenta la probabilidad predicha de movilidad ascendente de 0,406 a 0,856, es decir, en 53%. Según los intervalos de confianza, las diferencias entre estas probabilidades predichas son estadísticamente significativas, al menos a un nivel de significancia del 5%.

Cuando se consideran movimientos ascendentes de mayor magnitud, se observa que el gasto público tiene un efecto significativo para $0 < \tau < 0,20$ ³⁷. Es decir, la probabilidad de superar el percentil del padre en magnitudes mayores a cero pero menores a 0,20 son más elevadas para los hijos que experimentaron niveles más altos de gasto público en su juventud. Esto significa que el gasto no solo tiene un efecto positivo en la probabilidad de los hijos de superar el percentil de sus padres sino también en la de abandonar el decil más bajo en el que se encontraban sus padres. En efecto, las estimaciones del modelo probit para $\tau = 0,10$ sugieren que el gasto público tiene un efecto positivo en la probabilidad de los hijos de superar el decil en el que se encontraban sus padres. Sin embargo, para valores mayores de τ , concretamente para $\tau = 0,20$ no se observan efectos significativos del gasto en la probabilidad de movilidad ascendente. Por tanto, las estimaciones sugieren que el gasto público tiene un impacto limitado en la movilidad intergeneracional ascendente, concretamente parece no tener efectos en la probabilidad de que los hijos superen el quintil en el que se encontraba su padre. No obstante, cuando se consideran movimientos ascendentes de menor magnitud se obtienen efectos positivos y significativos. Este resultado es consistente con los impactos relativamente modestos del gasto público en los niveles promedios de persistencia intergeneracional medidos a partir de la EII. No obstante, las estimaciones presentadas en este apartado deben ser interpretadas con precaución, ya que las limitaciones de los datos utilizados dificultan, en general, el análisis de probabilidades de transición del ingreso.

4.5. Análisis de robustez

La extensión de la serie histórica del GPC por ubicación geográfica no permite examinar el efecto del gasto público que experimentaron durante la niñez o adolescencia los adultos de la muestra principal. Sin embargo, varios estudios han reportado mayores tasas de retorno de intervenciones en capital humano en la primera infancia que intervenciones en etapas posteriores del ciclo de vida durante la adolescencia, juventud o adultez (Duncan y Brooks-Gunn, 1997; Duncan *et al.*, 1998, Bernal y Camacho, 2010). Esto sucede, entre otras razones, porque la capacidad de los seres humanos para aprender durante la primera infancia es mucho mayor y su conjunto de habilidades básicas es mucho más maleable que en los años posteriores (Heckman, 2000 y 2008). La evidencia empírica sugiere que la habilidad cognitiva se forma relativamente temprano en el ciclo de vida, está prácticamente determinada en su totalidad entre los 8 y 14 años de edad y se vuelve mucho menos maleable con el paso del tiempo (Carneiro y Heckman, 2003). No obstante, otra evidencia sugiere que el momento de la inversión no es relevante o que es más importante cuando se mide cerca del resultado de interés (Mayer, 2002).

³⁷ Estas estimaciones están a disposición del lector que las requiera.

Con el fin de examinar el efecto de la edad y el período temporal en la que se mide la inversión pública en el capital humano de los hijos se utilizan en esta sección los datos del gasto público provincial per cápita (GPPpc) por finalidad y función para el período 1993-2012 que provienen de la Dirección de Análisis del Gasto Público y Programas Sociales (DAGPyPS) del MECON. Estos datos permiten obtener una medida del gasto público durante la adolescencia de los hijos adultos de la muestra principal. Igual como se observa en el Cuadro A1, los hijos de 25 a 34 años observados durante 2003-2012, tenían entre 15 y 17 años en el período 1993-2012. Aunque existen datos del gasto público nacional para el mismo período, no están distribuidos geográficamente y no se dispone de la información necesaria para hacer esta distribución de forma similar a como se la realizó para el período 1998-2008, en particular no se cuenta con la apertura programática del gasto nacional por finalidad y función, ni con indicadores provinciales apropiados³⁸. No obstante, una elevada proporción del GPC particularmente en las partidas más directamente relacionadas con el capital humano de los hijos es ejecutado por los gobiernos provinciales. Así, en promedio, durante 1998-2008, el 40,4% del GPC es ejecutado por las provincias. En particular, el 80% del GPC en educación y cultura y más del 90% del gasto en educación básica es ejecutado por los gobiernos provinciales. Esto refleja la responsabilidad de las provincias en el financiamiento y provisión de los servicios de educación básica en Argentina como resultado de un proceso de descentralización ocurrido principalmente durante los 90³⁹. Por otra parte, el 69% del GPC en atención médica es ejecutado por las provincias. Esto responde en gran medida a la modificación introducida en 1992 por medio de la Ley N° 24.061 que reglamentó la transferencia a las provincias y la CABA de la administración y financiamiento de 20 hospitales e institutos dependientes del gobierno nacional. Durante la década de 1990 también se descentralizaron otras áreas de la política social: vivienda, programas nutricionales y otros programas asistenciales. Esto se refleja en que el 54% del GPC en promoción y asistencia social total, el 91% del

³⁸ Por ejemplo, no hay información disponible de la cantidad de alumnos por nivel educativo y provincia para los años 1993 ni 1995, porque el Ministerio de Educación de la Nación no elaboró información estadística para el período 1989-1993 y para 1995 (Ferrerres, 2010). No obstante, este constituye un indicador relevante para distribuir el gasto público nacional en educación básica en función de sus principales beneficiarios. De la misma forma, un indicador que se podría utilizar para distribuir el gasto público nacional en atención de la salud entre sus beneficiarios sería la cantidad de población que no cuenta con cobertura de salud. Sin embargo, no hay bases de datos que permitan computar este indicador a nivel provincial para el período 1993-1996.

³⁹ No obstante, el primer proceso de transferencia de servicios educativos de la nación a las provincias se produjo en 1978. Mediante las leyes N° 21.809 y N° 21.810 se facultó al gobierno nacional a transferir a las provincias los establecimientos de enseñanza preprimaria y primaria que estaban a cargo de la nación. Tres años más tarde, el proceso se completó con la transferencia de los establecimientos para adultos (Curcio, Cetrángolo y Jiménez, 2009). Luego, en 1992 con la Ley N° 24.049 se dispuso la transferencia de la administración y financiamiento de los servicios educativos que aún estaban en poder del gobierno nacional a los gobiernos provinciales y a la Ciudad de Buenos Aires (Cetrángolo y Gatto, 2002). En 1993, mediante la Ley Federal de Educación N° 24.185 se disponen en varias reformas que apoyan la redefinición de los roles administrativos y responsabilidades de financiamiento del sistema educativo para cada nivel de gobierno. Las provincias fueron designadas como las principales administradoras de la educación pública preuniversitaria y de la formación inicial docente en todo el país (Curcio, Cetrángolo y Jiménez, 2009).

gasto en nutrición y alimentación, el 82% del gasto en deporte y recreación y 77% del gasto en vivienda son ejecutados por las provincias (ver Gráfico A1).

Asimismo, este ejercicio permite analizar también en qué medida el gasto público provincial, sin el gasto nacional ni el municipal, es efectivo para reducir los niveles de persistencia socioeconómica intergeneracional.

En el Cuadro 9 se presentan los resultados de la estimación del modelo (1) para el GPPpc total, social y para el gasto público en salud, promoción social y educación (GPSCH). El ingreso estimado del padre tiene un efecto positivo y estadísticamente significativo al 1% en el ingreso del hijo. Por su parte, la medida de gasto público considerada presenta un efecto positivo en el ingreso y la educación de los hijos. Sin embargo, el efecto positivo del gasto público en la educación de los hijos es significativo al 10%. Los términos de interacción entre el GPPpc y el ingreso o la educación del padre tienen el signo esperado, siendo negativos y estadísticamente significativos⁴⁰.

CUADRO 9

EFFECTO DEL GASTO PUBLICO PROVINCIAL PER CAPITA EN LA ELASTICIDAD INTERGENERACIONAL DEL INGRESO Y EL COEFICIENTE DE PERSISTENCIA EDUCATIVA

| Medida de MI | VARIABLES DE INTERÉS | COEFICIENTE |
|--------------|---|----------------------|
| EII | <i>Log del ingreso del padre</i> | 1,269*** (0,171) |
| | <i>Log gasto público per cápita</i> | 0,427*** (0,143) |
| | <i>Log del ingreso del padre x Log gasto público per cápita</i> | -0,105*** (0,029) |
| CPE | Educación del padre | 0,963*** (0,258) |
| | <i>Log gasto público per cápita</i> | 1,184* (0,646) |
| | Educación del padre x <i>Log gasto público per cápita</i> | -0,097** (0,043) |

Nota: *** *p-value* < 0,01, ** *p-value* < 0,05, * *p-value* < 0,1. Entre paréntesis se reportan los errores estándares agrupados a nivel provincial.

Fuente: Elaboración propia sobre la base de varias fuentes de información. Ver la sección de datos para más detalles.

⁴⁰ El mismo resultado se observa con otras medidas de inversión pública en capital humano como la que surge de sumar el gasto público en salud, promoción social, educación, vivienda y agua (denominada GSPCH1) o la que se obtiene al restar de la medida anterior el gasto en vivienda (denominada GSPCH2). Tanto en el caso de la EII como en el caso del CPE, el efecto del gasto público se incrementa levemente en el caso de las medidas que se consideran más directamente beneficiosas para los niños adolescentes. Así, mientras un incremento del 1% en el GPSCH1 reduce la EII en 0,077 p.p. y el CPE en 0,081 p.p., un aumento del GPSCH3 en el mismo porcentaje disminuye estas medidas de persistencia intergeneracional en 0,105 p.p. y en 0,097 p.p., respectivamente. No obstante, las diferencias en los efectos de las tres medidas de inversión pública en capital humano no son estadísticamente significativas.

Por otra parte, el efecto del GPPpc tanto en la EII como en el CPE parecen ser menores que el del GPCpc. Así, un incremento del 1% en el gasto en salud, promoción social y educación reducen la EII en 0,170 p.p. y el CPE, en 0,166 cuando se considera el GPCpc, pero en 0,105 p.p. y 0,097 p.p., respectivamente, en el caso del GPPpc. Además, ambas diferencias son estadísticamente significativas. Este es un resultado esperable porque el GPCpc es mayor, por definición, que el GPPpc. Sin embargo se debe tener en cuenta también que la edad promedio de los hijos en la que se mide el primero (18 a 24 años) es mayor que la edad en la que se mide el segundo (15 a 17 años). Por tanto, como surge de algunos estudios, las tasas de retorno de las intervenciones en capital humano en la niñez o adolescencia son mayores que las de intervenciones en etapas posteriores del ciclo de vida, el efecto del GPPpc podría ser igual o mayor que el del GPCpc.

Cuando se consideran por separado las distintas categorías del gasto público provincial social per cápita⁴¹ se observa que los gastos en salud, en promoción y asistencia social y en educación total tienen efectos positivos en el ingreso y la educación de los hijos (ver Cuadro A3). Además todos los términos de interacción de estas tres categorías del gasto tienen el signo negativo esperado y resultan estadísticamente significativos sugiriendo que un incremento del gasto público provincial en estas categorías reduce la persistencia intergeneracional de ingresos así como la educativa. Y, a excepción del gasto público en salud, sus efectos individuales en la EII y en el CPE no son significativamente distintos de los estimados para las mismas categorías del GPC. Esto probablemente responde a la elevada participación de los gobiernos provinciales en la ejecución del GPC en estas partidas (ver Gráfico A1).

Un resultado llamativo es la falta de significancia estadística del efecto del gasto en educación básica tanto en el ingreso y educación de los hijos como en las medidas de persistencia socioeconómica entre padres e hijos. No obstante, según se explicó antes, esto podría nuevamente estar relacionado con la edad en la que se mide la inversión pública en educación. En efecto, la medida de inversión pública considerada es el GPP promedio que experimentaron los hijos adultos cuando tenían entre 15 y 17 años. Sin embargo, el GPP en educación básica comprende, además del gasto en educación media, el gasto en educación elemental y educación primaria que no benefician directamente a los hijos en su adolescencia sino durante su niñez. No obstante, otra explicación factible para la falta de significancia del gasto en educación básica es la existencia de deficiencias en la calidad de los servicios educativos públicos. Asimismo, este resultado podría estar relacionado también con la creciente segregación escolar que se observa en Argentina durante el período 1992-2009, según los resultados obtenidos por Gasparini *et al.* (2012) y Jaume (2013). En efecto, como advierte Krüger (2012), el hecho de que los jóvenes se concentren en determinados centros según su nivel socioeconómico incide en la desigualdad de logros educativos en el nivel medio argentino. De esta forma, la segregación implica que los estudiantes de origen social desfavorecido se encuentran en desventaja por su menor capital económico y cultural y por asistir a escuelas en las que no se pueden beneficiar del intercambio con pares

⁴¹ Para el GPP no se dispone de la misma apertura por finalidad y función que para el GPC, por eso se consideran en este análisis menos categorías del gasto público social.

de distintos segmentos sociales. Adicionalmente, la integración social en la escuela no solo afecta los resultados educativos inmediatos sino también puede incidir en la cantidad de educación demandada luego del egreso y en la inserción laboral (Brunello y Checchi, 2006; Sendón, 2005).

5. CONCLUSIONES

El objetivo de esta investigación fue determinar el efecto que tiene en la movilidad socioeconómica intergeneracional en Argentina, el gasto público realizado por los tres niveles de gobierno (nacional, provincial y municipal) que modificaron las inversiones públicas en el capital humano de los niños y adolescentes durante el período 1998-2008. Específicamente, se buscó evaluar si el gasto público cumple con uno de los objetivos centrales de la política social que es incrementar la movilidad económica intergeneracional y la igualdad de oportunidades, disminuyendo el impacto del origen socioeconómico en el ingreso obtenido en la adultez. Asimismo, se examinó si la brecha de movilidad observada entre los hijos que provienen de trasfondos familiares socioeconómicamente distintos es menor entre las cohortes que experimentaron mayores niveles de gasto público durante su adolescencia y juventud que en aquellas para las cuales el gasto público fue menor.

Los resultados obtenidos sugieren que el gasto público tiene el efecto esperado, incrementando la movilidad intergeneracional tanto del ingreso como la educativa. Sin embargo, no todas las categorías de gasto son igualmente efectivas para conseguir este resultado. Así, se observa una disminución mayor en la persistencia socioeconómica entre generaciones, medida por la EII y por el CPE cuando se incrementan las medidas del GPC más directamente relacionadas con el capital humano de los niños y adolescentes como las que surgen de agregar el gasto en salud, promoción social y educación.

Si bien las estimaciones anteriores surgen de explotar la variabilidad temporal (entre cohortes de nacimiento) del gasto público, controlando por un amplio conjunto de características individuales, y principalmente locales, de las provincias de residencia de los hijos podrán estar sesgadas por la presencia de factores locales inobservables que varían en el tiempo. Una forma de corregir este problema, bajo determinados supuestos, es mediante la estrategia de diferencias en diferencias, que permite examinar el efecto del gasto público en las brechas de movilidad intergeneracional según nivel educativo de los padres. En general, los resultados obtenidos a partir de esta técnica confirman los anteriores. No obstante, se debe señalar que, desde el punto de vista económico, la magnitud de los efectos estimados del gasto público en la movilidad intergeneracional son en general modestos, sugiriendo que se requieren de elevados incrementos en el gasto para disminuir significativamente las medidas de persistencia intergeneracional consideradas o incrementar las probabilidades de movilidad ascendente de los hijos.

Estos hallazgos se deben interpretar con precaución debido a las limitaciones informativas existentes, en particular el gasto público consolidado por provincia solo está disponible para el período 1998-2008. Por tanto, las estimaciones podrían

cambiar al considerar los niveles de gasto público para otros períodos o al cambiar la edad en el que se observa el ingreso familiar de los hijos adultos. En particular, de acuerdo con lo señalado previamente, varios estudios han reportado mayores tasas de retorno de intervenciones en capital humano en la primera infancia. Por tanto, es probable que los efectos del gasto aquí estimado se incrementen al medir las inversiones públicas en el capital humano durante la niñez de los hijos adultos. No obstante, el análisis de robustez realizado utilizando el gasto público provincial para el período 1993-2004, que permite medir la inversión pública en capital humano ejecutada por los gobiernos locales durante la adolescencia de los hijos (concretamente cuando tenían de 15 a 17 años), sugiere que las principales conclusiones no se modifican al considerar otra franja etaria en la que se mide la inversión pública en el capital humano de los hijos.

REFERENCIAS

- ALI, H. (2011). "Military Expenditures and Human Development: Guns and Butter Arguments Revisited: A Case Study from Egypt", *Peace Economics, Peace Science and Public Policy* 17 (1), pp. 1554-8597.
- ATLAS, C.M., T.W. GILLIGAN, R.J. HENDERSHOT y M.A. ZUPAN (1995). "Slicing The Federal Government Net Spending Pie: Who Wins, Loses and Why", *American Economic Review* 85 (3), pp. 624-629.
- BECKER, G.S. y N. TOMES (1979). "An Equilibrium Theory of the Distribution of Income and Intergenerational Mobility", *Journal of Political Economy* 87 (6), pp. 1153-1189.
- BEHRMAN, J.R. y P. TAUBMAN (1990). "The Intergenerational Correlation between Children's Adult Earnings and their Parents' Income: Results from The Michigan Panel Survey of Income Dynamics", *Review of Income and Wealth* 36 (2), pp. 115-127.
- BEHRMAN, J.R., A. GAVIRIA y M. SZEKELEY (2001). "Intergenerational Mobility in Latin America", *Economía* 2 (1), pp. 1-31.
- BENOIT, E. (1978). "Growth and Defense in Developing Countries", *Economic Development and Cultural Change* 26 (2), pp. 271-280.
- BERNAL, R. y A. CAMACHO (2010). "La Importancia de los Programas para la Primera Infancia en Colombia", *Documentos CEDE* 20, Universidad de los Andes, pp. 1-114.
- BHATTACHARYA, D. y B. MAZUMDER (2011). "A Nonparametric Analysis of Black-White Differences in Intergenerational Income Mobility in the United States", *Quantitative Economics* 2 (3), pp. 335-379.
- BISWAS, B. y R. RAM (1986). "Military Expenditures and Economic Growth in Less Developed Countries: An Augmented Model and Further Evidence", *Economic Development and Cultural Change* 34 (2), pp. 361-372.
- BLACK, E.S. y P.J. DEVERAUX (2011). "Recent Developments in Intergenerational Mobility", en O. Ashenfelter y D. Card, *Handbook of Labor Economics*, North-Holland Press, Amsterdam, pp. 190-202.
- BOEX, J. y J. MARTINEZ-VAZQUEZ (2005). "The Determinants of the Incidence of Intergovernmental Grants: A Survey of the International Experience", Andrew Young School of Policy Studies Working paper N° 09. 13 de Noviembre de 2013, <http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=902454>.
- BRUNELLO, G. y D. CHECCHI (2006). "Does School Tracking Affect Equality of Opportunity? New International Evidence", Institute for the Study of Labor, IZA Discussion Paper N° 2348. 20 de Febrero de 2013, <<http://economicpolicy.oxfordjournals.org/content/22/52/782.short>>.
- CARNEIRO, P. y J. HECKMAN (2003). "Human Capital Policy", National Bureau of Economic Research, NBER Working Papers N° 9495. 20 de Febrero de 2013, <<https://www.nber.org/papers/w9495.pdf>>.
- CETRANGOLO, O. y F. GATTO (2002). "Descentralización Fiscal en Argentina: Restricciones Impuestas por un Proceso Mal Orientado", Biblioteca digital de la Universidad Nacional de Quilmes. 17 de noviembre de 2013, <<http://biblioteca.municipios.unq.edu.ar/modules/mislibros/archivos/Cetr%20Ingolo-.PDF>>.

- CORCORAN, M., R. GORDON, D. LAREN y S. GARY (1992). "The Association between Men's Economic Status and Their Family and Community Origins", *Journal of Human Resources* 27 (3), pp. 575-601.
- COUCH, K.A. y D.R. LILLARD (1998). "Sample Selection Rules and the Intergenerational Correlation of Earnings", *Labour Economics* 5 (3), pp. 313-329.
- CURCIO, J., O. CETRANGOLO y J. JIMENEZ (2009). "Fuentes de Financiamiento Educativo", en J. Jiménez, A. Murdochowicz y A. Astorga, *Políticas de Financiamiento de la Educación que Favorecen la Cohesión Social*, CIEP-ADETEF.
- DAGPyPS (2009). *Gasto Público Social dirigido a la Niñez en la Argentina 1995-2007*, Dirección de Análisis del Gasto Público y Programas Sociales (DAGPyPS) y Fondo de Naciones Unidas para Infancia (UNICEF), Buenos Aires.
- DAGPyPS (2011). "Serie de Gasto Público Consolidado. Aspectos Metodológicos", Dirección de Análisis del Gasto Público y Programas Sociales (DAGPyPS). 19 de noviembre de 2013. <https://www.mecon.gov.ar/peconomica/docs/resumen_metod.pdf>.
- DAHAN, M. y A. GAVIRIA (2001). "Sibling correlations and intergenerational mobility in Latin America", *Economic Development y Cultural Change* 49 (3), pp. 537-554.
- DAKURAH, H., S. DAVIES y R. SAMPATH (2001). "Defense Spending and Economic Growth in Developing Countries: A Causality Analysis", *Journal of Policy Modeling* 23 (6), pp. 651-658.
- DENG, Z. y D.J. TREIMAN (1997). "The Impact of the Cultural Revolution on Trends in Educational Attainment in the People's Republic of China", *The American Journal of Sociology* 103 (2), pp. 391-428.
- DUFLO, E. (2001). "Schooling and Labor Market Consequences of School Construction in Indonesia: Evidence from an Unusual Policy Experiment", *The American Economic Review* 91 (4), pp. 795-813.
- DUNCAN, G.J. y J. BROOKS-GUNN (1997). *Consequences of Growing up Poor*, Russell Sage, New York.
- DUNCAN, G., W.J. YEUNG, J. BROOKS-GUNN y J.R. SMITH (1998). "How Much Does Childhood Poverty Affect the Life Chances of Children?", *American Sociological Review* 63 (3), pp. 406-423.
- FERRERES, O.J. (2010). *Dos Siglos de Economía Argentina 1810-2010: Historia Argentina en Cifras*, Fundación Norte y Sur y El Ateneo, Buenos Aires.
- FIEL (2008). *La Igualdad de Oportunidades en la Argentina. Movilidad Intergeneracional en los 2000*, Temas grupo editorial, Buenos Aires.
- FONDO MONETARIO INTERNACIONAL (2001). *Manual de Estadísticas de Finanzas Públicas*, International Monetary Fund, Washington DC.
- GASPARINI, L. (2007). "Monitoring the Socio-Economic Conditions in Argentina 1992-2006", CEDLAS, Facultad de Ciencias Económicas, Universidad Nacional de La Plata. 15 de abril de 2009, <<http://www.depeco.econo.unlp.edu.ar/cedlas/monitoreo/pdfs/argentina.pdf>>.
- GASPARINI, L., D. JAUME, M. SERIO y E. VAZQUEZ (2012). "La Segregación Escolar entre Escuelas Públicas y Privadas en Argentina. Reconstruyendo la Evidencia", *Desarrollo Económico-Revista de Ciencias Sociales* 51, pp. 189-219.
- GASPARINI, L., V. ALAIMO, F. CUENIN, M. RABASSA y G. VULETIN (2000). "El Impacto Distributivo del Gasto Público en Sectores Sociales en la Provincia de Buenos Aires. Un Análisis en Base a la Encuesta de Desarrollo Social", *Cuadernos de Economía* 50, pp. 8-109.
- HAIDER, S. y G. SOLON (2006). "Life-Cycle Variation in the Association between Current and Lifetime Earnings", *American Economic Review* 96 (4), pp. 1308-1320.
- HARKNETT, K., I. GARFINKEL, J. BAINBRIDGE, T. SMEEDING, N. FOLBRE y S. McLANAHAN (2003). "Do Public Expenditures Improve Child Outcomes in the U.S.: A Comparison across Fifty States", Center for Research on Child Wellbeing Working Paper N° 02. 5 de mayo de 2013, <http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=1809890>.
- HECKMAN, J. (2000). "Policies to Foster Human Capital", *Research in Economic* 54 (1), pp. 3-56.
- HECKMAN, J. (2008). "Schools, Skills and Synapses", *Economic Inquiry* 46 (3), pp. 289-324.
- HERTZ, T. y T. JAYASUNDERA (2007). "School Construction and Intergenerational Educational Mobility in Indonesia", Department of Economics, American University, Working Paper N° 18. 17 de noviembre de 2013, <<http://citeseerx.ist.psu.edu/viewdoc/download?doi=10.1.1.686.4386&rep=rep1&type=pdf>>.
- HERTZ, T., M. MEURS y S. SELCKUK (2009). "Post-Socialism: Evidence from the Bulgarian Case", *World development* 37 (3), pp. 739-752.

- ICHINO, A., L. KARABARBOUNIS y E. MORETTI (2011), "The Political Economy of Intergenerational Income Mobility", *Economic Inquiry* 49 (1), pp. 47-69.
- JAUME, D.J. (2013). "Un Estudio sobre el Incremento de la Segregación Escolar en Argentina", Documento de Trabajo Nº 143, Centro de Estudios Distributivos, Laborales y Sociales (CEDLAS), Universidad Nacional de La Plata. 17 de noviembre de 2013, <<http://cedlas.econo.unlp.edu.ar/esp/documentos-de-trabajo.php?page=7>>
- JIMENEZ, M. (2002). "Delimitación del Perímetro de la Consolidación Contable Pública y Métodos de Consolidación: Especial Referencia a las Corporaciones Locales", *Revista de Contabilidad* 5 (9), pp. 147-167.
- JIMENEZ, M. (2011). "Un Análisis Empírico de las No Linealidades en la Movilidad Intergeneracional del Ingreso. El Caso de Argentina", Documento de trabajo del CEDLAS Nº 114, Centro de Estudios Distributivos y Laborales (CEDLAS). 2 de marzo de 2011, <<http://cedlas.econo.unlp.edu.ar/esp/documentos-de-trabajo.php?page=10>>
- JIMENEZ, M. (2016). "La Movilidad Intergeneracional del Ingreso en Argentina y Chile: Comparando Resultados y Evaluando Métodos", *Cuadernos del CIMBAGE* (en prensa).
- KIM, H. (1996). "Trade-Offs between Military Spending, Quality of Life and Economic Growth", *Comparative Economic Studies* 38 (4), pp. 69-84.
- KNIGHT, M., N. LOAYZAN y D. VILLANUEVA (1996). "The Peace Dividend: Military Spending Cuts and Economic Growth", *International Monetary Fund Staff Papers* 43 (1), pp. 1-37.
- KRÜGER, N. (2012). "La segmentación educativa argentina: reflexiones desde una perspectiva micro y macrosocial", *Páginas de Educación* 5 (1), pp. 137-156.
- LILLARD, L. y M. KILBURN (1995). "Intergenerational earnings links: sons and daughters", Corporation Provides Objective Research Service, RAND Working Paper Series Nº 17.
- LILLARD, L. y R. WILLIS (1994). "Intergenerational Educational Mobility: Effects of Family and State in Malaysia", *Journal of Human Resources* 29 (4), pp. 1126-1166.
- MACHIN, S. (2007). "Education Expansion and Intergenerational Mobility in Britain", en L. Woessman y P. Peterson, *Schools and the Equal Opportunity Problem*, MIT Press, Cambridge, pp. 29-50.
- MAYER, S.E. (2002). "The Influence of Parental Income on Children's Outcomes: A Review Report to the New Zealand", Ministry of Social Development. 17 de noviembre de 2013, <<https://www.msd.govt.nz/documents/about-msd-and-our-work/publications-resources/research/influence-parental-income/influence-of-parental-income.pdf>>.
- MAYER, S.E. y L.M. LOPOO (2008). "Government Spending and Intergenerational Mobility", *Journal of Public Economics* 92 (1-2), pp. 139-158.
- MAZUMDER, B. (2005). "Fortunate Sons: New Estimates of Intergenerational Mobility in the United States Using Social Security Earnings Data", *The Review of Economics and Statistics* 87 (2), pp. 235-255.
- MÜLLER, A. y S. DE RACO (2010). "Impacto Fiscal de las Transacciones del Gobierno Federal. Una Evaluación para 2003-2008", Centro de Estudios de la Situación y Perspectivas de la Argentina, Universidad de Buenos Aires, Documento de trabajo Nº 15. 17 de noviembre de 2013. <http://home.econ.uba.ar/economicas/sites/default/files/cespa15_1.pdf>.
- MULLIGAN, C. (1997). *Parental Priorities and Economic Inequality*, University of Chicago Press, Chicago.
- NICOLETTI, C. (2008). "Multiple Sample Selection in the Estimation of Intergenerational Occupational Mobility", Institute for social & Economic Research (ISER), University of Essex, Working paper Nº 20. 15 de mayo de 2009, <<https://www.iser.essex.ac.uk/research/publications/working-papers/iser/2008-20>>.
- NICOLETTI, C. y M. FRANCESCONI (2006). "Intergenerational mobility and sample selection in short panels", *Journal of Applied Econometrics* 21 (8), pp. 1265-1293.
- NUÑEZ, J. y C. RISCO (2004). "Movilidad Intergeneracional de Ingresos en un País en Desarrollo: El Caso De Chile", Departamento de Economía, Universidad de Chile, Working Paper Nº 210. 1 de mayo de 2008, <<http://www.econ.uchile.cl/uploads/publicacion/1e400f38-ebad-4a8f-9271-13929535eb48.pdf>>.
- NUÑEZ, J. y L. MIRANDA (2011). "Intergenerational income and educational mobility in urban Chile", *Estudios de Economía* 38 (1), pp. 195-221.

- PAQUEO, V. y K. LEE (2000). "Protecting the Poor and Improving Investment in their Human Capital", en M. A. Cervantes-Miguel, T. Gomez y C. Zavaleta, *Poor people in a rich country. A Poverty Report for Argentina*, The World Bank, Washington D.C., pp. 144-196.
- PAYNE, J. y K. ROSS (1992). "Defense Spending and the Macroeconomy", *Defense Economics* 3 (2), pp. 161-168.
- PEKKARINEN, T., R. UUSITALO y S. KERR (2009). "School Tracking and Intergenerational Income Mobility: Evidence from the Finnish Comprehensive School Reform", *Journal of Public Economics* 93 (7-8), pp. 965-973.
- PORTO, A. y P. SANGUINETTI (2001). "Political Determinants of Intergovernmental Grants: Evidence from Argentina", *Economics and Politics* 13 (3), pp. 237-253.
- RUSSETT, M. (1969). "Who Pays for Defense?", *American Political Science Review* 63 (2), pp. 412-426.
- SANCHEZ HUGALDE, A. (2004). "Movilidad Intergeneracional de Ingresos y Educativa en España (1980-90)", Instituto de Economía de Barcelona, Document de treball N° 1. 20 de junio de 2012, <<http://www.ieb.ub.edu/aplicacio/fitxers/139614ART146.pdf>>.
- SANGUINETTI, J. y M. TOMMASI (2001). "Una Propuesta de Reforma Integral del Sistema Fiscal Federal", Centro de Estudios para el Desarrollo Institucional, Mimeo.
- SENDON, M.A. (2005). "Las Trayectorias de los Egresados de la Escuela Media en una Sociedad Mutada", *Revista Mexicana de Investigación Educativa* 10 (24), pp. 191-219.
- SOLON, G. (1992). "Intergenerational Income Mobility in the United States", *The American Economic Review* 82 (3), pp. 393-408.
- SOLON, G. (2004). "A Model of Intergenerational Mobility Variation over Time and Place", en M. Corak, *Generational Income Mobility in North America and Europe*, Cambridge University Press, Cambridge, pp. 38-47.
- YILDIRIM, J. y S. SEZGIN (2002). "Defense, Education and Health Expenditures in Turkey", *Journal of Peace Research* 39 (5), pp. 569-580.
- ZAPATA, J.A., A.O. BERTEA y T.B. ITURRE (2000). "Sistema de Supervisión Multilateral: para un Federalismo con Responsabilidad Fiscal", Reunión anual 2000 de ABA y Expobank. 17 de noviembre de 2013, <<http://www.municipios.unq.edu.ar/modules/mislibros/archivos/SM1261.pdf>>.

ANEXO A
CUADROS Y GRAFICOS

CUADRO A1

EDADES DE LOS HIJOS DE LA MUESTRA PRINCIPAL SEGUN AÑO Y COHORTE DE NACIMIENTO

| Cohorte | Edades en cada año | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | |
|---------|--------------------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|----|
| | 1993 | 1994 | 1995 | 1996 | 1997 | 1998 | 1999 | 2000 | 2001 | 2002 | 2003 | 2004 | 2005 | 2006 | 2007 | 2008 | 2009 | 2010 | 2011 | 2012 | |
| 1 | 1978 | 15 | 16 | 17 | 18 | 19 | 20 | 21 | 22 | 23 | 24 | 25 | 26 | 27 | 28 | 29 | 30 | 31 | 32 | 33 | 34 |
| 2 | 1979 | | 15 | 16 | 17 | 18 | 19 | 20 | 21 | 22 | 23 | 24 | 25 | 26 | 27 | 28 | 29 | 30 | 31 | 32 | 33 |
| 3 | 1980 | | | 15 | 16 | 17 | 18 | 19 | 20 | 21 | 22 | 23 | 24 | 25 | 26 | 27 | 28 | 29 | 30 | 31 | 32 |
| 4 | 1981 | | | | 15 | 16 | 17 | 18 | 19 | 20 | 21 | 22 | 23 | 24 | 25 | 26 | 27 | 28 | 29 | 30 | 31 |
| 5 | 1982 | | | | | 15 | 16 | 17 | 18 | 19 | 20 | 21 | 22 | 23 | 24 | 25 | 26 | 27 | 28 | 29 | 30 |
| 6 | 1983 | | | | | | 15 | 16 | 17 | 18 | 19 | 20 | 21 | 22 | 23 | 24 | 25 | 26 | 27 | 28 | 29 |
| 7 | 1984 | | | | | | | 15 | 16 | 17 | 18 | 19 | 20 | 21 | 22 | 23 | 24 | 25 | 26 | 27 | 28 |
| 8 | 1985 | | | | | | | | 15 | 16 | 17 | 18 | 19 | 20 | 21 | 22 | 23 | 24 | 25 | 26 | 27 |
| 9 | 1986 | | | | | | | | | 15 | 16 | 17 | 18 | 19 | 20 | 21 | 22 | 23 | 24 | 25 | 26 |
| 10 | 1987 | | | | | | | | | | 15 | 16 | 17 | 18 | 19 | 20 | 21 | 22 | 23 | 24 | 25 |

Nota: En blanco se señalan las edades en las que se mide la inversión pública en capital humano utilizando los datos del gasto público consolidado; en gris oscuro, las edades en las que se mide esa inversión a partir de la serie del gasto público provincial disponibles para el período 1993-2009 y en gris claro se indican las edades de los hijos de la muestra principal.

Fuente: Elaboración propia.

CUADRO A2

BRECHAS EN LA MOVILIDAD INTERGENERACIONAL EDUCATIVA
SEGUN NIVEL DE GASTO PUBLICO

| VARIABLES DE INTERÉS | Nivel de gasto bajo | Nivel de gasto medio | Nivel de gasto alto |
|--|--------------------------------|--------------------------------|--------------------------------|
| Educación del padre × Nivel educativo bajo de la madre | 0,220*** (0,153-0,287) | 0,193*** (0,122-0,265) | 0,150*** (0,093-0,206) |
| Educación del padre | 0,129*** (0,075-0,182) | 0,139** (0,029-0,249) | 0,128*** (0,062-0,194) |
| Nivel educativo bajo de la madre | -4,026*** (-4,979 - -3,073) | -3,867*** (-5,212 - -2,522) | -3,153*** (-3,743 - -2,563) |

Nota: *** p -value < 0,01, ** p -value < 0,05, * p -value < 0,1. Entre paréntesis se reportan los intervalos de confianza al 95% computados a partir de errores estándares agrupados a nivel provincial. Ver en el Cuadro 3 la descripción de las variables explicativas incluidas en el modelo estimado.

Fuente: Elaboración propia sobre la base de varias fuentes de información. Ver la sección de datos para más detalles.

CUADRO A3

EFECTO DE LAS CATEGORIAS DEL GASTO PUBLICO SOCIAL PROVINCIAL PER CAPITA
SOBRE LA ELASTICIDAD INTERGENERACIONAL DEL INGRESO

| Categorías GPPpc | Modelo intergeneracional del ingreso | | Modelo intergeneracional educativo | |
|------------------|---|---------------------|--|----------------------|
| | VARIABLES DE INTERÉS | COEFICIENTES | VARIABLES DE INTERÉS | COEFICIENTES |
| Salud | <i>Log</i> del ingreso del padre | 0,863*** (0,097) | Educación del padre | 0,732*** (0,142) |
| | <i>Log</i> gasto público per cápita | 0,144 (0,104) | <i>Log</i> gasto público per cápita | 1,230* (0,621) |
| | <i>Log</i> del ingreso del padre × <i>Log</i> gasto público per cápita | -0,046** (0,020) | Educación del padre × <i>Log</i> gasto público per cápita | -0,072** (0,029) |
| Atención médica | <i>Log</i> del ingreso del padre | 0,789*** (0,078) | Educación del padre | 0,678*** (0,082) |
| | <i>Log</i> gasto público per cápita | 0,129 (0,089) | <i>Log</i> gasto público per cápita | 0,927* (0,456) |
| | <i>Log</i> del ingreso del padre × <i>Log</i> gasto público per cápita | -0,034* (0,017) | Educación del padre × <i>Log</i> gasto público per cápita | -0,067*** (0,018) |
| Obras sociales | <i>Log</i> del ingreso del padre | 0,792*** (0,133) | Educación del padre | 0,402*** (0,084) |
| | <i>Log</i> gasto público per cápita | 0,249 (0,159) | <i>Log</i> gasto público per cápita | 1,959*** (0,582) |
| | <i>Log</i> del ingreso del padre × <i>Log</i> gasto público per cápita | -0,040 (0,036) | Educación del padre × <i>Log</i> gasto público per cápita | -0,006 (0,023) |

Continúa

Cuadro A3 (continuación)

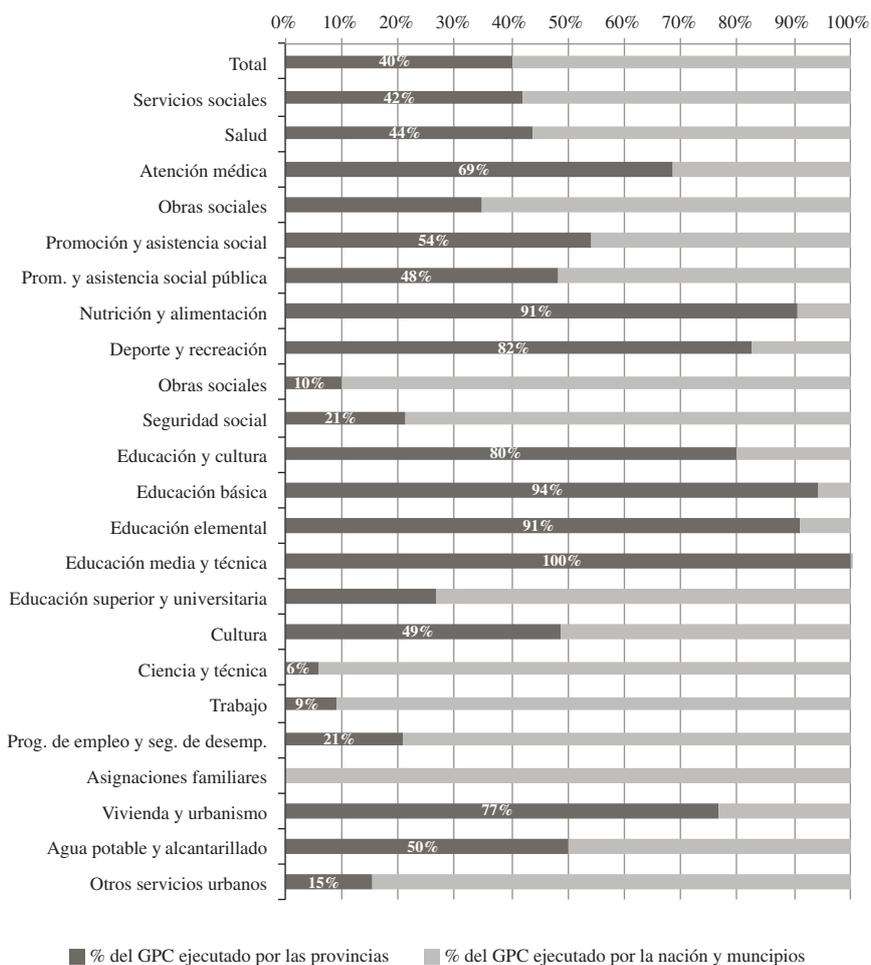
| Categorías GPPpc | Modelo intergeneracional del ingreso | | Modelo intergeneracional educativo | |
|---------------------------------------|---|----------------------|--|---------------------|
| | VARIABLES DE INTERÉS | COEFICIENTES | VARIABLES DE INTERÉS | COEFICIENTES |
| Promoción y asistencia social | <i>Log</i> del ingreso del padre | 1,112*** (0,134) | Educación del padre | 0,708*** (0,135) |
| | <i>Log</i> gasto público per cápita | 0,621*** (0,167) | <i>Log</i> gasto público per cápita | 0,894* (0,490) |
| | <i>Log</i> del ingreso del padre × <i>Log</i> gasto público per cápita | -0,130*** (0,037) | Educación del padre × <i>Log</i> gasto público per cápita | -0,090** (0,038) |
| | | | | |
| Promoción y asistencia social pública | <i>Log</i> del ingreso del padre | 1,114*** (0,131) | Educación del padre | 0,716*** (0,126) |
| | <i>Log</i> gasto público per cápita | 0,635*** (0,168) | <i>Log</i> gasto público per cápita | 0,961* (0,478) |
| | <i>Log</i> del ingreso del padre × <i>Log</i> gasto público per cápita | -0,131*** (0,037) | Educación del padre × <i>Log</i> gasto público per cápita | -0,093** (0,036) |
| | | | | |
| Educación y cultura | <i>Log</i> del ingreso del padre | 1,404*** (0,248) | Educación del padre | 0,820*** (0,226) |
| | <i>Log</i> gasto público per cápita | 0,622** (0,233) | <i>Log</i> gasto público per cápita | 1,043* (0,581) |
| | <i>Log</i> del ingreso del padre × <i>Log</i> gasto público per cápita | -0,141*** (0,047) | Educación del padre × <i>Log</i> gasto público per cápita | -0,081* (0,043) |
| | | | | |
| Educación básica | <i>Log</i> del ingreso del padre | 1,115*** (0,264) | Educación del padre | 0,567*** (0,157) |
| | <i>Log</i> gasto público per cápita | 0,370 (0,265) | <i>Log</i> gasto público per cápita | 0,658 (0,491) |
| | <i>Log</i> del ingreso del padre × <i>Log</i> gasto público per cápita | -0,091* (0,053) | Educación del padre × <i>Log</i> gasto público per cápita | -0,036 (0,032) |
| | | | | |
| Educación superior y universitaria | <i>Log</i> del ingreso del padre | 0,863*** (0,082) | Educación del padre | 0,490*** (0,082) |
| | <i>Log</i> gasto público per cápita | 0,446** (0,161) | <i>Log</i> gasto público per cápita | 0,485 (0,425) |
| | <i>Log</i> del ingreso del padre × <i>Log</i> gasto público per cápita | -0,084*** (0,029) | Educación del padre × <i>Log</i> gasto público per cápita | -0,041 (0,032) |
| | | | | |
| Vivienda y urbanismo | <i>Log</i> del ingreso del padre | 0,503*** (0,063) | Educación del padre | 0,329*** (0,039) |
| | <i>Log</i> gasto público per cápita | -0,149 (0,138) | <i>Log</i> gasto público per cápita | 0,278 (0,376) |
| | <i>Log</i> del ingreso del padre × <i>Log</i> gasto público per cápita | 0,044* (0,022) | Educación del padre × <i>Log</i> gasto público per cápita | 0,017 (0,013) |
| | | | | |
| Agua y alcantarillado | <i>Log</i> del ingreso del padre | 0,596*** (0,061) | Educación del padre | 0,347*** (0,029) |
| | <i>Log</i> gasto público per cápita | -0,097 (0,144) | <i>Log</i> gasto público per cápita | -0,246** (0,109) |
| | <i>Log</i> del ingreso del padre × <i>Log</i> gasto público per cápita | 0,021 (0,028) | Educación del padre × <i>Log</i> gasto público per cápita | 0,017 (0,010) |
| | | | | |

Nota: *** *p-value* < 0, 01, ** *p-value* < 0, 05, * *p-value* < 0,1. Entre paréntesis se reportan los errores estándares agrupados a nivel provincial.

Fuente: Elaboración propia sobre la base de varias fuentes de información. Ver la sección de datos para más detalles.

GRAFICO A1

PARTICIPACION PROMEDIO DEL GASTO PUBLICO PROVINCIAL EN EL GASTO PUBLICO CONSOLIDADO TOTAL Y SOCIAL SEGUN CATEGORIAS. 1998-2008



Fuente: Elaboración propia sobre la base de DAGPyPS y MECON.

ANEXO B

BREVE DESCRIPCION DE LOS DATOS SOBRE GASTO PUBLICO Y DE LOS INDICADORES PROVINCIALES UTILIZADOS EN EL ANALISIS EMPIRICO

A continuación se describen brevemente los datos del gasto público consolidado así como las series de los indicadores provinciales utilizados como variables de control en los modelos estimados. Respecto del gasto público consolidado se debe señalar que la consolidación es un método que permite mostrar las estadísticas de un conjunto de unidades (el gobierno nacional, provincial y municipal, en este caso) como si fuesen una sola, ya que elimina las transacciones y posiciones de saldo recíprocas entre las unidades (FMI, 2001). La elaboración de cuentas consolidadas involucra tres fases: homogeneización, eliminación y agregación. Homogeneizar la información implica abordar aspectos temporales, valorativos y terminológicos –como las clasificaciones presupuestarias– vinculados con las transacciones que realizan las unidades a consolidar. Por su parte, la segunda etapa comprende la eliminación de las transferencias que realiza un nivel de gobierno hacia otro, para evitar la doble contabilización. Por último, la agregación consiste en sumar las partidas, homogeneizadas y netas de transacciones (Jiménez, 2002). Los principales criterios metodológicos que emplea la Dirección de Análisis del Gasto Público y Programas Sociales (DAGPyPS) para consolidar el gasto son: i) imputar las erogaciones en el nivel de gobierno ejecutor y ii) utilizar la etapa presupuestaria “devengado”. El primer criterio hace referencia a que el gasto se imputa en el nivel de gobierno que lo ejecuta y no en el que lo financia. Por tanto, para evitar duplicaciones las transferencias de fondos de la nación a provincias y municipios, así como la de provincias a municipios, se descuentan del nivel del gobierno financiador y son incluidas en el ejecutor. El criterio de base devengado alude al momento de registro de las transacciones incluidas en la consolidación. Es decir, los eventos económicos se registran en el período en que ocurren, independientemente de que se haya efectuado o de que esté pendiente el cobro o el pago efectivo⁴². Por otra parte, la distribución geográfica del GPC se realizó tomando como unidad de análisis el nivel de gobierno provincial, incluyendo la Ciudad de Buenos Aires. De este modo, sin tomar en cuenta las externalidades interjurisdiccionales, la distribución geográfica del GPC implica repartir entre las provincias las erogaciones, sujetas a consolidación, del gobierno nacional. El criterio utilizado para realizar la distribución geográfica del GPC es el criterio del beneficio. Es decir, se asigna el GPC según el lugar de residencia de los beneficiarios de las acciones del Estado. El procedimiento implementado para realizar esta distribución del GPC consiste en los siguientes pasos:

⁴² Para mayor detalle sobre la metodología de consolidación del gasto público del sector público no financiero, ver DAGPyPS (2011).

1. Análisis de los objetivos del programa presupuestario.
2. Imputación directa según ubicación geográfica de los beneficiarios a partir de la información obtenida por:
 - a. Consulta a la unidad ejecutora acerca de información geográfica de las erogaciones vinculadas al programa que se contrasta con la información por ubicación geográfica del Sistema Integrado de Información Financiera (SIDIF). Si coincide se mantiene la distribución original del programa y si no coincide se modifica la distribución de acuerdo con la información provista por la unidad ejecutora del programa.
 - b. Consulta en la Cuenta Inversión (a) y por medio de las órdenes de pago libradas por la Tesorería General de la Nación (b) en caso de no obtener información de la unidad ejecutora.
3. Imputación indirecta a partir de distribuidores geográficos, si no se obtiene información concluyente en (a) y (b), como una aproximación de la distribución efectiva del gasto, a base de indicadores sectoriales y a los objetivos del programa presupuestario.

Por otra parte se utilizaron las series históricas de los siguientes indicadores provinciales como variables de control:

- Los recursos tributarios provinciales cuya información se obtuvo de la Dirección de Coordinación Fiscal con las provincias del MECON.
- La carga tributaria nacional por jurisdicción (proporción de la recaudación nacional que se obtiene de cada provincia y la Ciudad Autónoma de Buenos Aires) obtenida de los estudios de Zapata, Berthea y Iturre (2000), Sanguinetti y Tommasi (2001) y Müller y De Raco (2010).
- La tasa de pobreza por necesidades básicas insatisfechas (NBI), la tasa de desocupación, el coeficiente de Gini, la tasa de asistencia a cada nivel educativo de la población en el grupo etario objetivo, los años promedio de educación de la PET, la proporción de la población sin cobertura de salud, el porcentaje de la población sin acceso a agua corriente y sin acceso a desagües cloacales por provincia. Todos estos indicadores fueron computados a partir de la EPH.
- La tasa de mortalidad infantil (por mil nacidos vivos) y la tasa de mortalidad total (por mil habitantes) por provincia obtenidas de la Dirección de Estadística e Información de Salud (DEIS) del Ministerio de Salud de la Nación.
- La población total por provincia que se obtuvo de las proyecciones de población realizada por el Instituto Nacional de Estadísticas y Censos (INDEC, 2005).
- La tasa de crecimiento del PBG per cápita de cada provincia computada a partir de la información obtenida de las Direcciones Provinciales de Estadística.

- El partido político del gobernador de cada provincia en relación con el del presidente al mando, información sistematizada por la Unidad de Información Provincial Integrada (ProvInfo) de la Secretaría de Provincias del Ministerio del Interior y Transporte. La variable construida a partir de esta información indica para cada hijo adulto la proporción de años durante su adolescencia o juventud en los que el gobernador de su provincia fue del mismo partido que el presidente al mando. La inclusión de esta variable como control en el modelo empírico se fundamenta principalmente en la evidencia empírica disponible que revela que más allá de las necesidades y capacidades fiscales locales, otros factores relacionados con las influencias políticas juegan un rol importante en la determinación de las asignaciones horizontales de las transferencias intergubernamentales (Boex y Martínez-Vázquez, 2005; Porto y Sanguinetti, 2001, Atlas *et al.*, 1995).

TESTING ASSORTATIVE MATING: EVIDENCE FROM ARGENTINA^{*,**}

TESTS DE EMPAREJAMIENTO SELECTIVO: EVIDENCIA PARA ARGENTINA

MARIA FLORENCIA GABRIELLI^{***}

CONICET-UNCuyo

MONSERRAT SERIO^{****}

CONICET-UNCuyo

Abstract

In this paper we test the positive –assortative– mating (PAM) hypothesis that posits that marriages can be positively sorted along the couple's education using Argentinian data. Using a regression approach, we find that the effect of husband's education on wife's education is positive and significant. Then, we empirically verify if the observed matching distribution is super-modular, i.e., the local log odds ratios of education are all positive. We conclude that the data (weakly) supports Becker's positive assortative mating hypothesis in Argentina. The model that best describes marriage formation is more consistent with preference for own type rather than with PAM.

Keywords: *Marriage, assortative mating, education, log-odds ratios.*

JEL Classification: *J12, I21, D31.*

* Corresponding author: María Florencia Gabrielli.

** We thank Gaurab Aryal for his insightful comments and suggestions that substantially improved the content and the exposition of the paper. Special thanks are due to Herman Bierens, Jeanne Lafortune, and Marcela Perticará for valuable suggestions. We are grateful to the referee and the co-editor for their insightful comments and suggestions. We also thank Valentina Reig for outstanding research assistant. The usual caveats apply.

*** CONICET and Facultad de Ciencias Económicas, Universidad Nacional de Cuyo.
E-mail: florencia.gabrielli@fce.uncu.edu.ar

**** CONICET and Facultad de Ciencias Económicas, Universidad Nacional de Cuyo.
E-mail: monserrat.serio@fce.uncu.edu.ar

Resumen

En este trabajo testamos la hipótesis acerca del emparejamiento selectivo positivo (PAM) en Argentina. Con un enfoque paramétrico encontramos que el efecto de la educación del esposo sobre la de su esposa es positivo y significativo. Luego, con un enfoque no paramétrico verificamos empíricamente si la distribución de emparejamiento observada de las parejas es supermodular, i.e., si los ratios locales logarítmicos son todos positivos. Nuestra evidencia apoya (en forma débil) la teoría de Becker respecto del emparejamiento positivo. El modelo que mejor describe los matrimonios es más consistente con uno de preferencias por el propio tipo que con uno de PAM.

Palabras clave: *Matrimonio, emparejamiento selectivo, educación, log-odds ratios.*

Clasificación JEL: *J12, I21, D31.*

1. INTRODUCTION

The concept of assortative mating was first formalized by Becker (1973, 1974), and since then it has been widely studied by economists and sociologists alike. At the heart, the idea behind assortative mating is simple: if the marginal “surplus” generated from mating is increasing along an attribute (for us education) of a partner, then in a stable equilibrium an educated male matches with an educated female, and vice versa¹. Most of the earlier works in this area have focused on testing for such assortative mating or sorting in the marriage market and labor market. Even though the idea is simple, finding support for sorting in the data is known to be difficult (Choo and Siow (2006); Eeckhout and Kircher (2011); Siow (2015))².

There is a substantial amount of work on this subject for the U.S, both theoretical and applied. Evidence for the U.S suggests that mating is assortative, Choo and Siow (2006); Siow (2015), and that it has increased through time, Greenwood, Guner, Kocharkov, and Santos (2014). On the other hand, as far as we are aware, there is no evidence for Argentina. This paper thus, seeks to contribute to this literature by investigating if mating is assortative and if so, if the degree of positive matching has changed through time.

¹ In other words, when the marriage surplus function is super-modular in the education level of the partner, i.e., the education of couples’s exhibits complementarity, then an equilibrium that maximizes the social surplus must exhibit assortative mating.

² Since supermodularity is a cardinal concept, Hicks and Allen (1934); Stigler (1950) thought that it did not have any empirical content. For recent advances on this topic see Chambers and Echenique (2009) and references therein.

We are interested in the marriage pattern in Argentina and its effect (if any) on couple formation. Using Argentinian household survey data from 1980-2014 for Greater Buenos Aires, we conduct several tests to check for positive assortative mating. We focus exclusively on Greater Buenos Aires in order to minimize any errors in defining a “marriage market”³. Also, we concentrate our study selecting some years that are not associated with some major macroeconomic crises in Argentina. Our results indicate that: a) there is a positive effect of husbands education on the wife’s education in the years considered; b) there is evidence that more educated people marry more educated people, and vice versa; and c) there is a “weak” pattern of totally positive of order 2 (i.e. local log odds ratios are all positive).

To know more about the characteristics of marriage is important for several reasons. One, that is particularly important, is the link between household formation and the optimal tax scheme. For example, if one wants to consider taxation for couples, assortative mating, Becker (1973, 1974), suggests that the partners’ types are dependent and it is hard to justify the claim that the government knows the joint density of these types. In an important paper Kleven, Kreiner, and Saez (2009) consider optimal income taxation for couples and show that when the types are independent (when low and high type females are equally likely to marry high and low type males) the optimal taxation should exhibit negative jointness⁴: the marginal tax rate for one spouse should go down when the income of the other spouse goes up. Frankel (2014) allows assortative mating with discrete types and finds that even though the optimal taxation should have negative jointness when one’s type is uncorrelated to his or her spouse’s, as the level of assortative mating increases negative jointness attenuates and for a large enough correlation between types, the negative jointness disappears entirely. So in an economy where couples have highly correlated types, the government should use a separable tax code. Chade and Ventura (2002) find that tax reforms can have substantial effects on female labor supply and on the degree of assortative mating. This is particularly relevant because different countries around the world use different taxation rules. For instance in the U.S couples are treated as a single individual for tax purpose while in Argentina they file separately.

Another important reason to learn more about marriage is its connection to income distribution. There are numerous papers that have tried to explain the distribution of income and its determinants for Argentina (see Cruces and Gasparini, 2010). Even though there is no much empirical work that exploits the linkage between inequality and assortative mating. Another channel has to do with the effects of education, in particular the distributive effects of marriages positively sorted along the couples education. Since the education premium is positive, Card (2001), and growing over time, Katz and Autor (1999); Acemoglu (2002) and Kaymak (2009), assortative mating will be associated with increasing income inequality, this link between assortative mating and (high) income inequality is in fact causal.

³ For example, it is unlikely that a single female in the city of Mendoza is in the same marriage market as a single male in Buenos Aires, which is more than 600 miles away.

⁴ The tax scheme is said to be joint if the marginal taxes paid by one spouse depends on the earning of the other spouse and independent otherwise.

Finally, to explore assortative mating is relevant to study demographics possible explanations for the way households are formed. By this we mean the way marriages constitute.

The remaining of the paper is structured as follows. Section 2 describes the sample and provides summary statistics. Section 3 contains the empirical strategy we use in our investigation and the results. In particular, we present the regression approach, the tests for positive assortative mating, and we discuss our findings. Finally, section 4 concludes and indicates future lines of research.

2. DATA

We use data for Great Buenos Aires (GBA) from the National Permanent Household Survey (EPH) of Argentina for the years 1980-2014. We restrict our attention to GBA since we have complete data, especially, for the early years of our sample, which is not the case for other urban areas in those years. The EPH contains detailed individual and household level information such as gender, marital status, education, wages and (total) family income.

In order to study the marriage market between 1980 and 2014 we decided to keep in our sample only the years 1980, 1986, 1992, 1998, 2004, 2010, and 2014⁵. Since we are interested in marriages we restrict our attention to the subsample pertaining to couples (either legally married or not). Therefore, we do not, and cannot, explain why some stay single or why some couples divorce. We further restrict ourselves to the observations where both individuals (in a household) are between the age of 25 and 60, and at least one of them has positive labor income. This leaves us with 1,600 observations on average per year where the largest number (2,154) corresponds to 2014 and the smallest number (1,231) is for 1998. Ideally we would prefer a narrower age gap for the couples, but this implies to work with significantly smaller samples. Since our main exercises are based on non-parametric techniques, we chose to use a wider age gap between couples in order to avoid deteriorating the precision of our estimates based on small sample size issues.

As can be seen, in Table 1 the average years of schooling for a wife has increased from 7.76 years (completion of elementary school) in 1980 to almost 12 years (completion of high school) in 2014. Likewise there is an increase in the average number of school years for the husband from 8.27 in 1980 to 11.11 in 2014, but of a slightly smaller magnitude. In particular, between 2004 and 2014, the average years of wife's schooling overtook that of husband's. We also see a change in the gender of household head –the proportion of households with a male head has decreased throughout the years. While 99% of the households had male as heads in 1980 and 1986, it has declined to 85% in 2014. In line with this, there has been a significantly

⁵ These years are characterized by macroeconomic stability. We excluded years of crisis to avoid biasing our results with macroeconomic instability (eg. hyperinflation crisis in 1989, Tequila Effect in 1994, 2001 Major Domestic Crisis, 2009 Global Financial Crisis, among others)

increase in female labor force participation over the years as well as an increase in her household income share (roughly doubled between 1980 and 2014).

TABLE 1
SUMMARY STATISTICS

| Variables | Mean [SD] | | | | | | |
|---------------------------------|----------------|----------------|----------------|----------------|-----------------|-----------------|-----------------|
| | 1980 | 1986 | 1992 | 1998 | 2004 | 2010 | 2014 |
| Years | | | | | | | |
| Wife Education (in years) | 7.76 [3.49] | 8.70 [3.72] | 9.45 [3.76] | 9.29 [3.73] | 10.60 [3.96] | 11.53 [3.86] | 11.58 [3.73] |
| Husband Education (in years) | 8.27 [3.86] | 9.03 [3.99] | 9.57 [3.86] | 9.20 [3.79] | 10.41 [3.90] | 10.98 [3.94] | 11.11 [3.74] |
| Age Gap | 2.82 [4.99] | 2.70 [5.00] | 2.66 [4.91] | 2.40 [5.10] | 2.46 [4.90] | 2.20 [4.88] | 2.32 [5.19] |
| Household Head Gender (male =1) | 0.99 [0.08] | 0.99 [0.09] | 0.98 [0.13] | 0.97 [0.18] | 0.95 [0.22] | 0.88 [0.33] | 0.85 [0.36] |
| Household with Children | 0.73 [0.44] | 0.78 [0.41] | 0.79 [0.41] | 0.76 [0.43] | 0.71 [0.45] | 0.71 [0.46] | 0.74 [0.44] |
| Wife's Income Share | 0.16 [0.26] | 0.21 [0.30] | 0.21 [0.27] | 0.23 [0.28] | 0.29 [0.28] | 0.34 [0.25] | 0.34 [0.25] |
| Chores by Wife (wife chores=1) | n.a. | n.a. | n.a. | n.a. | 0.87 [0.33] | 0.82 [0.39] | 0.82 [0.39] |
| Working Wife | 0.29 [0.45] | 0.39 [0.49] | 0.39 [0.49] | 0.41 [0.49] | 0.54 [0.50] | 0.58 [0.49] | 0.54 [0.50] |
| Observations | 1,542 | 1,908 | 1,246 | 1,231 | 1,928 | 1,647 | 2,154 |

To explore more about the level of education of married couples we divide the sample according to six levels of education: incomplete elementary school (IES); complete elementary school (CES); incomplete high school (IHS); complete high school (CHS); incomplete college degree (IC); and complete college degree or more (CC+). Table 2 shows the percentage of couples with a certain level of education in 1980 and 2014. For instance, 15.01%, 23%, 3.47%, 4.33%, 1.18%, and 1.44% of couples in 1980 were such that both partners had IES, CES, IHS, CHS, IC, and CC+ levels of education, respectively. As can be seen, for both 1980 and 2014, the diagonal entries (in bold) are biggest along any row or column, which is suggestive of sorting along education. Although we do not present the data for other years, they all exhibit a similar pattern. We can also see that couples with both partners being more educated have increased through time. In particular the proportion of marriages with the highest level of education for both members has increased from 1.44% in 1980 to 13.77% in 2014.

TABLE 2
HUSBAND-WIFE EDUCATION

| Wife | Husband | | | | | |
|------|---------|-------|------|-------|------|-------|
| 1980 | IES | CES | IHS | CHS | IC | CC+ |
| IES | 15,01 | 9,44 | 1,83 | 0,13 | 0,07 | 0,07 |
| CES | 6,68 | 23,00 | 6,88 | 3,01 | 1,11 | 0,52 |
| IHS | 1,70 | 3,21 | 3,47 | 2,23 | 0,66 | 0,46 |
| CHS | 0,39 | 2,49 | 2,88 | 4,33 | 1,70 | 2,62 |
| IC | 0,00 | 0,26 | 0,66 | 0,72 | 1,18 | 0,72 |
| CC+ | 0,07 | 0,20 | 0,07 | 0,26 | 0,52 | 1,44 |
| 2014 | IES | CES | IHS | CHS | IC | CC+ |
| IES | 0,93 | 1,58 | 0,51 | 0,46 | 0,00 | 0,00 |
| CES | 1,72 | 11,08 | 3,25 | 3,01 | 0,42 | 0,32 |
| IHS | 1,11 | 4,73 | 5,66 | 3,11 | 0,60 | 0,32 |
| CHS | 0,42 | 4,36 | 3,85 | 13,17 | 1,53 | 2,13 |
| IC | 0,05 | 0,60 | 1,67 | 2,60 | 2,27 | 2,87 |
| CC+ | 0,19 | 0,88 | 1,58 | 5,47 | 3,80 | 13,77 |

Note: Each entry shows the percentage of total sample that corresponds to the education level of husband and wife. For instance, in 1980, if we look at wives with couples had Incomplete Elementary School (IES), 15.01% had husbands with IES, 9.44% with Complete Elementary School (CES), 1.83% with Incomplete High School (IHS), 0.13% with Complete High School (CHS), 0.07% with Incomplete College (IC), and 0.07% with Complete College or more (CC+).

3. EMPIRICAL STRATEGY AND RESULTS

In this section we explain the methodology and results from a series of exercises in order to test the positive –assortative– mating hypothesis that posits that marriages can be positively sorted along the couples' education.

First, we adopt a parametric perspective by using a regression approach to assess assortative mating by controlling for observed and unobserved characteristics. Then, in order to provide more evidence about assortative mating, we use a set of nonparametric tests. In particular, we empirically verify if the observed matching distribution is super-modular, i.e., the local log odds ratios of education are all positive.

3.1. Testing Assortative Mating

Regression approach. As a first (parametric) exercise to assess assortative mating, we regress wife's education on husband's education, while controlling for other covariates. In particular, we use the following specification:

$$E_m^w = \alpha + E_m^h \theta + X_m' \beta + \epsilon_m \quad (1)$$

where the subscript m denotes the m^{th} couple, and the superscripts w and h denote wife and husband, respectively. That is, E_m^w is the number of years of education of the

wife when she belongs to a couple indexed by m , and likewise E_m^h is her husband's years of education. In addition, we control for the age gap, the presence of children in the household, and the gender of the household head⁶. We collect all these in the vector X_m ⁷.

Our parameter of interest is θ ; where θ measures the degree of assortative mating. Greenwood, Guner, Kocharkov, and Santos (2014) also use a similar strategy but they ignore the possibility that the education of the husband might be endogenous. In the literature, there are a large number of findings that spread doubt about how exogenous is the husband education variable. For example, wife family and social background could affect wife's education and her choice of a more educated partner. Also, the wife's preference about education could have an effect on the husband education. Wives that care more about education may select more educated husbands as their partners or encourage their husbands to study. On the other hand, both husbands and wives may take into account how their pre-marital education decisions affect their marital (unobserved) power bargaining.

To correct for this endogeneity we propose to use an IV procedure to estimate equation (1), but finding a valid instrument is not quite simple. We need an instrument strongly correlated with the endogenous variable (i.e. husband education) and that satisfies the exclusion restriction (i.e. no effect on wife education). It has been known for a while now that income is highly correlated with education, which means that husband's income will be highly correlated with his education, so we consider the husband's log-income as an instrumental variable. In Table 3 we present the Spearman's (rank) correlation where we observe that the correlation between husband log-income and husband education is different from zero. As we expect, the correlation coefficient is positive and it is around 0.50. Also, more educated husbands show higher correlation coefficients. These features suggest that this variable could be used as an instrument.

To further assess the validity of our instrument, we also estimate the model using 3 subsamples: one where the wife has less than high school, another one in which she has less than college (including high school), and finally one in which she attains the highest level of education (more than college). As shown in Tables A1, A2 and A3 in Appendix the identification power of the instrument relies heavily on the variation in husbands' education and income for those wives with lower level of education (first stage F-tests larger than 10).

Also, a valid instrument needs to satisfy the exclusion restriction. For husband's income to be a good instrument, it should only affect husband's education but not the

⁶ We do not include regressors related to women's empowerment such as the share of wife income, wife's chores (indicator of wife's housework), and the decision of the wife to participate in the labor market since these are likely to be source of additional endogeneity. In particular, the causal relationship between these variables and wife's education could be in the opposite direction. We thank the referee for pointing out this.

⁷ We have no information on marriage duration and on education of parents for either member of the couple, since these questions are not asked in the survey. One possible way to proxy the duration of a marriage is to use the age of the first child. Even though there is a question about children in the household, it is not possible to identify if the children belong to both member of the couple.

TABLE 3

CORRELATION: HUSBAND EDUCATION AND INCOME

| Education\Year | 1980 | 1986 | 1992 | 1998 | 2004 | 2010 | 2014 |
|----------------|------|------|------|------|------|------|------|
| All | 0.50 | 0.51 | 0.49 | 0.50 | 0.47 | 0.45 | 0.42 |
| IEH, CES & IHS | 0.27 | 0.30 | 0.23 | 0.26 | 0.23 | 0.15 | 0.15 |
| CHS & IC | 0.20 | 0.12 | 0.14 | 0.20 | 0.22 | 0.20 | 0.16 |
| CC+ | 0.16 | 0.32 | 0.16 | 0.33 | 0.36 | 0.25 | 0.25 |

Note: Spearman's rank correlation of husband's education and log of husband's income.

wife's education. The exclusion restriction relies on the timing of the decision to go to school and marry, because (in most likelihood) acquiring education comes before the decision to marry. We have in mind a situation where the schooling years is decided by the wife (when she is a maiden), possibly in consultation with her maiden family, and not in conjunction with her future husband. This is consistent with the theory of assortative mating where the decision to marry someone is based solely on education, i.e., it is only after one's education is over does one marry. Since we do not model the dynamic decision of education choice and mating, we cannot directly test the validity of this exclusion restriction. The only caveat seems to be those who get higher education. It is possible, for instance, that in our data the husband's income influences the marginal decision (intensive margin) to get an advanced degree, such as an MBA or M.D.

Results. Table 4 presents the regressions estimates using the entire sample. Tables A1, A2, and A3 in Appendix A1 provide the regression estimates for different educational groups (i.e. varying sample sizes). In all cases the effect of husband education on wife's education is positive. For the entire sample, the husband education coefficient (θ) estimated by OLS ranges between 0.585 and 0.722 and the coefficients estimated by IV ranges between 0.805 to 1.038, so they are higher than the OLS estimates. The coefficients are statistically significant. We thus find evidence supporting a pattern of assortative couple formation along education. However, we do not find strong evidence in favor of an increasing pattern throughout the years since the θ 's do not increase steadily through time.

We also present, as a robustness check, the results obtained using data for couples between 25 and 40 years old which can be considered more homogeneous (in terms of marriage spell). These results are reported in Table 5 and are qualitatively similar to the ones found for the entire sample. The IV estimates are positive and significant. By comparing IV with OLS estimates, we also find that the pattern of assortative mating is stronger in the former case throughout all the years of the sample.

Local odds ratio approach. From the parametric approach, we find evidence supporting assortative mating. In this section, we test different models of assortative mating and we see which of them better describe our data. In particular, we are interested in testing Becker's theory of Perfect Positive Assortative Matching (PAM).

TABLE 4

REGRESSIONS' RESULTS FOR ALL SAMPLES

| | 1980 | | 1986 | | 1992 | | 1998 | | 2004 | | 2010 | | 2014 | |
|--------------------------|---------------------|---------------------|---------------------|----------------------|---------------------|---------------------|---------------------|----------------------|---------------------|----------------------|---------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| | OLS | IV | OLS | IV | OLS | IV | OLS | IV | OLS | IV | OLS | IV | OLS | IV |
| heduc | 0.586 [0.019]*** | 0.805 [0.041]*** | 0.625 [0.016]*** | 0.961 [0.055]*** | 0.652 [0.020]*** | 1.038 [0.067]*** | 0.653 [0.021]*** | 0.935 [0.065]*** | 0.722 [0.016]*** | 0.865 [0.050]*** | 0.665 [0.017]*** | 1.003 [0.064]*** | 0.665 [0.015]*** | 0.914 [0.069]*** |
| wechildren | 0.197 [0.147] | 0.000 [0.161] | 0.240 [0.158] | -0.465 [0.180]*** | 0.284 [0.193] | -0.146 [0.222] | 0.091 [0.189] | -0.590 [0.205]*** | 0.046 [0.142] | -0.495 [0.147]*** | -0.017 [0.154] | -0.762 [0.174]*** | -0.426 [0.135]*** | -0.818 [0.143]*** |
| agegap | 0.024 [0.013]* | 0.040 [0.014]*** | 0.037 [0.013]*** | 0.049 [0.015]*** | 0.012 [0.016] | 0.020 [0.019] | 0.005 [0.016] | 0.029 [0.017]* | -0.005 [0.015] | -0.014 [0.014] | -0.008 [0.016] | 0.007 [0.016] | -0.011 [0.012] | -0.010 [0.012] |
| headgender | -1.733 [0.932]* | -0.667 [0.926] | 0.756 [0.934] | 0.962 [0.925] | -0.503 [0.717] | -1.614 [0.688]** | 0.082 [0.523] | -0.102 [0.497] | -0.234 [0.326] | -0.400 [0.301] | -0.360 [0.232] | -0.517 [0.239]** | 0.124 [0.179] | 0.232 [0.178] |
| Constant | 4.394 [0.935]*** | 1.619 [0.975]* | 1.971 [0.932]** | -0.753 [1.001] | 3.446 [0.763]*** | 1.163 [0.898] | 3.128 [0.589]*** | 1.182 [0.757] | 3.289 [0.372]*** | 2.357 [0.561]*** | 4.560 [0.323]*** | 1.478 [0.713]** | 4.429 [0.260]*** | 1.856 [0.776]** |
| Observations | 1,526 | 1,526 | 1,874 | 1,874 | 1,246 | 1,246 | 1,230 | 1,230 | 1,926 | 1,926 | 1,646 | 1,646 | 2,152 | 2,152 |
| R-squared | 0.425 | 0.162 | 0.456 | 0.117 | 0.447 | 0.143 | 0.441 | 0.111 | 0.505 | 0.081 | 0.461 | 0.107 | 0.454 | 0.061 |
| First stage F-test value | | 96.38 | | 62.42 | | 46.52 | | 45.51 | | 62.85 | | 46.63 | | 34.82 |

Note: Robust standard errors in brackets.

TABLE 5

REGRESSIONS' RESULTS FOR COUPLES BETWEEN 25 AND 40 YEARS OLD

| | 1980 | | 1986 | | 1992 | | 1998 | | 2004 | | 2010 | | 2014 | |
|-----------------------------|----------------------|----------------------|---------------------|----------------------|---------------------|----------------------|---------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| | OLS | IV | OLS | IV | OLS | IV | OLS | IV | OLS | IV | OLS | IV | OLS | IV |
| heduc | 0.614 [0.027]*** | 0.786 [0.054]*** | 0.633 [0.024]*** | 0.806 [0.089]*** | 0.661 [0.033]*** | 0.962 [0.091]*** | 0.640 [0.033]*** | 0.631 [0.096]*** | 0.652 [0.027]*** | 0.816 [0.100]*** | 0.655 [0.030]*** | 0.718 [0.094]*** | 0.609 [0.026]*** | 0.645 [0.099]*** |
| wchildren | -1.060 [0.392]*** | -1.961 [0.566]*** | -0.695 [0.306]** | -2.022 [0.330]*** | -0.568 [0.497] | -1.839 [0.441]*** | -0.853 [0.356]** | -2.339 [0.364]*** | -1.211 [0.277]*** | -3.059 [0.277]*** | -0.790 [0.248]*** | -2.458 [0.266]*** | -1.407 [0.217]*** | -2.642 [0.226]*** |
| agegap | 0.019 [0.029] | 0.053 [0.032]* | 0.055 [0.028]** | 0.051 [0.029]* | 0.033 [0.035] | 0.016 [0.039] | 0.066 [0.055]* | 0.064 [0.034]* | -0.051 [0.028]* | -0.070 [0.028]** | 0.012 [0.032] | 0.011 [0.031] | 0.004 [0.025] | -0.042 [0.024]* |
| headgender | -1.084 [3.151] | 1.567 [1.910] | -0.030 [1.450] | -0.726 [1.417] | -1.352 [0.908] | -1.881 [1.182] | -0.018 [0.639] | -0.307 [0.692] | 0.054 [0.423] | -0.280 [0.503] | -0.453 [0.336] | -0.429 [0.324] | 0.134 [0.254] | 0.166 [0.250] |
| Constant | 5.230 [3.181] | 1.779 [2.032] | 4.041 [1.488]*** | 4.236 [1.592]*** | 5.171 [1.147]*** | 3.765 [1.593]*** | 4.545 [0.828]*** | 6.211 [1.259]*** | 5.290 [0.564]*** | 5.416 [1.127]*** | 5.722 [0.591]*** | 6.268 [1.179]*** | 6.248 [0.471]*** | 6.865 [1.171]*** |
| Observations | 578 | 578 | 764 | 764 | 513 | 513 | 472 | 472 | 756 | 756 | 649 | 649 | 873 | 873 |
| R-squared | 0.488 | 0.237 | 0.477 | 0.084 | 0.451 | 0.181 | 0.466 | 0.114 | 0.496 | 0.156 | 0.496 | 0.152 | 0.466 | 0.133 |
| First stage F-test value | | 54.42 | | 17.7 | | 24.27 | | 16.52 | | 16.45 | | 17.36 | | 15.12 |

Note: Robust standard errors in brackets.

From Becker (1973, 1974) we know that in a static model with transferable utilities where the match output function is super-modular with respect to agents' ability (e.g. education), there is PAM in equilibrium. Moreover, PAM is independent of the population distribution of wives and husbands, and of the number of categories (levels of education) considered. Also, PAM can be assessed by looking at a subset of the population, and imposes no restrictions on the unmatched. In a recent paper, Siow (2015) developed a stochastic version of the Becker model with the same predictions as the original one but also with more powerful statistical tools to test PAM, than simple correlation tests. Also, he indicates how to empirically differentiate between PAM and preferences for own type by using the concept of supermodularity of the marital output function. In this set of exercises we closely follow Siow (2015).

To describe some patterns of the marriage market, let $\mu(i,j)$ be the number of couples in which the husband has achieved education level i and the wife has education level j , where $i,j \in \{IES, CES, IHS, CHS, IC, CC+\}$. Then, we can define a 6×6 matrix μ , known as the equilibrium matching distribution, which has $\mu(i,j)$ as a typical element (see Table 2). A local measure of association in μ can be computed using local log odds ratios, where the $\{i,j\}$ local log odds ratio is defined as

$$l(i, j) := \ln \left[\frac{\mu(i, j)\mu(i+1, j+1)}{\mu(i+1, j)\mu(i, j+1)} \right]$$

As emphasized by Siow (2015), there is no loss of information in considering local log odds ratios rather than μ . We calculate a 5×5 matrix of local log odds ratios, one for each year. For 1980 and 2014 these ratios are reported in Table 6, the remaining years are in Appendix A1. Each entry denotes the estimated log odds ratios for each pair of education level, with bootstrapped standard errors (1000 replications) in parenthesis.

Our running hypothesis is that if marriage was sorted along education, then we would expect log odds ratios greater than zero (i.e. $l(i,j) > 0$) when the level of education is the same for both partners. On the other hand, if marriage was (uniformly) random then the ratios would be equal to zero.

We indeed find that the (unrestricted) log odds are all greater than zero, for both the years, along the main diagonal. In 1980 there are 11 significantly different from zero log odds ratios, 5 of which are along the main diagonal. However, 3 off-diagonal log odds ratios are negative. In 2014 these patterns are repeated with 11 local odds ratios being significantly different from zero. Along the main diagonal we again obtain positive ratios and in the off-diagonal positions we have 2 negative ratios. This is preliminary evidence suggesting that random matching is not the pattern describing couple formation.

We, now, explore formally if the sorting pattern found in Table 2 is strong enough to suggest assortative mating based on education. We compare different models of marriage matching to see which one better describes our data. We start by providing the following definitions,

Definition of TP2: μ is Totally Positive of Order 2 if:

$$l(i,j) \geq 0, \forall i < I, \forall j < J.$$

Definition of DP2: The $I \times I$ matrix μ is Diagonal Positive of Order 2 if:

$$l(i,i) \geq 0, \forall i < I.$$

Definition of DPNE: The $I \times I$ matrix μ is Diagonal Positive and Negative Elsewhere if:

$$l(i,i) \geq 0, \forall i < I \text{ and } l(i,j) < 0 \forall i \neq j.$$

Definition of DP0E: The $I \times I$ matrix μ is Diagonal Positive and Zero Elsewhere if:

$$l(i,i) \geq 0, \forall i < I \text{ and } l(i,j) = 0 \forall i \neq j.$$

TP2 is a common strong measure of positive assortative matching (PAM) used in the Statistical Literature (Douglas *et al.* (1991); Shaked and Shanthikumar (2007)). As can be seen, TP2 is stronger than DP2. Another interesting pattern of matching is DPNE where the log odds ratios along the main diagonal are positive and negative elsewhere. Finally, DP0E assumes random matching for the off diagonal couples.

TABLE 6

LOCAL LOG ODDS RATIOS

| 1980 Wife\Husband | IES, CES | CES, IHS | IHS, CHS | CHS, IC | IC, CC+ |
|-------------------|---------------------|---------------------|----------------------|---------------------|---------------------|
| IES, CES | 1.700*** (0.154) | 0.431* (0.239) | 1.814*** (0.617) | -0.302 (0.740) | -0.754 (0.842) |
| CES, IHS | -0.602** (0.272) | 1.285*** (0.223) | 0.381 (0.293) | -0.228 (0.473) | 0.397 (0.750) |
| IHS, CHS | 1.212** (0.548) | 0.068 (0.310) | 0.849*** (0.294) | 0.292 (0.468) | 0.787 (0.601) |
| CHS, IC | n.a. | 0.770 (0.646) | -0.310 (0.519) | 1.424*** (0.443) | -0.923** (0.467) |
| IC, CC+ | n.a. | -2.015** (0.981) | 1.291 (0.839) | 0.201 (0.807) | 1.504** (0.601) |
| 2014 Wife\Husband | IES, CES | CES, IHS | IHS, CHS | CHS, IC | IC, CC+ |
| IES, CES | 1.335*** (0.351) | -0.100 (0.394) | 0.021 (0.488) | n.a. | n.a. |
| CES, IHS | -0.419 (0.296) | 1.407*** (0.187) | -0.525** (0.231) | 0.337 (0.502) | -0.368 (0.727) |
| IHS, CHS | 0.899* (0.473) | -0.304 (0.203) | 1.829*** (0.197) | -0.513 (0.360) | 0.951* (0.571) |
| CHS, IC | 0.219 (0.680) | 1.143*** (0.384) | -0.788*** (0.249) | 2.019*** (0.281) | -0.097 (0.304) |
| IC, CC+ | -1.007 (0.774) | -0.437 (0.471) | 0.802*** (0.291) | -0.230 (0.243) | 1.052*** (0.228) |

Note: Bootstrap standard errors (1000 replications) in parenthesis. (***) denotes p-value <0.01, (**) denotes p-value <0.05, (*) denotes p<0.1. The entry 'n.a.' refers to cases with insufficient observations.

DP2, DPNE, and DP0E can be rationalized by a model of preference for own type (for details see Siow (2015)). This is important since it is possible to have preference for own type but not PAM in the data. One way to model preference for own type is by means of a penalty function that reflects that marital output is higher the more similar the spouses are. In other words, preference for own type basically imposes restrictions on the log odds ratios along the main diagonal (they should be positive). The difference between TP2 and these models (DP2, DPNE, and DP0E) is the maintained assumption about the “non-similar” matches (off-diagonal positions). For the DPNE model, one is assuming that there is no complementarity in terms of marital output, for couples located in the off-diagonal positions, while in the DP0N model one assumes random matching outside the main diagonal. DP2 does not restrict off-diagonal log odds.

We compare every model described above with an unrestricted model, i.e. the one that does not impose any kind of restriction on the sign of the log odd ratios. For example, imposing non-negative diagonal terms delivers the (restricted) DP2 model. If we further impose non-negative off-diagonal elements we obtain the (restricted) TP2 model. If the diagonal terms are restricted to be non-negative but the off-diagonal ones are negative, we end up with the DPNE model. Finally, when the off diagonal is restricted to be zero while the diagonal positions are non-negative, we have the DP0E model. We compare every case by means of a Log-Likelihood Ratio (LR) statistic and a Mean Relative Error (MRE) test.

Tests. Let N be the sample size and n_{ij} the observed number of marriages in which the husband has education level i and the wife has education level j . We assume that each marriage follows a multinomial distribution with parameter $p_{i,j} = \frac{\mu_{ij}}{N}$. Then, the unrestricted model is

$$\begin{aligned} L_u &= \max_{\mu_{ij}} \sum_{ij} n_{ij} \ln \mu_{ij} \\ \text{s.t. } & N - \sum_{ij} \mu_{ij} = 0. \end{aligned} \quad (2)$$

The different restricted models correspond to TP2, DP2, DPNE, and DP0E. For the TP2 model we add the restrictions that all log-odd ratios are nonnegative (i.e. $l(i,j) \geq 0$). For the DP2 model the restrictions are only for the diagonal terms, $l(i,i) \geq 0$. And finally for the DPNE and DP0E models there are two kinds of restrictions to consider. The first ones are the same as in the DP2 case and the second ones impose that the off-diagonal log-odds ratios are all negative ($l(i,j) < 0, i \neq j$) for the DPNE model and zero for the DP0E model ($l(i,j) = 0, i \neq j$).

It is well known that maximizing a log-likelihood could be difficult when the problem involves a substantial number of restrictions as in our case. In practice, one solution is to re-write problem (2) as a geometric programming problem which involves a minimization (see Lim, Wang, and Choi (2009) and Boyd, Kim, Vandenberghe, and Hassibi (2007)). For the TP2 model the restricted geometric programming problem is

$$\begin{aligned}
\mu_r(i, j) &= -\operatorname{argmin} \sum_{ij} n_{ij} \ln \mu_{ij} \\
\text{s.t.} \quad & -\ln \mu_{ij} - \ln \mu_{i+1, j+1} + \ln \mu_{i, j+1} + \ln \mu_{i+1, j} \leq 0, \forall i < I, j < J \\
& \ln \left(\sum_{ij} \frac{\mu_{ij}}{N} \right) \leq 0.
\end{aligned} \tag{3}$$

Once this problem is solved we obtained the optimal values, $\mu_r(i, j)$, which can be used to compute the maximized log-likelihood value (L_r)⁸. Similarly we solve for the DP2, DPNE, and DP0E. Then, we use a LR test defined by

$$LR = 2(L_u - L_r)$$

where L_u is the maximized log-likelihood for the unrestricted model and L_r corresponds to the restricted version.

For the test, the restricted model is the one under the null hypothesis while the unrestricted model is under the alternative. To assess the results we use parametric bootstrap to obtain the corresponding p-values⁹. Since in large samples the power of this test is close to one, we also conduct a second test not sensitive to sample size. That is we perform a MRE (Mean Relative Error) test defined by

$$MRE = \frac{1}{IJ} \sum_{ij} \frac{|\mu_r(i, j) - \mu(i, j)|}{\mu(i, j)},$$

where $\mu(i, j)$ are the ones obtained from the data and $\mu_r(i, j)$, are the solutions to the linear programming problem of each restricted model. Note that MRE is zero if the restricted model fits the data perfectly.

Results. The following table reports the results of the tests described above.

The tests for the year 1980 show that the model that better describes our data is DP2. That is, the LR statistic for this model is 0.0000 and the p-value is 0.2140. For TP2 the LR statistic is 15.598 with a p-value of 0.023. Thus the minimum level at which we do not reject the null hypothesis of TP2 against the unrestricted model is just 2.3%. DPNE and DP0E are rejected at all conventional levels. Therefore we can conclude that there is no evidence against TP2 and DP2.

⁸ We use CVX tool in Matlab to estimate each model as Linear Programming Model.

⁹ We follow the procedure in Garre, Vermunt, and Croon (2002), pp. 10. In particular to draw each bootstrap sample we use the probabilities, $p_{i,j}^* = \frac{\mu_r(i, j)}{N}$, obtained using the restricted model under each null hypothesis.

TABLE 7
FORMAL TESTS

| Model | LL | LR | boot-pvalue | MRE |
|---------------|------------|--------|-------------|--------|
| 1980 | | | | |
| Unrestrictive | | | | |
| Restrictive: | 7.0066E+03 | – | – | – |
| DP2 | 7.0066E+03 | 0.000 | 0.2140 | 0.0000 |
| TP2 | 6.9988E+03 | 15.598 | 0.0230 | 0.2069 |
| DPNE | 6.9774E+03 | 58.339 | 0.0000 | 0.5490 |
| DP0E | 6.9756E+03 | 62.039 | 0.0000 | 0.5959 |
| 2014 | | | | |
| Unrestrictive | | | | |
| Restrictive: | 1.0077E+04 | – | – | – |
| DP2 | 1.0077E+04 | 0.000 | 0.7610 | 0.0000 |
| TP2 | 1.0067E+04 | 20.684 | 0.0110 | 0.1288 |
| DPNE | 1.0059E+04 | 35.934 | 0.0010 | 0.1948 |
| DP0E | 1.0056E+04 | 41.949 | 0.0180 | 0.2102 |

To summarize, the restricted model that is more consistent with the data is DP2, i.e., the one that imposes restrictions only on the diagonal log odds ratios. The fact that positive diagonal local log odds are supported by our data indicates that there is homogamy in the marriage market but not a pattern of PAM. As mentioned above these results can be rationalized through a model of preference for own type with a marital penalty function (for further details see Proposition 4 in Siow (2015)).

4. CONCLUSION

In this paper we investigate important aspects about couple formation in Argentina. We test if marriage is consistent with positive assortative mating along education, like in other countries. In particular, we use formal testing procedures to rigorously assess for TP2 or other forms of matching. For this purpose we estimate different behavioral models using the local odds ratio approach. We also conduct several regressions taking into account possible endogeneity problems. To this end we perform IV regressions using the log-income of the husband as an instrument. Evidence supporting assortative mating based on education is found by both, the non-parametric and the parametric methods explained above. Nevertheless, we do not find a clear pattern of PAM, that is a strong measure of assortative mating.

An important issue to investigate more deeply is the link between assortative mating and the optimal tax scheme. To pursue this goal it is of first importance

to have accurate tax data at the individual level. Therefore one needs to construct a suitable data set from different sources, which requires a significant amount of effort and time. Moreover, even with the data at hand, it is necessary to construct a model for the marriage market where males and females are heterogeneous with respect to their type/earning potential and there is a centralized matching with search friction as in Shimer and Smith (2000). In this kind of settings, matches take place at different markets where an individual observes the type of all potential partners. In the implementation of this model we can proxy the market by restricting our attention at a city level or county level, to capture the idea that people who live close by are more likely to marry. After marriage, two partners form a household and they choose their labor and consumption, where the total income depends on their types. This approach ties the marriage market and the family economy together, both of which have been studied separately but not together. This generalizes the current literature where either the payoffs are treated exogenous as in the marriage market or where the effect of bargaining on marriage market is ignored. We leave this for future research.

REFERENCES

- ACEMOGLU, D. (2002). "Technical Change, Inequality, and the Labor Market", *Journal of Economic Literature* 40 (1), pp. 7-72.
- BECKER, G.S. (1973). "A Theory of Marriage: Part I", *Journal of Political Economy* 81 (4), pp. 813-846.
- BECKER, G.S. (1974). "A Theory of Marriage: Part II", *Journal of Political Economy* 82 (2), pp. S11-S26.
- BOYD, S., S.J. KIM, L. VANDENBERGHE and A. HASSIBI (2007). "A tutorial on geometric programming", *Optimization and engineering* 8 (1), pp. 67-127.
- CARD, D. (2001). "Estimating the Return to Schooling: Progress on Some Persistent Econometric Problems", *Econometrica* 69 (5), pp. 1127-1160.
- CHADE, H. and G. VENTURA (2002). "Taxes and Marriage: A Two-Sided Search Analysis", *International Economic Review* 43 (3), pp. 955-985.
- CHAMBERS, C.P. and F. ECHENIQUE (2009). "Supermodularity and Preferences", *Journal of Economic Theory* 144 (3), pp. 1004-1014.
- CHOO, E. and A. SIOW (2006). "Who Marries Whom and Why", *Journal of Political Economy* 114 (1), pp. 175-201.
- CRUCES, G. and L. GASPARINI (2010). *A Distribution in Motion: The Case of Argentina. A Review of the Empirical Evidence*. CEDLAS. Universidad de La Plata.
- DOUGLAS, R., S.E. FIENBERG, M.L.T. LEE, A.R. SAMPSON and L. R. WHITAKER (1991). "Positive dependence concepts for ordinal contingency tables", in: *Topics in Statistical Dependence*, Institute in Mathematical Statistics, Hayward C.A., pp. 189-202.
- ECKHOUT, J. and P. KIRCHER (2011). "Identifying Sorting-In Theory", *Review of Economic Studies* 78 (3), pp. 872-906.
- FRANKEL, A. (2014). "Taxation of Couples Under Assortative Mating", *American Economic Journal: Economic Policy* 6 (3), pp. 155-177.
- GARRE, F.G., J.K. VERMUNT and M.A. CROON (2002). "Likelihoodratio tests for order-restricted log-linear models: A comparison of asymptotic and bootstrap methods", *Metodología de las Ciencias del Comportamiento* 1, pp. 1-18.
- GREENWOOD, J., N. GUNER, G. KOCHARKOV and C. SANTOS (2014). "Marry Your Like: Assortative Mating and Income Inequality", *American Economic Review* 104 (5), pp. 348-353.
- HICKS, J.R. and R.G.D. ALLEN (1934). "A Reconsideration of the Theory of Value. Part I", *Economica* 1 (1), pp. 52-76.

- KATZ, L.F. and D.H. AUTOR (1999). "Inequality in the Labor Market", in *Handbook of Labour Economics*, ed. by O. Ashenfelter and D. Card. Amsterdam and New York, North-Holland.
- KAYMAK, B. (2009). "Ability Bias and the Rising Education Premium in the Ability Bias and the Rising Education Premium in the United States: A Cohort-Based Analysis", *Journal of Human Capital* 3 (3), pp. 224-267.
- KLEVEN, H.J., C.T. KREINER and E. SAEZ (2009). "The Optimal Income Taxation of Couples", *Econometrica* 77 (2), pp. 537-560.
- LIM, J., X. WANG and W. CHOI (2009). "Maximum likelihood estimation of ordered multinomial probabilities by geometric programming", *Computational Statistics & Data Analysis* 53 (4), pp. 889-893.
- SHAKED, M. and J. SHANTHIKUMAR (2007). *Stochastic orders*. Springer.
- SHIMER, R. and L. SMITH (2000). "Assortative Matching and Search", *Econometrica* 68 (2), pp. 343-369.
- SLOW, A. (2015). "Testing Becker's Theory of Positive Assortative Matching", *Journal of Labor Economics* 33 (2), pp. 409-441.
- STIGLER, G.J. (1950). "The Development of Utility Theory, II", *Journal of Political Economy* 58 (5), pp. 373-396.

APPENDIX A1. TABLES AND FIGURES

TABLE A1

INCOMPLETE HIGH SCHOOL OR LES

| | 1980 | | 1986 | | 1992 | | 1998 | | 2004 | | 2010 | | 2014 | |
|-----------------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| | OLS | IV |
| heduc | 0.325 [0.019]*** | 0.503 [0.060]*** | 0.288 [0.018]*** | 0.647 [0.075]*** | 0.258 [0.024]*** | 0.653 [0.141]*** | 0.274 [0.026]*** | 0.699 [0.117]*** | 0.260 [0.028]*** | 0.487 [0.095]*** | 0.731 [0.214]*** | 0.215 [0.032]*** | 0.692 [0.192]*** | 0.150 [0.026]*** |
| wchiluren | 0.130 [0.123] | 0.033 [0.133] | 0.238 [0.129]* | -0.108 [0.157] | 0.448 [0.167]*** | 0.358 [0.205]* | 0.330 [0.167]** | 0.145 [0.200] | 0.403 [0.151]*** | 0.219 [0.165] | -0.204 [0.242] | 0.057 [0.183] | 0.151 [0.212] | 0.302 [0.144]** |
| agegap | 0.018 [0.012] | 0.022 [0.011]* | 0.035 [0.011]*** | 0.038 [0.012]*** | 0.032 [0.013]** | 0.035 [0.016]** | 0.003 [0.013] | 0.012 [0.015] | 0.004 [0.015] | 0.008 [0.013] | 0.037 [0.018]** | 0.019 [0.013] | 0.021 [0.015] | 0.007 [0.012] |
| headgender | -1.388 [0.859] | -1.095 [0.733] | 1.014 [0.754] | 0.903 [0.733] | -0.516 [0.623] | -0.918 [0.605] | 0.558 [0.593] | 0.566 [0.495] | 0.155 [0.334] | 0.166 [0.289] | 0.099 [0.303] | 0.251 [0.275] | 0.180 [0.224] | 0.135 [0.191] |
| Constant | 5.235 [0.860]*** | 3.727 [0.824]*** | 3.256 [0.754]*** | 0.924 [0.861] | 5.121 [0.671]*** | 2.499 [1.215]** | 4.180 [0.648]*** | 1.060 [0.968] | 4.696 [0.406]*** | 3.015 [0.742]*** | 1.532 [1.672] | 5.438 [0.410]*** | 1.509 [1.591] | 6.032 [0.292]*** |
| Observations | 1,213 | 1,213 | 1,331 | 1,331 | 793 | 793 | 812 | 812 | 961 | 961 | 647 | 647 | 833 | 833 |
| R-squared | 0.206 | 0.053 | 0.176 | 0.072 | 0.136 | 0.044 | 0.151 | 0.063 | 0.129 | 0.044 | 0.032 | 0.101 | 0.034 | 0.056 |
| First stage F-test value | | 34.91 | | 29.39 | | 8.67 | | 13.3 | | 22.01 | | 5.26 | | 6.34 |

Note: Robust standard errors in brackets. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

TABLE A2
COMPLETE HIGH SCHOOL OR SOME COLLEGE

| | 1980 | | 1986 | | 1992 | | 1998 | | 2004 | | 2010 | | 2014 | |
|-----------------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| | OLS | IV |
| heduc | 0.046 [0.019]** | 0.124 [0.063]* | 0.104 [0.015]** | 0.048 [0.088] | 0.086 [0.019]** | 0.234 [0.088]** | 0.068 [0.020]** | 0.100 [0.063] | 0.092 [0.016]** | 0.116 [0.058]** | 0.158 [0.027]** | 0.172 [0.084]** | 0.113 [0.015]** | 0.117 [0.074] |
| wchildren | 0.013 [0.158] | 0.008 [0.170] | -0.108 [0.130] | -0.096 [0.136] | 0.085 [0.141] | 0.026 [0.162] | 0.046 [0.139] | 0.005 [0.133] | -0.065 [0.115] | -0.137 [0.106] | -0.014 [0.116] | -0.179 [0.120] | -0.138 [0.100] | -0.187 [0.090]** |
| agegap | -0.003 [0.013] | -0.005 [0.017] | -0.015 [0.012] | -0.022 [0.012]* | -0.015 [0.012] | -0.016 [0.015] | -0.017 [0.012] | -0.015 [0.013] | -0.007 [0.011] | -0.011 [0.010] | 0.007 [0.011] | 0.007 [0.012] | -0.002 [0.007] | -0.004 [0.007] |
| headgender | -0.585 [0.114]** | -0.128 [1.190] | | | -0.805 [0.636] | -1.023 [0.645] | -0.337 [0.429] | -0.362 [0.312] | -0.226 [0.296] | -0.266 [0.271] | -0.039 [0.152] | 0.100 [0.168] | 0.077 [0.103] | 0.059 [0.115] |
| Constant | 12.685 [0.218]** | 11.283 [1.484]** | 11.474 [0.199]** | 12.156 [1.044]** | 12.395 [0.655]** | 10.874 [1.081]** | 12.024 [0.488]** | 11.709 [0.785]** | 11.791 [0.337]** | 11.595 [0.691]** | 10.811 [0.324]** | 10.640 [1.002]** | 11.291 [0.213]** | 11.306 [0.867]** |
| Observations | 274 | 274 | 419 | 419 | 331 | 331 | 288 | 288 | 581 | 581 | 572 | 572 | 765 | 765 |
| R-squared | 0.020 | 0.016 | 0.113 | 0.009 | 0.066 | 0.032 | 0.056 | 0.018 | 0.064 | 0.013 | 0.137 | 0.011 | 0.095 | 0.010 |
| First stage F-test value | | 8.1 | | 3.26 | | 5.20 | | 6.37 | | 11.62 | | 5.84 | | 6.43 |

Note: Robust standard errors in brackets. *** p < 0.01, ** p < 0.05, * p < 0.1.

TABLE A3
COMPLETE COLLEGE OR MORE

| | 1980 | | 1986 | | 1992 | | 1998 | | 2004 | | 2010 | | 2014 | |
|-----------------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| | OLS | IV |
| heduc | 0.019 [0.045] | 0.070 [0.065] | 0.061 [0.034]* | 0.128 [0.218] | 0.117 [0.030]*** | 0.384 [0.193]** | 0.085 [0.028]*** | 0.189 [0.086]** | 0.150 [0.017]*** | 0.273 [0.065]*** | 0.112 [0.019]*** | 0.119 [0.064]* | 0.162 [0.015]*** | 0.226 [0.069]*** |
| wchilren | 0.283 [0.387] | 0.321 [0.379] | -0.178 [0.220] | -0.167 [0.227] | -0.360 [0.200]* | -0.423 [0.271] | -0.241 [0.177] | -0.338 [0.198]* | -0.222 [0.110]** | -0.271 [0.118]** | -0.207 [0.120]* | -0.259 [0.118]** | -0.228 [0.099]** | -0.210 [0.099]** |
| agegap | 0.033 [0.032] | 0.035 [0.043] | -0.039 [0.020]* | -0.047 [0.023]** | -0.036 [0.017]** | -0.045 [0.024]* | -0.029 [0.024] | -0.030 [0.023] | -0.016 [0.011] | -0.019 [0.013] | -0.005 [0.013] | -0.008 [0.014] | -0.006 [0.010] | -0.011 [0.011] |
| headgender | | | -0.816 [0.103]*** | -0.842 [0.997] | -0.227 [0.627] | -0.341 [0.697] | 0.511 [0.432] | 0.510 [0.469] | -0.098 [0.195] | -0.057 [0.224] | -0.114 [0.166] | -0.098 [0.160] | -0.135 [0.139] | -0.072 [0.136] |
| Constant | 15.749 [0.705]*** | 14.966 [1.048]*** | 16.300 [0.566]*** | 15.333 [3.338]*** | 15.066 [0.836]*** | 11.391 [2.860]*** | 14.684 [0.620]*** | 13.282 [1.360]*** | 14.173 [0.312]*** | 12.400 [0.935]*** | 14.783 [0.310]*** | 14.708 [0.906]*** | 14.067 [0.252]*** | 13.090 [0.997]*** |
| Observations | 39 | 39 | 124 | 124 | 122 | 122 | 130 | 130 | 384 | 384 | 427 | 427 | 554 | 554 |
| R-squared | 0.037 | 0.065 | 0.073 | 0.049 | 0.171 | 0.115 | 0.113 | 0.082 | 0.181 | 0.057 | 0.096 | 0.023 | 0.171 | 0.028 |
| First stage F-test value | | 9.17 | | 0.72 | | 1.27 | | 3.9 | | 8.31 | | 9.83 | | 7.86 |

Note: Robust standard errors in brackets. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

TABLE A4
LOCAL LOG ODDS RATIOS

| | Wife\Husband | IES, CES | CES, IHS | IHS, CHS | CHS, IC | IC, CC+ |
|------|--------------|---------------------------|---------------------------|---------------------------|---------------------------|---------------------------|
| 1986 | IES, CES | 1.57*** (0.156) | 0.16 (0.215) | 0.58 (0.438) | n.a. | n.a. |
| | CES, IHS | 0.18 (0.268) | 0.85*** (0.188) | 0.17 (0.249) | 0.54 (0.434) | -0.13 (0.642) |
| | IHS, CHS | 0.17 (0.390) | 0.48*** (0.241) | 0.98*** (0.240) | -0.10 (0.363) | 0.71 (0.506) |
| | CHS, IC | n.a. | 0.05 (0.662) | -0.3 (0.602) | 2.18*** (0.487) | 0.03 (0.357) |
| | IC, CC+ | n.a. | -0.13 (0.925) | 1.14 (0.719) | -1.09** (0.555) | 0.88*** (0.383) |
| 1992 | IES, CES | 1.07*** (0.217) | 0.69*** (0.342) | -0.76 (0.548) | 0.84 (0.761) | -1.25 (0.642) |
| | CES, IHS | 0.74* (0.386) | 1.11*** (0.208) | 0.10 (0.323) | 0.17 (0.641) | 1.37 (0.826) |
| | IHS, CHS | 0.86 (0.687) | -0.1 (0.267) | 1.65*** (0.287) | -0.25 (0.499) | 0.35 (0.622) |
| | CHS, IC | n.a. | 0.79 (0.613) | -0.34 (0.435) | 1.48*** (0.437) | -0.36 (0.445) |
| | IC, CC+ | n.a. | -0.55 (0.820) | 0.81 (0.573) | 0.08 (0.464) | 0.49 (0.435) |
| 1998 | IES, CES | 1.86*** (0.246) | -0.11 (0.320) | 1.02 (0.658) | n.a. | n.a. |
| | CES, IHS | 0.18 (0.312) | 0.95*** (0.196) | 0.32 (0.295) | 0.04 (0.526) | -0.33 (0.876) |
| | IHS, CHS | 0.67 (0.648) | 0.05 (0.282) | 1.64*** (0.274) | -0.25 (0.393) | 0.76 (0.676) |
| | CHS, IC | n.a. | 0.86* (0.487) | -0.96*** (0.413) | 1.13*** (0.448) | 0.61 (0.497) |
| | IC, CC+ | n.a. | -0.29 (0.667) | 0.79 (0.528) | 0.14 (0.479) | 0.78* (0.447) |
| 2004 | IES, CES | 2.03*** (0.252) | 0.12 (0.359) | 0.61 (0.650) | -0.69 (0.794) | -2.07*** (0.793) |
| | CES, IHS | 1.37*** (0.527) | 1.07*** (0.174) | -0.48* (0.253) | 1.03 (0.518) | 1.04 (0.825) |
| | IHS, CHS | -0.61 (0.731) | 0.14 (0.226) | 2.01*** (0.241) | -0.82** (0.391) | 1.70 (0.623) |
| | CHS, IC | -0.66 (0.799) | 0.88** (0.398) | -1.35*** (0.312) | 2.62*** (0.315) | -0.88*** (0.316) |
| | IC, CC+ | 0.83 (0.774) | -0.23 (0.477) | 1.13*** (0.337) | -0.77** (0.312) | 1.28*** (0.264) |
| 2010 | IES, CES | 1.53*** (0.326) | 0.39 (0.476) | -0.17 (0.677) | n.a. | n.a. |
| | CES, IHS | -0.32 (0.325) | 1.40*** (0.219) | -0.45* (0.264) | n.a. | n.a. |
| | IHS, CHS | 0.79* (0.464) | -0.51** (0.228) | 1.75*** (0.232) | -0.24 (0.395) | 2.03*** (0.674) |
| | CHS, IC | n.a. | 0.53 (0.422) | -0.18 (0.325) | 1.81*** (0.296) | -0.28 (0.310) |
| | IC, CC+ | n.a. | -0.12 (0.483) | 0.32 (0.367) | -0.40 (0.268) | 1.06*** (0.235) |

Note: Bootstrap standard errors (1000 replications) are in parenthesis; (***, **, *) denote p-value < 0.01, 0.05, 0.1, respectively. The entry 'n.a.' refers to cases with insufficient observations.

AN ANALYSIS OF THE IMPACT OF EXTERNAL FINANCIAL RISKS ON THE SOVEREIGN RISK PREMIUM OF LATIN AMERICAN ECONOMIES*

UN ANALISIS DEL IMPACTO DE RIESGOS FINANCIEROS EXTERNOS SOBRE EL PREMIO POR RIESGO SOBERANO EN ECONOMIAS LATINOAMERICANAS

RODRIGO ALFARO

Central Bank of Chile

CARLOS A. MEDEL **

Central Bank of Chile

CAROLA MORENO

Central Bank of Chile

Abstract

This article presents a quantification of the response of the sovereign risk premium (EMBI) of a group of Latin American countries, to unexpected changes (shocks) in external financial variables. The main contribution of the paper is to use the estimated parameters of a vector autoregression (VAR) model using a special Cholesky variance-covariance decomposition as a tool for risk scenario's assessment. The proposed interpretation of the estimated matrix allows for the quantification of the impact of more than one shock and also to quantify spillovers. A VAR is estimated for each country (Colombia, Chile, Mexico, and Peru) in monthly frequency that includes China's and Brazil's EMBI, the global volatility index (VIX), plus the value of the dollar against a basket of currencies (Broad Index) and a proxy of the slope of the US Treasury yield curve (Spread US). The VIX and Broad Index shocks turn out to have a relatively homogenous effect on each country's EMBI, while shocks to the China and Brazil EMBI are more heterogeneous. For the case of Chile, we further study three alternative risk scenarios, incorporating

* We thank for useful suggestions to seminar participants at the Financial Policy Division at the Central Bank of Chile and an anonymous referee. The views expressed in this paper do not necessarily represent those of the Central Bank of Chile or its authorities. All errors and omissions are responsibility of the authors.

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

the copper price as an additional variable. The most disruptive scenario at the time when the shock hits is the “Volatility driven” one. Nevertheless, it is the “Emerging markets” scenario (namely one with simultaneous shocks to China’ and Brazil’s EMBI) the one with the most harmful dynamics, as it dyes out slower. Finally, a “Copper price bust” scenario, in which the price of copper drops significantly in addition to a shock to the EMBI China, is the one with the least effect as the price of copper is relatively less affected by shocks to other variables, displaying lower spillovers.

Keywords: *Chile, China, Latin America, external financing cost, vector autoregressions, scenario analysis.*

JEL Classification: *E43, E44, G15, G19.*

Resumen

Este artículo cuantifica la respuesta del premio por riesgo soberano (EMBI) de un grupo de países latinoamericanos a cambios inesperados (shocks) de variables financieras externas. La principal contribución de este artículo es la aplicación de los parámetros estimados de un modelo de vector autorregresivo (VAR) utilizando una descomposición especial de la matriz de varianza-covarianza como una herramienta de análisis de escenarios de riesgo. La interpretación propuesta de la matriz estimada permite la cuantificación del impacto de más de un shock y cuantificar el efecto derrame. Se estima un vector autorregresivo para cada país (Colombia, Chile, México, y Perú) en frecuencia mensual incluyendo el EMBI de China y Brasil, un índice de volatilidad global (VIX), el precio del dólar respecto de una canasta de monedas (Broad Index), y una proxy de la curvatura de la Tasa de Bonos Soberanos de EE.UU. (Spread US). Los shocks del VIX y del Broad Index poseen un efecto relativamente homogéneo en el EMBI de cada país, mientras que los shocks del EMBI de China y Brasil son más heterogéneos. Para el caso de Chile, se analiza también la respuesta en tres escenarios de riesgo, incorporando el precio del cobre como variable adicional. El escenario más disruptivo al momento de enfrentar el shock es el denominado “Aumento en Volatilidad”. Sin embargo, el escenario denominado “Economías Emergentes” (esto es, shocks simultáneos al EMBI de China y de Brasil) es el que presenta la dinámica más perjudicial, debido a que se diluye más lento. Finalmente, el escenario de “Decaimiento del Precio del Cobre”, en el que el precio del cobre cae significativamente junto con un shock en el EMBI China, es el de menor efecto, porque el precio del cobre afecta relativamente menos al resto de las variables, exhibiendo un menor efecto derrame.

Palabras clave: *Chile, China, América Latina, costo de financiamiento externo, vectores autorregresivos, análisis de escenarios.*

Clasificación JEL: *E43, E44, G15, G19.*

1. INTRODUCTION

This article presents a quantification of the response of the sovereign risk premium (measured by the Emerging Market Bond Index, EMBI) to unexpected changes (shocks) in external financial variables. The estimations are aimed at comparing the response of relatively similar Latin American economies. Also, and what turns out to be a main contribution of the paper, is to use the estimated parameters of a vector autoregression (VAR) model and a given Cholesky variance-covariance decomposition as a tool for risk scenario's assessment. That allows us for quantifying the impact of more than one shock and also to account for spillovers. We follow a similar approach than Diebold and Yilmaz (2009) by using high frequency data and obtaining spillover effects directly from a variance decomposition of the VAR.

The motivation of this article stems largely from the fact that international financial shocks may lead to a sudden decompression of risk premiums, negatively affecting the cost of external financing for emerging economies (Aizenman *et al.*, 2014; Mishra *et al.*, 2014; Eichengreen and Gupta, 2015). Focusing on external shocks only is an empirical decision as we are concerned on spreads' dynamics, as well as cross country comparisons, rather than determining the actual level of each country's EMBI. Also, there is a vast literature that shows that global factors explain a large share of the variation in emerging market credit risk, being the VIX and the US Treasury yield the two most significant factors (González-Rozada and Levy Yeyati, 2008; Pan and Singleton, 2008; Longstaff *et al.*, 2011; Kennedy and Palerm, 2014).

The events that followed the financial crisis of 2007-8 justify our choice of variables, beyond what has been already tested in the literature. For instance, several of the observed corrections in financial asset prices have been related to news and actual decisions of monetary policy in the US, negatively affecting the US Treasury bond market¹. Both the level and the slope of the yield curve have been affected, motivating the use of the difference between long and short US Treasury bond yields².

Also, the stock of foreign currency denominated debt has increased substantially, which is *per se* a cause of concern. But the current context of enhanced volatility in the foreign exchange market, and high correlation among different asset prices, give additional justification for including the price of the US dollar, as the risk of appreciation has become more relevant (Constâncio, 2015; OFR, 2015b).

Finally, the slowdown of large emerging economies combined with financial vulnerabilities, is another channel that might impact the external cost of financing of other emerging countries. In fact, China has been an increasing concern as a source of volatility in international financial markets, even though it maintains a highly controlled capital account. We include both China and Brazil's EMBI as proxies of stress.

¹ Market liquidity risk is an additional concern that has been more relevant in the corporate credit market, but increasingly worrisome in the US Treasury market, even though it remains the most liquid market (OFR, 2015a; PwC, 2015). Diminished liquidity during stress events is an element that further aggravates price corrections (BIS, 2015; Brainard, 2015; Joint Staff Report, 2015; Powell, 2015).

² Other studies use the term spread as a determinant, for instance, Pan and Singleton (2008), and for the case of China, Eysell *et al.* (2013).

The results indicate that a shock to Brazil's EMBI is the most relevant for all countries, reaffirming the fact that regional shocks are a main source of concern. Compared with the average EMBI level observed during 2015, the estimated impact of a one standard deviation (SD) shock ranges between 46 (Chile) and 100 basis points (bp; Colombia), after one quarter. The China shock is also economically relevant for all countries, and particularly more persistent for Peru and Colombia. Interestingly, the VIX shock turned out to be quantitatively similar to the China shock for the countries in the sample. These three variables are found to be the more relevant external financial risks among the ones considered. In turn, an unexpected appreciation of the US dollar was found to have a more limited impact than the rest of the shocks. Finally, shocks to the US Treasury term spread did not turn out to be statistically significant, except for Chile. In line with previous work, a negative impact is estimated (CBC, 2015)³.

For the particular case of Chile we further quantify alternative scenarios that exploit the main spillover channels. A "Copper price bust" scenario –which requires the inclusion of the price of copper in the specification– results in a cumulative effect on the EMBI Chile that is approximately 37% larger than the one obtained from a shock to the EMBI China. Two other scenarios were analyzed. The "Global volatility rise" scenario that combines a shock to the VIX and the EMBI Brazil turns out to be the most harmful in the short term, with low spillover to China. Yet, it dyes out quickly. Meanwhile, what we define as an "Emerging markets' shock" scenario –combining EMBI Brazil and China– has the largest cumulative impact.

The rest of the article is organized as follows. Section 2 describes the econometric strategy; particularly, the VAR specification, the scenario analysis, and the dataset. Section 3 presents the baseline results for all Latin American countries as well as the scenario analysis for Chile. Finally, Section 4 concludes.

2. ECONOMETRIC SETUP

2.1. Vector autoregression specification

We chose to estimate the impact of global financial variables on the sovereign bond spread for a set of Latin American economies, namely Chile, Colombia, Mexico and Peru⁴. We do not include any real or fundamental variables as we focus exclusively

³ A simple rolling ordinary least squares estimation shows, for the case of Chile, that the coefficient on US Treasury rates (and alternative measures) is on average negative, but it has been positive at times. For China, Eysell *et al.* (2013) estimated a negative relationship as well, between the level of the Credit Default Swap (CDS) and the term structure slope (defined as the difference between the 10-year US Treasury yield and the 3-month US Treasury bill rate). Using a VAR for emerging countries, Uribe and Yue (2006) find that in response to an increase in US interest rates, emerging market sovereign spreads first fall and then display a large delayed overshooting.

⁴ While using a different specification that includes both real and financial variables, Matheson (2015) studies the response of the Brazilian economy particularly to US monetary policy normalization. He finds that money shocks can put pressure to trigger nominal exchange rate depreciation and output losses. Uribe and Yue (2006) also use a VAR specification for a set of emerging countries, on a quarterly frequency,

on the financial channels, and particularly on how the global variables interact. In order to achieve this, we estimate a VAR at monthly frequency.

The specification includes the set of global variables discussed above, which are common in the literature as determinants of emerging markets' sovereign bond spreads (see for instance Hartelius *et al.*, 2008; Bellas *et al.*, 2010; Longstaff *et al.*, 2011; Doshi *et al.*, 2015). These variables have also proven to be relevant causes of financial market stress, especially since the subprime crisis. The set includes the VIX, a measure of exchange rate and one related to the US Treasury bond market. For the latter, we consider the difference between the 10-year US Treasury bond yield and the one-year Treasury bill rate, because of the interpretation we could give to it as the current risk is mostly related to a faster correction on the yield curve more than an increase in the level of the long-term rate⁵. In order to capture emerging market risk we include the EMBI of China and Brazil.

The VAR model is estimated for each the four abovementioned countries using a common specification given by:

$$\mathbf{X}_t = [\text{Spread US}_t, \text{EMBI China}_t, \text{Broad}_t, \text{VIX}_t, \text{EMBI Brazil}_t, \text{EMBI}_{i,t}]', \quad (1)$$

where $\text{EMBI}_{i,t}$ corresponds to the logarithm of EMBI of country $i = \{\text{Chile, Colombia, Mexico, Peru}\}$. Then, for the case of Chile only, we add the copper price to the set of variables in \mathbf{X}_t . The model is specified simply as:

$$\mathbf{X}_t = \sum_{i=1}^p \theta_i \mathbf{X}_{t-i} + \varepsilon_t, \quad (2)$$

where θ_i is $k \times k$ matrix containing the coefficients of the lagged \mathbf{X}_t vector of variables, and ε_t is a vector of errors where $\varepsilon_t \sim iidN(0, \sigma_\varepsilon^2)$. The order p is chosen according to the Bayesian Information Criterion (BIC). This specification makes use of a set of financial variables not imposing a particular structure. However, the impulse response function is typically computed using a given Cholesky decomposition of the variance-covariance matrix, *i.e.* $\Sigma = \mathbf{P}\mathbf{P}'$, where \mathbf{P} is a $k \times k$ lower triangular matrix. For that, the ordering of the VAR is of special relevance and standard rule states that most exogenous variables should be in the first place and the most endogenous one last. As our variable of interest when studying country i is the $\text{EMBI}_{i,t}$, it is always kept in the last place, as the most endogenous.

to study the relationship between emerging market business cycles and sovereign bond spreads. They find that most of the impact of an increase on US interest rates is channeled to the domestic variables through country spreads.

⁵ The results of the VAR estimations do not vary substantially if the US Treasury yield is included in level rather than as a long-short term difference.

To deal with the ordering of the remaining variables, we make use of the Generalized Impulse Response Function (GIRF) which provides IRF estimations robust to the ordering of the variables in the VAR (see Annex A and Pesaran and Shin, 1998, for details). Further, GIRF allows us to interpret the results as *scenarios* where more than one variable co-moves with that shocked. The variable that is shocked is always positioned in first place (to then continue with a Cholesky decomposition), and thus the resulting effect includes the indirect impact of all the other exogenous variables included in the VAR specification, which is captured with the first column of the \mathbf{P} matrix. A second joint shock is then captured with the second column of \mathbf{P} , and so on, configuring a scenario of shock transmission.

2.2. Dataset

The source of EMBI variables, VIX, and copper price is *Bloomberg*, whereas for the Spread US and Broad Index is the New York Fed. The full sample is available from 1999.1 to 2015.9 (201 observations) at a monthly frequency. However, the EMBI Chile starts in 1999.5 after the issuance of the first sovereign bond by the Chilean government.

The data is transformed to logarithmic levels, except Spread US measured in percentage, so that all are measured in the same units⁶. All variables are depicted in Figure 1 across the full sample, and the descriptive statistics are shown in Table 1. Note that according to Table 1, series are stationary according to the Augmented Dickey-Fuller test at 10% of confidence level (and 12% for EMBI Peru)⁷. Figure 1 shows a convergence of spreads until 2007. Then, when the financial crisis hits, all spreads experienced a significant increase and since then the series are characterized by a strong common component. Yet Chile appears at times less synchronized with its neighbors⁸.

Regarding the global variables, the Spread US is noticeably the most volatile series, followed by the VIX regarding its mean. It is worth mentioning that some movements of these two series are not necessarily associated to co-movements in the remaining global factors.

⁶ Others like Hartelius *et al.* (2008), and González-Rozada and Levy Yeyati (2008) also estimate the equation in log terms, being this the long-term specification. The latter also estimate the short-run relationship (error correction model) and find that all variables have a strong contemporaneous impact on spreads but no delayed effect.

⁷ We prefer the use of a VAR model instead of a vector error correction model (VECM) –which would not require any series transformation if they are cointegrated– for two main reasons. The first is the simplicity in which the economic analysis is conducted with a VAR model, and the results could be compared to other studies with ease. Secondly, and from an economic point of view, the sovereign risk premium –while highly persistent series– should be a stationary one. Hence, it is likely that ADF test may find an I(1) behavior for these series under a short sample environment.

⁸ In this article we document how different is the reaction among countries, but do not attempt to explain the reasons as to why the differences materialize. Aizenman *et al.* (2014), Mishra *et al.* (2014), and Eichengreen and Gupta (2015) explore which variables or country characteristics might explain the different response.

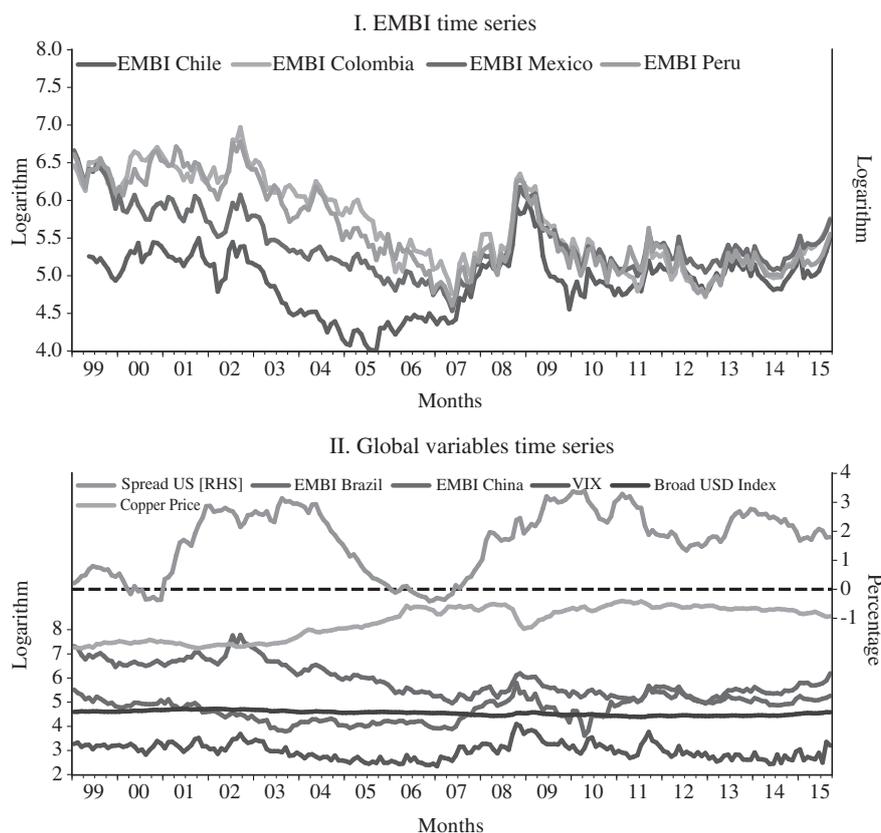
TABLE 1
DESCRIPTIVE STATISTICS OF THE TIME SERIES (*)

| | EMBI series | | | | | Global series | | | | |
|--------------|-------------|----------|--------|-------|-------------|---------------|-----------|-------|--------|--------------|
| | Chile | Colombia | Mexico | Peru | EMBI Brazil | EMBI China | Spread US | VIX | Broad | Copper Price |
| Mean | 4.92 | 5.67 | 5.41 | 5.59 | 5.90 | 4.70 | 1.71 | 2.98 | 4.55 | 8.34 |
| Median | 4.98 | 5.48 | 5.32 | 5.38 | 5.65 | 4.83 | 1.90 | 2.95 | 4.55 | 8.65 |
| Maximum | 5.97 | 6.97 | 6.47 | 6.78 | 7.79 | 5.80 | 3.40 | 4.09 | 4.73 | 9.20 |
| Minimum | 4.01 | 4.72 | 4.53 | 4.61 | 4.94 | 3.61 | -0.41 | 2.34 | 4.39 | 7.23 |
| Std. Dev. | 0.39 | 0.58 | 0.39 | 0.56 | 0.67 | 0.49 | 1.11 | 0.35 | 0.09 | 0.66 |
| Skewness | -0.20 | 0.31 | 0.57 | 0.47 | 0.65 | -0.12 | -0.49 | 0.48 | 0.21 | -0.45 |
| Kurtosis | 2.92 | 1.76 | 2.80 | 1.91 | 2.36 | 2.06 | 2.00 | 2.94 | 1.87 | 1.55 |
| Jarque-Bera | 1.31 | 15.74 | 10.88 | 16.95 | 17.19 | 7.67 | 16.24 | 7.52 | 11.98 | 23.92 |
| Probability | 0.520 | 0.000 | 0.004 | 0.000 | 0.000 | 0.022 | 0.000 | 0.023 | 0.003 | 0.000 |
| Observations | 197 | 197 | 197 | 197 | 197 | 197 | 197 | 197 | 197 | 197 |
| ADF Stat. | -3.25 | -3.39 | -4.28 | -3.08 | -3.49 | -3.18 | -2.85 | -2.72 | -22.21 | -3.17 |
| p-value | 0.019 | 0.055 | 0.001 | 0.114 | 0.044 | 0.091 | 0.053 | 0.073 | 0.000 | 0.096 |

(*) Sample: 1999.5-2015.9 (197 observations). All variables in logarithm, except for the Spread US, in percent. ADF equation for EMBI series, VIX, and Spread US specified in original levels, and log-level for Broad Index. ADF equations includes a trend and intercept (Broad, EMBI Brazil, China, Colombia, and Peru, and Copper Price), or an intercept only (VIX, EMBI Chile and Mexico). Included lags vary: 2 (EMBI Colombia, and Copper Price), 3 (EMBI Brazil), 4 (EMBI Chile), 6 (EMBI China and Mexico, VIX, and Broad Index), and 8 (Spread US).
Source: Authors' elaboration.

FIGURE 1

EMBI AND GLOBAL VARIABLES TIME SERIES, 1999.1-2015.9 (*)



(*) All variables in logarithms except Spread US in percentage.

Source: Authors' elaboration based on Bloomberg and New York Fed data.

3. RESULTS

In this section we present two kinds of results. First, the estimated impact for each country's EMBI faced to alternative external financial shocks. These results allow for a comparison of the relative importance of each shock within economies as well as among them. Then, for the case of Chile only, we report how the EMBI co-moves with external financial variables under alternative risk scenarios which combine shocks.

3.1. Latin American economies

After estimating specification (1) –whose results suggest stationary according to the inverse roots of the AR characteristic polynomial (Annex B)–, Figure 2 presents the 3-month accumulated GIRF for the same shocks discussed above. We consider this horizon appropriate when analyzing financial markets that usually display a lot of short-lived volatility⁹. The estimations show heterogeneity across countries and, most importantly, among shocks within each country¹⁰.

An important driver of shocks, as we stated in the introduction, is increased macrofinancial risks in large emerging market economies. It turns out that a shock to the EMBI Brazil is the one that shows the largest percent impact on all countries' EMBI, being Colombia the most affected. As seen in Figure 2, a 1SD shock (equivalent to a 386 bp increase on the EMBI Brazil) results in a 35% cumulative increase on its (log) EMBI. To have an order of magnitude, if we consider the 2015 average of the EMBI Colombia (240.1 bp), the increase after one quarter would amount to 100 bp. Instead, the same exercise for Mexico and Peru results in 80 and 78 bp increases, respectively¹¹. The least affected is Chile, with a 46 bp increase, with respect to its 2015 average level as well.

China is also of particular interest, and the results give support to the concerns about eventual spillovers from this economy. After a 1SD shock (58 bp increase in the EMBI China), the 3-month cumulative impact on each country's (log) EMBI is approximately 20%. Nevertheless, the instantaneous spillover is larger in Peru and Colombia (near 8%) versus Mexico and Chile (near 5.5%), suggesting different GIRF dynamics¹². With respect to the 2015 average EMBI levels, the Latin American countries cumulative changes range between 54 bp (Colombia) and 34 bp (Chile) after one quarter. The magnitude of this response is larger than the one observed for Brazil when compared with the basis point increase of the EMBI China. Nevertheless, with respect to the standard deviation of each EMBI series, the response to a China shock is smaller, and thus variations in the sovereign risk premium of Brazil are estimated to have relatively more disruptive effects on other countries in the region.

The response to a 1SD shock to the VIX (equivalent to 18.23% change in log-levels, or 8.12 percent points in the original units) vary from 20.0% (Chile) to 24.3% (Colombia), though statistically equal between them. These, correspond to a 40 bp response for the EMBI Chile and 67 bp for EMBI Colombia during the first quarter, with respect to the 2015 average. In the cases of Peru and Mexico, the impact reaches 50 and 58 bp, respectively.

⁹ Note that all GIRF are statistically significant (95% confidence level) at least 12 months after the shock. The lag order of the VAR according to BIC is equal to 1 for all countries.

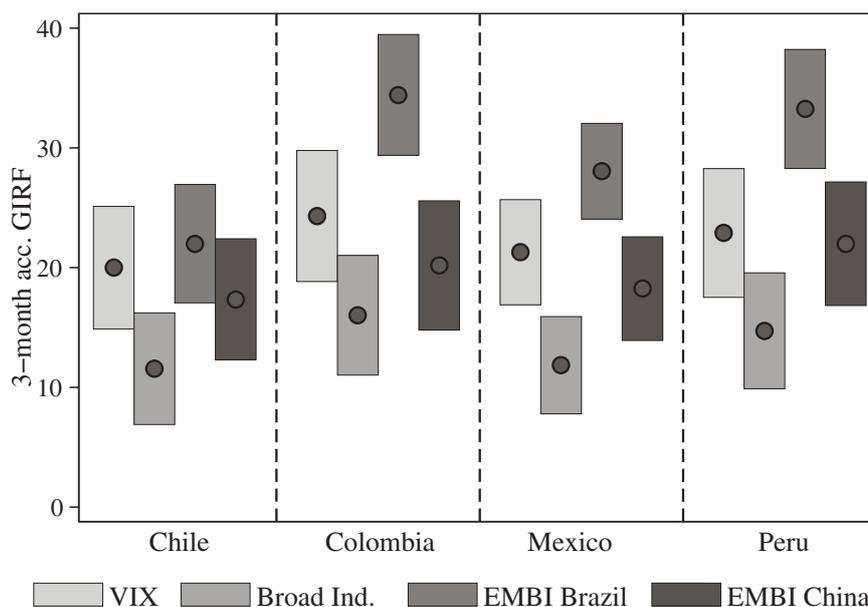
¹⁰ Some diagnostics on the fit of these models to the data –that is, residuals and goodness-of-fit coefficients– are displayed in Annex C. It includes those of the VAR for Chile with the price of copper as part of the set of variables.

¹¹ The 2015 average is calculated between January and September 2015. The levels for each country are as follows: 176.1 bp for Chile, 240.1 bp for Colombia, 244.8 bp for Mexico and 196.1 for Peru.

¹² This is not the case after a shock to EMBI Brazil, since the dynamics are almost identical for all countries. These results are not shown for countries other than Chile (Figure 3), but are available upon request.

FIGURE 2

ESTIMATED 3-MONTH ACCUMULATED GIRF OF (LOG) $EMBI_t$ TO
1SD SELECTED EXTERNAL FINANCIAL SHOCK (*)



(*) Point estimate in dots. Bars indicate $\pm 2SD$ confidence intervals.
Source: Authors' elaboration.

A more risky and plausible shock would be an increase of the VIX by 16 pp, that is, by 2SD. A shock of this size was observed in the sample period, in July-September 2015, after the stock market in China crashed. For a shock of this size, the estimated increase of the EMBI Colombia and Mexico is 145 and 130 bp, respectively. Peru and Chile's basis point increase is lower as the EMBI levels over which the changes are calculated are lower as well.

Finally, in the case of an unexpected appreciation of the dollar (a positive shock to the Broad Index of 1SD, equivalent to 1.13%), the results range from 11.6% (Chile) to 16.0% (Colombia). Analogous to the previous case, these percent changes result in an increase of 21 and 42 bp to the EMBI Chile and Colombia, respectively, compared to their average EMBI level during 2015. In the event of a larger appreciation, say 5%, the impact on the Colombian EMBI will be 205 bp.

3.2. Chile: Scenario analysis

This subsection analyzes the special case of the Chilean economy based on scenario analysis. A slightly different VAR specification is used:

$$\mathbf{X}_t = \left[\text{Spread US}_t, \text{EMBI China}_t, \text{Broad}_t, P_t^{\text{Copper}}, \text{VIX}_t, \text{EMBI Brazil}_t, \text{EMBI Chile}_t \right]' \quad (3),$$

differing from the previous VAR in that it includes the price of copper (P_t^{Copper})¹³.

Figure 3 depicts the GIRF of the EMBI Chile to all possible shocks using Equation 3. As expected, a positive shock to the copper price reduces the risk premium in a magnitude that is economically relevant. A 1SD shock to the copper price (which is equivalent to a 6.4% increase) results in an improvement of the Chilean external financing conditions, reducing the EMBI Chile by 3.7% in the next month, and 9.8% accumulated in three months.

Given that only for Chile the impulse response to a Spread US shock is statistically significant we report it in Figure 3 as well. The estimated GIRF to a 1SD Spread US shock (19.4%) shows a consistent negative point estimate across the 24-month horizon. This result is in line with other estimations done for the Chilean economy and robust to alternative measures as for instance the 10-year Treasury bond yield, or the long term rate term premium, as discussed earlier (CBC, 2015).

As we make use of GIRF in a relatively high dimensional VAR, the inclusion of the copper price does not dramatically change the single-shock GIRF estimates reported above, and therefore we do not discuss again the results. Instead, we now present three risk scenarios. First, one we call the “Copper price bust” scenario, in which a shock to the EMBI China is combined with a shock to the copper price¹⁴. Second, the “Emerging markets’ shock” scenario that combines unexpected disturbances to the EMBI Brazil and China. And third, the “Global volatility rise” scenario, in which a shock to the VIX is combined with one to the EMBI Brazil.

The rationale for the chosen combination of variables that defines a scenario is related to what the data delivers as spillover channels. For instance, a 1SD shock to the EMBI China, given the data, is in fact a shock in which the EMBI Brazil is simultaneously shocked by 66% of its standard deviation, and the EMBI Chile by 64%. The remaining variables have a less relevant role. This suggests that a China shock is at the end of the day an emerging markets’ shock. Likewise, a VIX shock co-moves mostly with EMBI Brazil and even more materially with Chile (69 and 81% of their standard deviations, respectively). Then, a “Global volatility rise” shock spills relatively more to the region (Brazil and Chile), and not to China, making it qualitatively different from the “Emerging markets’ shock” scenario.

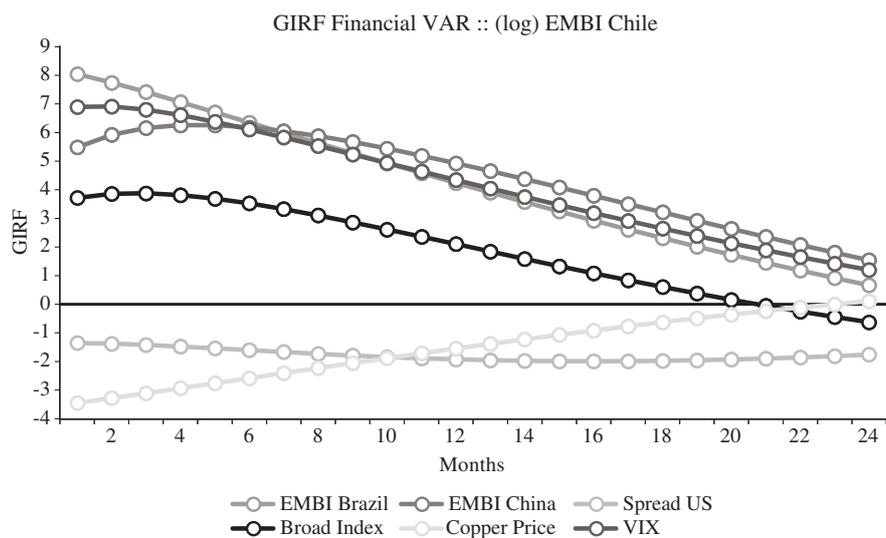
At this point it is important to recall matrix \mathbf{P} , as the different scenarios will be interpreted from here. Technically, a shock in the first variable of the VAR (following the GIRF mechanics) is transmitted through the last variable according to the corresponding, *i.e.* the first, column of the \mathbf{P} matrix (recalling that $\Sigma = \mathbf{P}\mathbf{P}'$). A second shock could then be analyzed making use of the information contained in the corresponding, *i.e.*

¹³ VAR diagnostics are shown in Figure C1 (Annex C).

¹⁴ The “Copper price bust” scenario is one of special interest for the Chilean economy as not only China is a relevant market of destination –and thus a deterioration of its fundamentals has a direct impact on Chilean copper’s demand– but given its size in the commodity markets, the price of copper fluctuates and achieves different equilibrium levels depending on China’s demand.

FIGURE 3

GIRF ESTIMATES TO SHOCKS IN THE FINANCIAL VAR FOR CHILE (*)



(*) GIRF statistically significant at 95% of confidence after 3 (Spread US), 6 (Copper Price), 7 (Broad Index), and 13 (EMBI Brazil and China, VIX) months.

Source: Authors' elaboration.

the second, column of the \mathbf{P} matrix. As \mathbf{P} is a lower triangular matrix, it is assumed that the second shock does not affect the first variable. Once is estimated, it is also possible to calibrate the size of the analyzed shocks, which is what we do.

Table 2 shows in column (1) the magnitude of the simultaneous shock (spillover) to the corresponding variable in each row, as percent of the standard deviation of each variable's disturbance, when a 1SD shock is applied to the first variable in the scenario. The spillovers reported for each variable are obtained using the information on matrix \mathbf{P} . This column simply shows the spillover channels of the shock through the remaining variables of the VAR, but the resulting impact on Chile is quantitatively the same as the one reported in Figure 3¹⁵.

Column (2) shows the spillover as well but after adding a second shock by making use of the information on the second column of matrix \mathbf{P} . It adds the spillovers from a 1SD shock to the second variable in the VAR, to the spillovers shown in column (1).

¹⁵ The VAR order is different only for the purposes of calculating the GIRF, as stated in the previous section.

TABLE 2
SHOCK TRANSMISSION UNDER ALTERNATIVE SCENARIOS (*)

| <i>Copper price bust</i> | | |
|-------------------------------|----------------|----------------|
| | (1) | (2) |
| VAR Order | Shock size (%) | Shock size (%) |
| EMBI China | 100 | 100 |
| Copper Price | -20 | -120 |
| Spread US | -7 | -18 |
| Broad Index | 35 | 83 |
| VIX | 37 | 44 |
| EMBI Brazil | 66 | 85 |
| EMBI Chile | 64 | 93 |
| <i>Emerging markets shock</i> | | |
| | (1) | (2) |
| VAR Order | Shock size (%) | Shock size (%) |
| EMBI Brazil | 100 | 100 |
| EMBI China | 56 | 156 |
| Spread US | 0 | -8 |
| Broad Index | 36 | 53 |
| Copper Price | -28 | -38 |
| VIX | 69 | 78 |
| EMBI Chile | 94 | 115 |
| <i>Global volatility rise</i> | | |
| | (1) | (2) |
| VAR Order | Shock size (%) | Shock size (%) |
| VIX | 100 | 100 |
| EMBI Brazil | 69 | 169 |
| Spread US | -9 | -3 |
| EMBI China | 39 | 81 |
| Broad Index | 24 | 51 |
| Copper Price | -16 | -38 |
| EMBI Chile | 81 | 140 |

(*) Each cell displays the spillover of the shock to the corresponding variable, as a percentage of its standard deviation, under different scenarios. Column (1) reports the spillovers of a 1SD shock to the first variable in the VAR. Column (2) reports the results from a composite shock of indicated SD shock to the first variable, followed by a shock to the second variable.

Source: Authors' elaboration.

By construction, since we assumed the second variable does not affect the first one, the spillover is 0, and thus, the shock to the first variable is still 100% of its standard deviation. Again by construction, the shock to the second variable is 100% of its standard deviation, which is added to the spillover estimated after the first variable is shocked. As an example, in the "Emerging markets" scenario, the spillover from Brazil to China was equivalent to 56% of EMBI China's standard deviation. Therefore, when a 1SD shock is applied to the EMBI China, the variable is affected in a magnitude equivalent to $100+56=156\%$ of its standard deviation.

The dynamics over the EMBI Chile are plotted in Figure 4, though not scaled by their standard deviation. Under the base case (column 1), and as previously reported, the largest increase of the EMBI Chile result from a shock to Brazil, then VIX, then EMBI China (8, 7, and 5.5%, approximately). Instead, under the stress scenarios, when shocks are combined (column 2), we can see that the “Global volatility rise” scenario is the most damaging with the largest instantaneous spillover (12%, equivalent to 140% of its standard deviation), but dying out faster than the “Emerging markets shock” scenario. This means that even though under the latter scenario the instantaneous shock to the EMBI Chile is equivalent to 115% of its standard deviation (10% in Figure 4), it has a higher relevance for the Chilean economy after three to six months as the accumulated effect is larger.

In addition, regarding the “Global volatility rise” shock, it is interesting that the spillover to China, when only the VIX is shocked, is rather small (39% of its standard deviation). Nevertheless, once the Brazil shock is combined with the VIX shock—again, because this was the main channel in the base case, together with the EMBI Chile (69 and 81%, respectively)—the EMBI China spillover increases materially, to 81%. This reinforces the fact that it is not global risk aversion (as measured by the VIX) a particular risk for China, but one that is idiosyncratic to emerging markets.

Finally, the “Copper price bust” scenario turned out not to be the most damaging for the Chilean economy, although it is nevertheless economically important. Considering the same three-month horizon as we previously did in Section 3.1, the “Copper price bust” scenario (column 2) would result in a 48 bp increase in the EMBI Chile, versus a 34 bp increase in the China-only shock¹⁶.

The order of magnitude in basis points is nevertheless larger for the other scenarios, in line with the higher co-movement of the EMBI Chile with the variables involved. On the one hand, the “Volatility driven” scenario increases the spread by 73 bp after one quarter (versus 40 bp in the VIX-only shock). On the other hand, the “Emerging markets’ shock” scenario is estimated to raise the EMBI spread by 62 pb, which is larger than the 46 bp in the case of a Brazil-only shock.

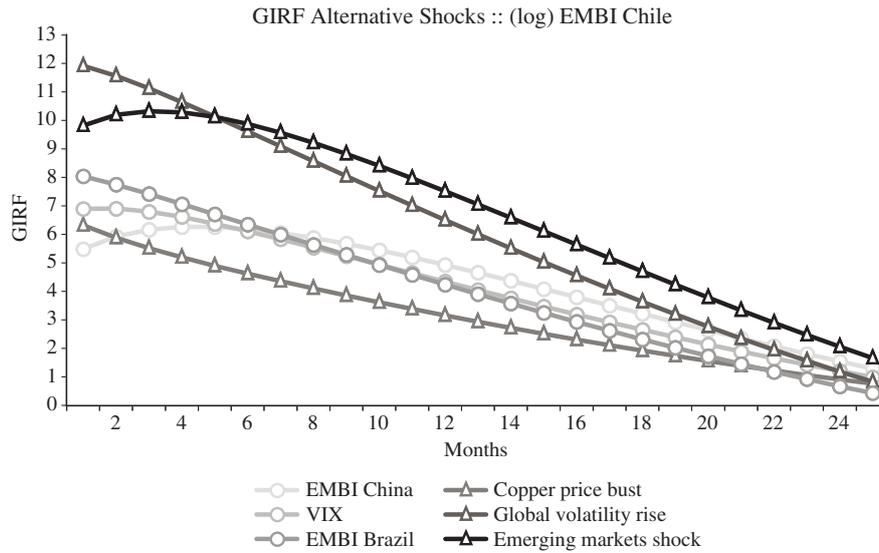
4. CONCLUDING REMARKS

The motivation of this article stems largely from the fact that events of unexpected volatility in international financial markets may lead to a sudden decompression of risk premiums, negatively affecting the cost of external financing for emerging economies. We present a quantification of the response of the sovereign risk premium of a selected group of Latin American countries, to shocks in external financial variables. In particular, we quantify each country’s EMBI response to shocks to China’s and Brazil’s EMBI, as well as unexpected changes in the VIX, the value of the dollar against a basket of most traded currencies, and a proxy of the slope of the US Treasury yield curve. Impacts of these shocks are computed through a VAR model estimated at a monthly

¹⁶ The base value of the EMBI over which the basis point changes are calculated, is the same one used in the previous section: the average value observed between January and September 2015 (176.1 bp).

FIGURE 4

GIRF ESTIMATES FOR SCENARIO ANALYSIS (*)



(*) Source: Authors' elaboration.

frequency and using the generalized impulse response functions. For the particular case of Chile, we further quantify the impact on the EMBI Chile after several shocks occur simultaneously, which we refer to as “scenarios”.

The results indicate that a shock to the EMBI Brazil is the most relevant for the countries in the sample, reaffirming the fact that regional shocks are a source of concern. While Chile is the least affected when compared to the rest of the countries, this shock is the most relevant of all with an estimated 46 bp increase on the EMBI Chile after one quarter, as a response to a 1SD of the EMBI Brazil, which is approximately 380 bp. Shocks to the EMBI China and the VIX have quantitatively similar effects, for most countries. With respect to a shock to the Broad Index, capturing a greater appreciation of the dollar, it turns out to have a more limited impact than the rest of the shocks. Finally, shocks to the Spread US turn out to be not significant, except for Chile. The estimated impact is negative, in line with previous estimations for Chile.

The three scenarios that we propose for the case of Chile are based on a combination of variables that are relevant to the Chilean economy, and turn out to be important spillover channels given the data. The “Emerging markets’ shock” scenario combines perturbations to the China and Brazil EMBI. It is estimated to raise the EMBI spread by 62 pb after three months, which is larger than the 46 bp in the case of a Brazil-only shock; a “Global volatility rise” scenario, that in addition to a VIX shock considers that the EMBI Brazil is shocked as well, increases the spread by 73 bp (versus 40 bp in the

VIX-only shock) during the same period; and finally a “Copper price bust” scenario, which required to estimate a specification with the price of copper, combines shocks to the price of copper and the EMBI China. Under this scenario a 48 bp increase in the EMBI Chile is observed, on impact, versus a 34 bp increase in the China-only shock.

The results show empirical support for the fact that a deterioration of the risk premium of emerging market economies may have material consequences on the external cost of financing of Latin American countries. In particular, a shock to Brazil’s EMBI is estimated as the most disruptive, both in terms of absolute levels (increase in basis points), and as a spillover channel. These effects are estimated controlling for the volatility index that is known to co-move with the spreads. In fact, we found that a scenario of heightened volatility does imply large spillovers to Brazil and Chile, but not necessarily to China.

REFERENCES

- AIZENMAN, J., M. BINICI and M.M. HUTCHINSON (2014). “The Transmission of Federal Reserve Tapering News to Emerging Financial Markets”, *Working Paper* 19980, National Bureau of Economic Research.
- BELLAS, D., M.G. PAPAIOANNOU and I. PETROVA (2010). “Determinants of Emerging Market Sovereign Bond Spreads: Fundamentals vs Financial Stress”, *Working Paper* 281/10, International Monetary Fund.
- BANK FOR INTERNATIONAL SETTLEMENTS (BIS) (2015). *Quarterly Financial Review*, March 2015.
- BRAINARD, L. (2015). “Recent Changes in the Resilience of Market Liquidity”, remarks at Policy Makers’ Panel on Financial Intermediation: Complexities and Risks for “The Future of Financial Intermediation: Banking, Securities Markets, or Something New?”, Salzburg Global Forum on Finance in a Changing World, Salzburg Global Seminar, Austria.
- CENTRAL BANK OF CHILE (CBC) (2015). *Financial Stability Report*, Box I.1, First Half 2015.
- CONSTÂNCIO, V. (2015). “Divergent Monetary Policies and the World Economy”, keynote address by Vice-President of the ECB at the conference organized by FED/ECB/FED Dallas/HKMA in Hong Kong, 15 October 2015.
- DIEBOLD, F.X. and K. YILMAZ (2009). “Measuring Financial Asset Return and Volatility Spillovers, with Application to Global Equity Markets”, *Economic Journal* 119 (534), pp. 158-171.
- DOSHI, H., K. JACOBS and C. ZURITA (2015). “Economic and Financial Determinants of Credit Risk Premiums in the Sovereign CDS Market”, *Working Paper* 15-01, Institut de la Finance Structurée des Instruments Dérivés de Montréal, Montreal Institute of Structured Finance and Derivatives.
- EICHENGREEN, B. and P. GUPTA (2015). “Tapering Talk: The Impact of Expectations of Reduced Federal Reserve Security Purchases on Emerging Markets”, *Emerging Markets Review* 25 (C), pp. 1-15.
- EYSSELL, T., H. FUNGB and G. ZHANGA (2013). “Determinants and Price Discovery of China Sovereign Credit Default Swaps”, *China Economic Review* 24, pp. 1-15.
- GONZALEZ-ROZADA, M. and E. LEVY YEYATI (2008). “Global Factors and Emerging Market Spreads”, *The Economic Journal* 118, pp. 1917-1936.
- HARTELIUS, K., K. KASHIWASE and L.E. KODRES (2008). “Emerging Market Spread Compression: Is it Real or is it Liquidity?”, *Working Paper* 08/10, International Monetary Fund.
- JOINT STAFF REPORT (2015). “The U.S. Treasury Market on October 15, 2014”, report by the US Department of the Treasury, Board of Governors of the Federal Reserve System, Federal Reserve Bank of New York, US Securities and Exchange Commission, and US Commodity Futures Trading Commission, 13 July, 2015.
- KENNEDY, M. and A. PALERM (2014). “Emerging Market Bond Spreads: The Role of Global and Domestic Factors from 2002 to 2011”, *Journal of International Money and Finance* 43, pp. 70-87.
- LONGSTAFF, F.A., J. PAN, L.H. PEDERSEN and K.J. SINGLETON (2011). “How Sovereign is Sovereign Credit Risk?”, *American Economic Journal: Macroeconomics* 3 (2), pp. 75-103.

- MATHESON, T. (2015). "Normalization of Global Financial Conditions: The Implications for Brazil", *Working Paper* 194/15, International Monetary Fund.
- MISHRA, P., K. MORIYAMA, P. N'DIAYE and L. NGUYEN (2014). "Impact of Fed Tapering Announcements on Emerging Markets", *Working Paper* 109/14, International Monetary Fund.
- OFFICE OF FINANCIAL RESEARCH (OFR) (2015a). *Financial Stability Report*.
- OFFICE OF FINANCIAL RESEARCH (OFR) (2015b). "Divergent Monetary Policies Continue to Drive Market Trends", *Financial Markets Monitor*, March 2015.
- PAN, J. and K.J. SINGLETON (2008). "Default and Recovery Implicit in the Term Structure of Sovereign CDS Spread", *Journal of Finance* LXII (5), pp. 2345-2384.
- PESARAN, M.H. and J. SHIN (1998). "Generalized Impulse Response Analysis in Linear Multivariate Models", *Economic Letters* 58 (1), pp. 17-29.
- POWEL, J.H. (2015). "Structure and Liquidity in Treasury Markets", remarks at The Brookings Institution, Washington DC, August 3, 2015.
- PRICEWATERHOUSECOOPERS LLP (PwC) (2015). "Global Financial Markets Liquidity Study", report prepared for the Global Financial Markets Association and the Institute of International Finance.
- URIBE M. and V.Z. YUE (2006). "Country Spreads and Emerging Countries: Who Drives Whom?", *Journal of International Economics* 69, pp. 6-36.

ANNEX

A. THE GENERALIZED IMPULSE RESPONSE FUNCTION

Pesaran and Shin (1998) propose the construction of impulse response functions that are insensitive to the order in which the variables appear in the VAR. The GIRF procedure allows obtaining unique impulse response functions, which coincide when the covariance matrix is diagonal.

Assume the invertible $VAR(p)$ $\mathbf{y}_t = \mathbf{A}_1 \mathbf{y}_{t-1} + \dots + \mathbf{A}_p \mathbf{y}_{t-p} + \varepsilon_t = \varphi(L)\varepsilon_t = \sum_{i=0}^{\infty} \varphi_i \varepsilon_{t-i}$, where $\varepsilon_t \sim iidN(0, \Sigma)$. The element $\varphi_{jk,i}$ represents the response of variable j to an impulse (of unity size) in variable k made at the i^{th} previous period. Let \mathbf{P} be a lower triangular matrix which $\Sigma = \mathbf{P}\mathbf{P}'$. Hence, the $VAR(p)$ could be written as $\mathbf{y}_t = \sum_{i=0}^{\infty} \theta_i \mathbf{w}_{t-i}$, where $\theta_i = \varphi_i \mathbf{P}$, $\mathbf{w}_t = \mathbf{P}^{-1} \varepsilon_t$, and $E[\mathbf{w}_t \mathbf{w}_t'] = \mathbf{I}$. Let \mathbf{D} be a diagonal matrix of \mathbf{P} and $\mathbf{W} = \mathbf{P}\mathbf{D}^{-1}$. By making the substitutions, it is obtained $\mathbf{y}_t = \mathbf{B}_0 \mathbf{y}_{t-1} + \dots + \mathbf{B}_p \mathbf{y}_{t-p} + \mathbf{v}_t$, where $\mathbf{v}_t \sim iidN(0, \Sigma_v)$, $\mathbf{B}_0 = \mathbf{I}_k - \mathbf{W}^{-1}$ (a lower triangular with 0 diagonal) and $\mathbf{B}_i = \mathbf{W}^{-1} \mathbf{A}_i$.

We define the orthogonalized impulse response function $\tau_j^0(n) = \varphi_n \mathbf{P} \mathbf{e}_j$, $n = 0, 1, \dots$, where \mathbf{e}_j is an m -order vector with a 1 in the j^{th} position and 0 otherwise. The GIRF is defined as:

$$GIRF = E[\mathbf{y}_{t+n} | \varepsilon_{jt} = \delta_j, \alpha_{t-1}] - E[\mathbf{y}_{t+n} | \alpha_{t-1}], \quad (A1)$$

where the first term corresponds to the expected value of variable \mathbf{y}_t in period $t+n$ to a shock of δ_j in period t . The second term corresponds to the expected value of variable \mathbf{y}_t in period $t+n$ given the information existent until the previous period. Assuming that ε_t is normally distributed,

$$E[\varepsilon_t | \varepsilon_{jt} = \delta_j] = (\sigma_{1j}, \sigma_{2j}, \dots, \sigma_{mj})' \sigma_{jj}^{-1} \delta_j = \sum_{j=1}^p e_j \sigma_{jj}^{-1} \delta_j, \quad (A2)$$

The GIRF without standardization corresponds to:

$$\left(\frac{\varphi_n \sum_j^p \mathbf{e}_j}{\sqrt{\sigma_{jj}}} \right) \left(\frac{\delta_j}{\sqrt{\sigma_{jj}}} \right), \quad (A3)$$

$n = 0, 1, \dots$. By defining $\delta_j = \sqrt{\sigma_{jj}}$, it is possible to re-scale equation (A3) to find the GIRF:

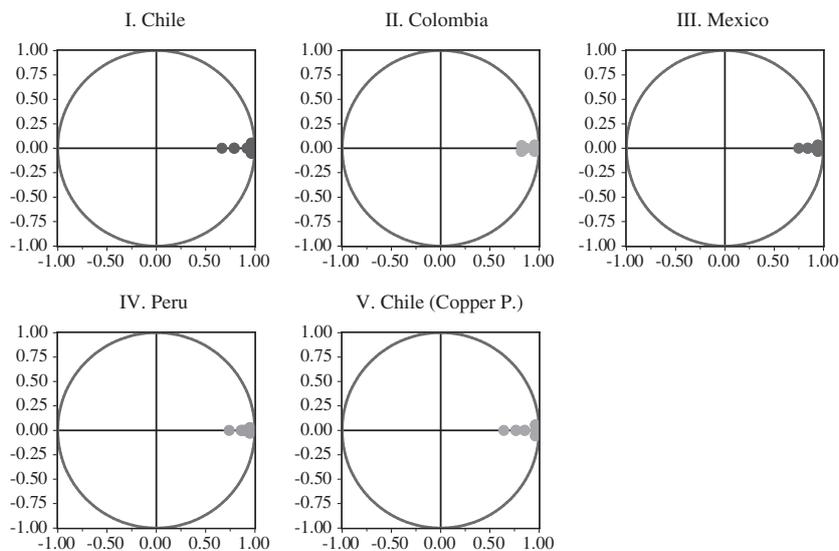
$$\tau_j^g(n) = \sigma_{jj}^{-\frac{1}{2}} \varphi_n \sum_j^p \mathbf{e}_j, \quad (A4)$$

$n = 0, 1, \dots$. Hence, instead of controlling for residuals correlation, the GIRF considers a nonlinear function and computes the impulses without considering other shocks.

B. INVERSE ROOTS OF THE AR CHARACTERISTIC POLYNOMIAL

FIGURE B1

INVERSE ROOTS OF AR CHARACTERISTIC POLYNOMIAL (*)



(*) Source: Authors' elaboration.

C. VAR ESTIMATION DIAGNOSTICS

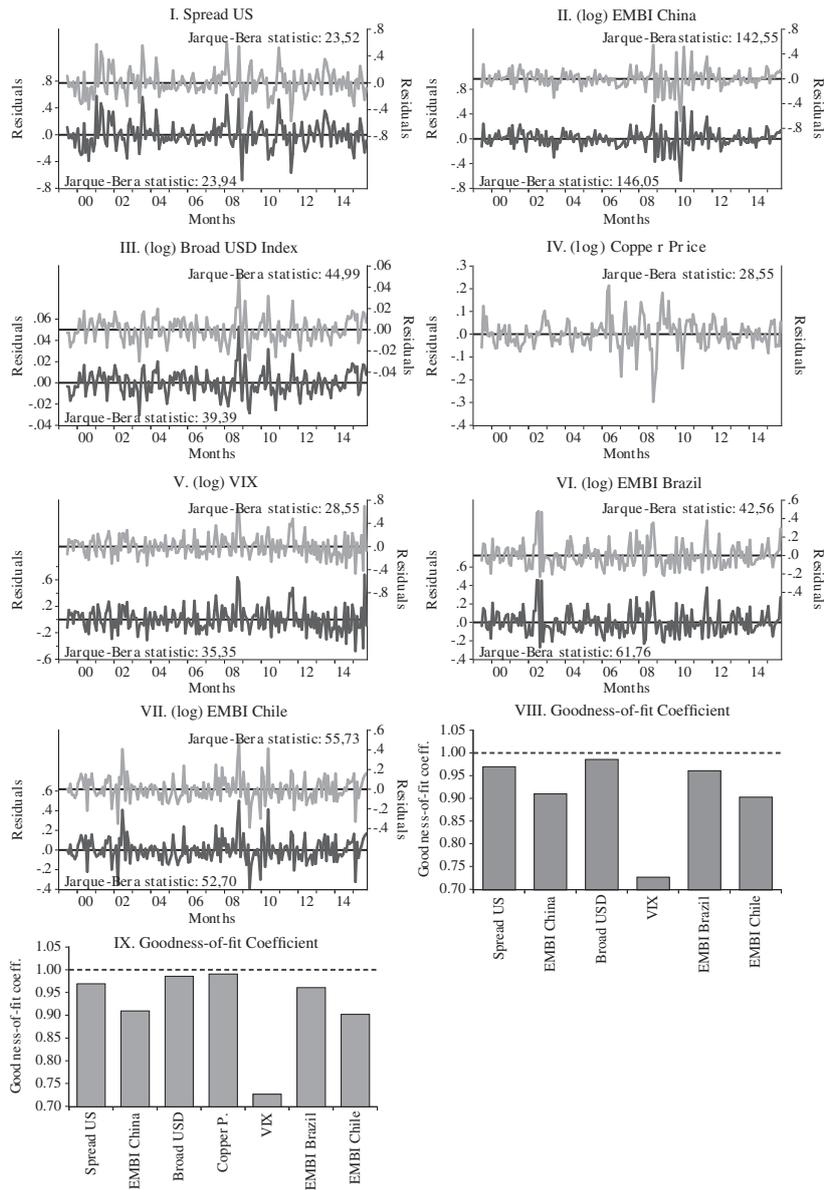
In this Annex there are presented some econometric diagnostics for the financial VAR estimated for all the countries. These are relevant to analyze since the GIRF and scenario analysis heavily rely on the estimated parameters, which ultimately are dependent on VAR ordering series, data transformation, sample size, and estimation.

In Figures C1-4 there are depicted the residuals obtained for each of the equations that comprise the VAR for Chile, Colombia, Mexico and Peru, but also that of used for the scenario analysis in the case of Chile *-i.e.* Equation 3. As observed, all the residuals exhibit the expected white noise behavior, despite the remarkable increase in the variance during the financial crisis of 2008-9 in virtually all the series, and the inability of the model to fully capture the disturbances reflected in EMBI Brazil in 2002.

Panels VIII (of Figures C1-4) plus panel IX of Figure C1 show the adjusted goodness-of-fit coefficient of the same equations, suggesting a good explanatory power of the model. However, this fact could be considered as expected since, in conjunction with Figure 1, the EMBI series exhibit similar dynamics. Despite that the VIX show a relatively lower fit, it is still high considering the spikes and the volatile nature of this variable. In sum, and including the reliability of the GIRF estimates, the financial VAR model fulfils with the desirable features to describe the country-specific cases.

FIGURE C1

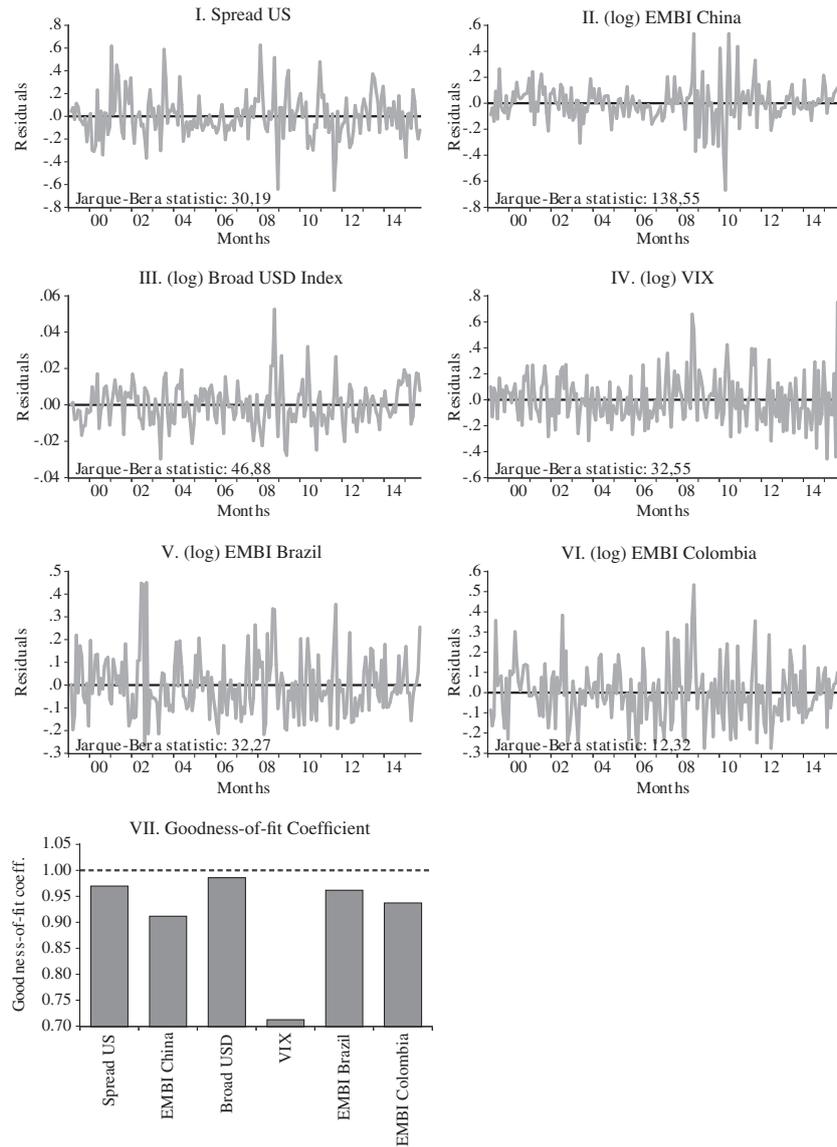
CHILE: FINANCIAL VAR RESIDUALS AND GOODNESS-OF-FIT COEFFICIENTS (*)



(*) Source: Authors' elaboration.

FIGURE C2

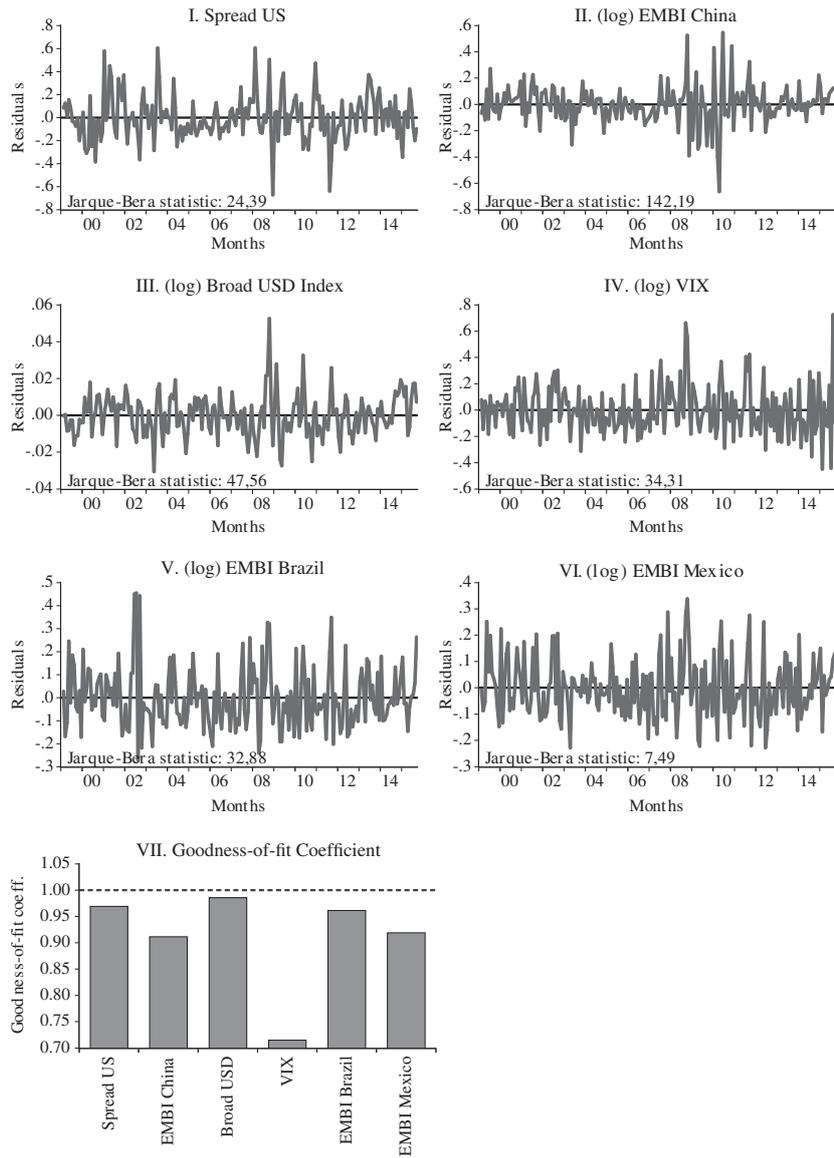
COLOMBIA: FINANCIAL VAR RESIDUALS AND GOODNESS-OF-FIT COEFFICIENTS (*)



(*) Source: Authors' elaboration.

FIGURE C3

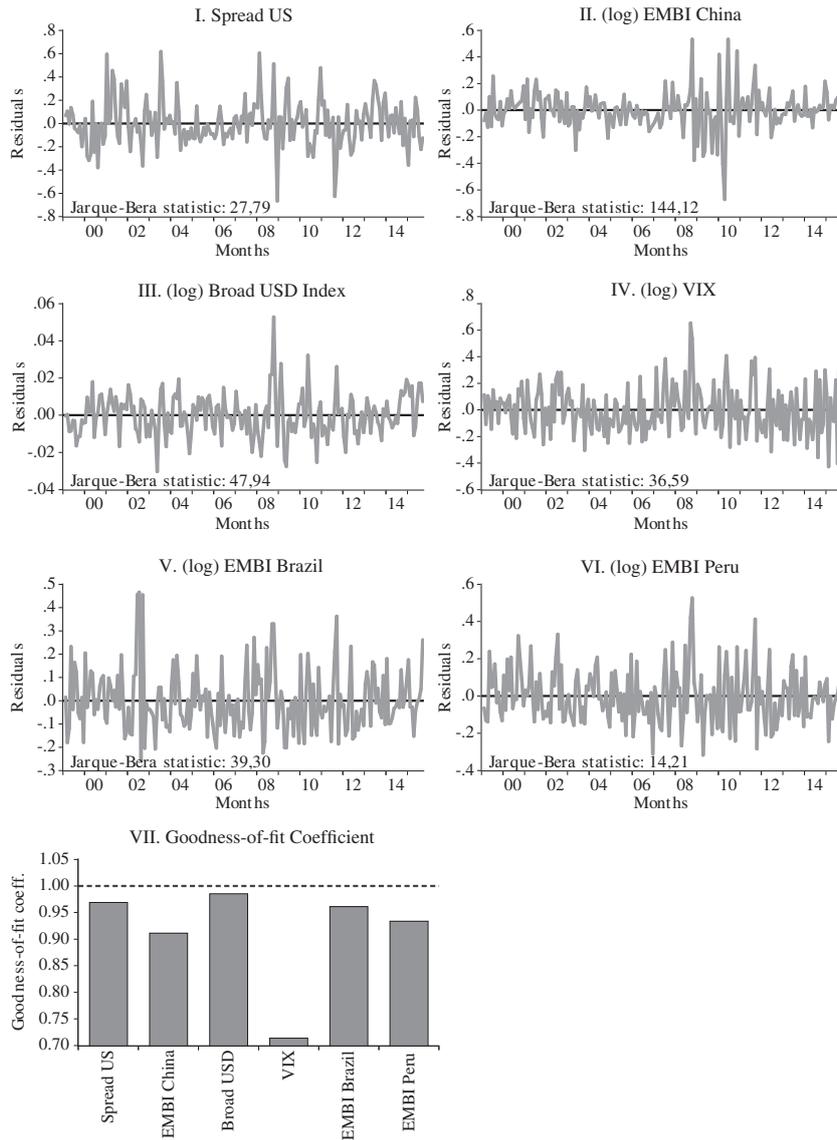
MEXICO: FINANCIAL VAR RESIDUALS AND GOODNESS-OF-FIT COEFFICIENTS (*)



(*) Source: Authors' elaboration.

FIGURE C4

PERU: FINANCIAL VAR RESIDUALS AND GOODNESS-OF-FIT COEFFICIENTS (*)



(*) Source: Authors' elaboration.

REVISTA DE ANALISIS ECONOMICO

Agradece la colaboración de los árbitros en el período 2015-2017:

Álvarez, Roberto
Cerpa, Javier
Chávez, Ricardo
Chumacero, Rómulo
Cortez, Carlos
Dardati, Evangelina
de Elejalde, Ramiro
Dresdner, Jorge
Erdmann, Anett
Fornero, Jorge
Fuentes, Fernando
García, Álvaro
Giolito, Eugenio
Gonzalez, Pablo
Granda, Alejandro
Grau, Nicolás
Hernández, Cristián
Jara, Alejandro
Leiva, Danilo
Llanes, Gastón
López, Fernando
Martínez, Felipe
Moreno, David
Navarro, Lucas
O'Farril, Daymler
Olate, Sebastián
Palomeque, Lorena
Pedersen, Michael
Peticara, Marcela
Pincheira, Pablo
Rébora, Sebastián
Rodríguez, Jorge
Ruiz, Gabriel
Saavedra, Eduardo
Sansone, Andrés
Silva, Consuelo
Stucchi, Rodolfo
Tejada, Mauricio
Valdés, Nieves
Villero, Jesús M.

ESTUDIOS DE ECONOMIA

VOLUMEN 44 • Nº 1 / JUNIO 2017

ARTÍCULOS

Estimating the effects of teen motherhood in Chile:
a family fixed effects approach

Matías Berthelon, Diana I. Kruger, Juan P. Eberhard

Optimal Zoning in Spatial Differentiation

**Hamid Hamoudi, Isabel Rodríguez,
Marcos Sanz Martín-Bustamante**

Matching espacial para georreferenciar datos de encuestas de hogar

Mónica Navarrete, Patricio Aroca, Jorge Bernal

The influence of the trade-off between profitability
and future increases in sales on cost stickiness

**Josep M^e Argilés-Bosch, Josep García-Blandón,
Diego Ravenda, Maika M. Valencia-Silva,
Antonio D. Somoza**

Asset prices and wealth inequality in a simple
model with idiosyncratic shocks

Sergio Salas

SUSCRIPCIONES AÑO 2017

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

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

UNIVERSIDAD DE CHILE
FACULTAD DE ECONOMÍA Y NEGOCIOS
DEPARTAMENTO DE ECONOMÍA

PROGRAMA DE POSTGRADO EN ECONOMÍA ILADES GEORGETOWN UNIVERSITY Fundado en 1987



UNIVERSIDAD
ALBERTO HURTADO
FACULTAD DE ECONOMÍA Y NEGOCIOS

MAGÍSTER EN ECONOMÍA

MASTER OF ARTS IN ECONOMICS

PROGRAMA ACREDITADO POR LA CNA DESDE DICIEMBRE 2015 HASTA DICIEMBRE 2022

- Dirigido a Profesionales o graduados universitarios, principalmente Economistas, Ingenieros Comerciales, Civiles, Industriales o con formación similar.
- Su objetivo es desarrollar competencias para una sólida formación en economía para un desempeño destacado tanto en el campo académico como en ámbitos empresariales, sector público y organismos internacionales.
- Otorga doble grado de Magíster en Economía de la Universidad Alberto Hurtado y Master of Arts in Economics de Georgetown University.

CIERRE POSTULACIONES

30 de abril de cada año
(para Becas a la Excelencia Académica)
30 de junio de cada año
(para el resto de las postulaciones)

INICIO DE CLASES

Agosto de cada Año

DURACIÓN DE ESTUDIOS

3 Semestres Académicos. Clases diurnas, dedicación a tiempo completo

INFORMACIONES Y POSTULACIONES

Erasmus Escala 1835, Metro Los Héroes

TELÉFONO

(56-2) 2889 7356

EMAIL

economia@uahurtado.cl



UNIVERSIDAD ACREDITADA / 5 AÑOS
Docencia de pregrado | Vinculación con el medio | Gestión institucional
Docencia de postgrado | Investigación
Desde diciembre 2014 hasta diciembre 2019

UAHURTADO.CL - [HTTP://FEN.UAHURTADO.CL/ PROGRAMAS/](http://fen.uahurtado.cl/programas/)



UNIVERSIDAD
ALBERTO HURTADO
FACULTAD DE ECONOMÍA Y NEGOCIOS

FORDHAM
Graduate school of Arts and Sciences

MAGÍSTER EN ECONOMÍA APLICADA A POLÍTICAS PÚBLICAS

M.A. IN INTERNATIONAL POLITICAL ECONOMY AND DEVELOPMENT (IPED)

DOBLE GRADO CON FORDHAM UNIVERSITY

CIERRE DE POSTULACIONES:

Marzo de cada año

INICIO DE CLASES:

Abril de cada año

DURACIÓN Y RÉGIMEN

DE ESTUDIOS:

Cuatro semestres
Formato Ejecutivo, 8 sesiones
de viernes y sábado (de 8:30
a 18:00 hrs.) por semestre

PARA POSTULANTES
CON CONOCIMIENTOS
RELEVANTES PREVIOS:

CIERRE DE POSTULACIONES

Agosto de cada año

INICIO DE CLASES

Septiembre de cada año

DURACION

3 semestres

MÁS INFORMACIÓN

mappe@uahurtado.cl
(56-2) 2889 7356
Erasmó Escala 1835, Santiago (Metro Los Héroes)

WWW.FEN.UAHURTADO.CL

Programa acreditado por Qualitas
desde enero 2016 hasta enero 2019



UNIVERSIDAD ACREDITADA / 5 AÑOS
Docencia de pregrado | Vinculación
con el medio | Docencia institucional
Docencia de postgrado | Investigación
Desde diciembre 2014 hasta diciembre 2019

