

Ensayos Económicos

Nowcasting de PIB: evaluando las condiciones cíclicas de la economía argentina

Laura D'Amato, Lorena Garegnani y Emilio Blanco

Exportaciones de Argentina y Brasil bajo el Sistema Generalizado de Preferencias

Facundo Albornoz, Irene Brambilla y Pablo Garriga

Un estudio a nivel firma del exceso de ahorro en países desarrollados. Tres hipótesis sobre sus causas

Rodrigo Pérez Artica, Lisana Martínez y Leandro Brufman

Series de tiempo en panel.

Una reseña de la evolución metodológica

Tamara Burdisso y Máximo Sangiácomo

74

Diciembre de 2016



ie | BCRA
INVESTIGACIONES ECONÓMICAS

Ensayos Económicos | 74

Editor

Andrés Neumeyer

Comité Editorial

Irene Brambilla

Sebastián Galiani

Leonardo Gasparini

Rosa Matzkin

George McCandless

Juan Pablo Nicolini

Verónica Rappoport

Natalia Ramondo

Secretario Ejecutivo

Federico Grillo



ie | BCRA
INVESTIGACIONES ECONÓMICAS

Ensayos Económicos es una revista editada por la Subgerencia General de Investigaciones Económicas

ISSN 1850-6046
Edición electrónica

Banco Central de la República Argentina
Reconquista 266 / Edificio Central Piso 8, Oficina 802
(C1003ABF) Ciudad Autónoma de Buenos Aires / Argentina
Tel.: (+5411) 4348-3582/3814 / Fax: (+5411) 4348-3794
Email: investig@bcra.gob.ar / <http://www.bcra.gob.ar>

Fecha de publicación: Diciembre 2016

Queda hecho el depósito que establece la Ley 11.723.

Diseño de tapa e interior | Gerencia Principal de Comunicación, BCRA
Diagramación | Subgerencia General de Investigaciones Económicas, BCRA

Ensayos Económicos es una revista destinada a promover la difusión de trabajos empíricos y teóricos de carácter académico. Sus artículos están sujetos a referato independiente de carácter anónimo. Las opiniones vertidas son exclusiva responsabilidad de los autores y no se corresponden necesariamente con la visión institucional del BCRA o de sus autoridades.

Publicación de distribución gratuita. Prohibida su venta.

No se permite la reproducción parcial o total, el almacenamiento, el alquiler, la transmisión o la transformación de este libro, en cualquier forma o por cualquier medio, sea electrónico o mecánico, mediante fotocopias, digitalización u otros métodos, sin el permiso previo y escrito del editor. Su infracción está penada por las leyes 11.723 y 25.446.

Buenos Aires, 21 de diciembre de 2016

En esta nueva etapa de Ensayos Económicos presentamos cuatro trabajos. El primero, de D'Amato, Garegnani y Blanco, desarrolla un ejercicio de *Nowcast* del crecimiento del PIB que busca generar una percepción inmediata del estado del ciclo económico, utilizando dos metodologías: las ecuaciones puente y un modelo de factores.

En el siguiente trabajo, Albornoz, Brambilla y Garriga estudian el impacto del Sistema Generalizado de Preferencias (SGP) implementado por Estados Unidos sobre las exportaciones de Argentina y de Brasil para el período 1996-2013, buscando estimar no sólo el efecto directo, sino también dos posibles externalidades asociadas a la exportación de los mismos productos a otros destinos y de bienes similares a los beneficiados por el SGP a Estados Unidos.

En el tercer artículo, Artica, Martínez y Brufman hallan una tendencia creciente del exceso de ahorro (diferencia entre el ahorro bruto y la formación bruta de capital) y una caída de la formación de capital para un conjunto de firmas industriales de Alemania, Francia, Italia, Japón y Reino Unido en el período 1997-2011, y discuten tres hipótesis que explicarían dichas dinámicas: el racionamiento financiero, la creciente volatilidad del entorno operativo y la pérdida de dinamismo de los negocios.

El último trabajo, de Burdisso y Sangiácomo, describe la evolución metodológica reciente del análisis econométrico de series de tiempo en panel, concentrándose en el problema de la ausencia de independencia de las unidades debido a la presencia de efectos no observables que afectan a todas las unidades de manera diferenciada (*cross-section dependence*). Su principal aporte, además de la revisión de la literatura, se relaciona con la presentación de dos códigos elaborados en Stata para evaluar la presencia de *cross-section dependence* y la existencia de raíces unitarias cuando se observa dicha dependencia.

Quisiera recordarles a nuestros lectores que Ensayos Económicos se encuentra indizado en el Núcleo Básico de Revistas Científicas Argentinas del CONICET, y en las bases de publicaciones EBSCO, EconLit (Asociación Americana de Economía) y RePEc (IDEAS y Econpapers).

Finalmente, reitero la invitación a todos aquellos interesados en enviar sus artículos académicos para ser publicados en nuestra revista y para contribuir a enriquecer la discusión sobre economía y política económica en nuestro país. Las pautas para la publicación de trabajos se encuentran al final de la publicación.

A handwritten signature in black ink, appearing to read 'Andrés Neumeyer', with a long horizontal stroke extending to the right.

Andrés Neumeyer
Subgerente General de
Investigaciones Económicas

Índice

- 7 Nowcasting de PIB: evaluando las condiciones cíclicas de la economía argentina**
Laura D'Amato, Lorena Garegnani y Emilio Blanco
- 27 Exportaciones de Argentina y Brasil bajo el Sistema Generalizado de Preferencias**
Facundo Albornoz, Irene Brambilla y Pablo Garriga
- 57 Un estudio a nivel firma del exceso de ahorro en países desarrollados. Tres hipótesis sobre sus causas**
Rodrigo Pérez Artica, Lisana Martínez y Leandro Brufman
- 105 Series de tiempo en panel. Una reseña de la evolución metodológica**
Tamara Burdisso y Máximo Sangiácomo
- 132 Pautas generales para la publicación de trabajos técnicos**

Nowcasting de PIB: evaluando las condiciones cíclicas de la economía argentina

Laura D'Amato

BCRA, UBA y UNLP

Lorena Garegnani

BCRA y UNLP

Emilio Blanco*

BCRA y UBA

Resumen

Contar con información contemporánea de las condiciones cíclicas de la economía es crucial para la toma de decisiones de política monetaria. Dado que las cifras del PIB están disponibles con un retraso significativo, el *Nowcasting*, técnica que permite contar con una percepción inmediata del ciclo económico, ha sido crecientemente adoptado por los bancos centrales. Desarrollamos un ejercicio de *Nowcast* del crecimiento del PIB utilizando dos enfoques: ecuaciones puente y modelo de factores. Ambos métodos superan en capacidad predictiva a un benchmark AR(1). Adicionalmente, el *Nowcast* basado en un modelo de factores supera al de ecuaciones puente. Finalmente, utilizando el test de Giacomini y White (2004) confirmamos que estas diferencias en capacidad predictiva son estadísticamente significativas.

Clasificación JEL: C22, C53, E37.

Palabras clave: ecuaciones puente, *nowcasting*, modelos de factores dinámicos.

*Agradecemos los comentarios e interacciones con Marcos Dal Bianco y los participantes de las Reuniones Anuales de la AAEP XLVII (Rosario, 2013) y XLVIII (Posadas, 2014), y las I Jornadas Nacionales de Econometría (FCE-UBA, 2014). Las opiniones vertidas en este trabajo son responsabilidad de los autores y no necesariamente reflejan las del BCRA o sus autoridades. Email: ldamato@bcra.gob.ar; lgaregnani@bcra.gob.ar; emilio.blanco@bcra.gob.ar.

GDP Nowcasting: Assessing the Cyclical Conditions of the Argentine Economy

Laura D'Amato

BCRA, UBA, UNLP

Lorena Garegnani

BCRA, UNLP

Emilio Blanco

BCRA, UBA

Summary

Having a contemporaneous assessment of the economy cyclical conditions is crucial for monetary policy decisions. Since GDP figures are available with a significant delay, Nowcasting techniques, which allow for an immediate perception of the economic cycle, have been increasingly adopted by central banks. We develop an exercise of GDP growth Nowcast using two approaches: bridge equations and factor models. Both methods improve the predictive capacity compared to an AR(1) benchmark. Additionally, the Nowcast based on a factor model surpasses the predictive ability generated by bridge equations. Finally, using the Giacomini and White (2004) test we confirm that these differences in predictive capacity are statistically significant.

JEL: C22, C53, E37.

Keywords: bridge equations, dynamic factor models, nowcasting.

I. Introducción

Disponer de información temprana acerca de las condiciones cíclicas de la economía es clave para la toma de decisiones de política económica. Nuestro conocimiento sobre el estado actual de la economía es, sin embargo, bastante imperfecto, sobre todo porque el Producto Interno Bruto (PIB) —la principal fuente de información sobre la actividad económica— se publica en forma trimestral y con un retraso importante. Al mismo tiempo, un gran número de indicadores del ciclo están disponibles en frecuencias más altas (mensual o incluso diaria). El *Nowcasting* —definido como la predicción del presente, el futuro muy cercano y el pasado muy reciente (Giannone y Small, 2008; Banbura *et al.*, 2012)— ha demostrado ser una herramienta útil para superar el problema de contar con información valiosa a distintas frecuencias.

El *Nowcasting* —una contracción de los términos *now* (ahora) y *forecasting* (pronóstico)— es una técnica desarrollada principalmente en la meteorología que ha sido recientemente adoptada por la economía. En su aplicación a la economía, su mayor atractivo es el aprovechamiento de información valiosa contenida en un gran número de indicadores del ciclo económico disponibles en frecuencias altas —diaria o mensual— para producir estimaciones tempranas de una variable objetivo publicada en una frecuencia menor —trimestral—. Dichas estimaciones pueden ser actualizadas secuencialmente, a medida que nueva información está disponible. En los últimos años, la literatura de pronósticos ha desarrollado una serie de soluciones para hacer frente a este problema de frecuencia mixta. Estas técnicas incluyen combinaciones de modelos bivariados simples conocidas como ecuaciones puente o *bridge equations* (Kitchen y Mónaco, 2003; Drechsel y Maurin, 2008), modelos de factores (Stock y Watson, 2002, 2010), representaciones en el espacio-estado, VARs (Evans, 2005; Giannone, Reichlin y Small, 2005; Arouba, Diebold y Scotti, 2009) y *Mixed Data Sampling (MIDAS) equations* (Ghysels, 2004). Todas ellas han demostrado ser eficaces para anticipar la evolución de la actividad económica a corto plazo. Estos modelos suelen superar en capacidad predictiva a los modelos estadísticos univariados, sobre todo en periodos de alta volatilidad (Bell *et al.*, 2014).

En general los indicadores utilizados para la predicción del PIB son de dos clases: (i) *indicadores hard* —como la producción industrial y sus componentes, indicadores del mercado inmobiliario, de consumo y producción de energía y series de tiempo financieras y monetarias, como agregados monetarios y tasas

de interés— e (ii) *indicadores soft*, en su mayoría provenientes de encuestas que reflejan principalmente expectativas de los agentes sobre las condiciones económicas como, por ejemplo, los índices de confianza de los consumidores.

En el caso de Argentina, contar con predicciones anticipadas del PIB es particularmente importante, teniendo en cuenta que las cifras oficiales se publican alrededor de 10 semanas después de finalizado el trimestre. En este sentido, Camacho, Dal Bianco y Martínez-Martín (2015a y 2015b) realizan un ejercicio de *Nowcast* para Argentina (así como también de *backcast* y *forecast*) a través de un modelo de factores dinámicos en una representación en el espacio-estado (*state space*). En este trabajo, empleamos un amplio conjunto de indicadores diarios y mensuales del ciclo económico para realizar un ejercicio de pronóstico del crecimiento trimestral del PIB a través de modelos de factores y ecuaciones puente. Comparamos el desempeño del *Nowcast* proveniente de ambos modelos con un modelo *AR(1)* utilizado como referencia o *benchmark*. Adicionalmente, evaluamos la capacidad predictiva fuera de la muestra usando el test de Giacomini y White (2004).

El trabajo está organizado de la siguiente manera. El conjunto de datos y nuestro enfoque empírico se presentan en la sección II. La sección III describe los resultados obtenidos en el ejercicio de *Nowcast*. En la sección IV se evalúa la capacidad predictiva relativa de los dos *Nowcast* mediante el test de Giacomini y White (2004). Finalmente, la sección V concluye.

II. Nuestro ejercicio de *Nowcast*

Nuestro ejercicio consiste en la producción de estimaciones tempranas del crecimiento del PIB. El conjunto de datos inicial comprende 37 indicadores del ciclo económico, incluyendo desde datos financieros a recaudación impositiva, información desagregada sobre la producción industrial, encuestas de confianza del consumidor y ventas de automóviles, etc. El conjunto de datos utilizado se describe en el Cuadro 1. Las series se ajustaron estacionalmente (cuando fue necesario), fueron diferenciadas o se les restó su tendencia para hacerlas estacionarias y finalmente fueron transformadas en logaritmos. Empleando una muestra de estimación que comprende el período 1993:T1-2007:T4, nuestro ejercicio de *Nowcast* consiste en pronósticos *rolling* un trimestre adelante del

crecimiento del PIB. El período de pronóstico es 2008:T1-2014:T1 con una ventana de estimación de 64 trimestres.

Cuadro 1 / El conjunto de datos

Series	Frecuencia	Fuente	Grupo	Desest.	Estacionaria
1 Producción Nacional Automóviles - unidades	mensual	ADEFA	1	si	1ra dif
2 Exportación Automóviles - unidades	mensual	ADEFA	1	si	1ra dif
3 Ventas a Concesionarios - unidades	mensual	ADEFA	1	si	1ra dif
4 Ventas a Concesionarios vehículos nac. - unidades	mensual	ADEFA	1	no	1ra dif
5 Despachos provisorios de Cemento Portland	mensual	AFCP	1	si	1ra dif
6 Producción Hierro Primario	mensual	CIS	2	no	1ra dif
7 Producción Acero Crudo	mensual	CIS	2	si	1ra dif
8 Producción Total Laminados en caliente No Planos	mensual	CIS	2	si	1ra dif
9 Recaudación impuesto Ganancias (Total)	mensual	MECON	1	si	tend
10 Recaudación impuesto Ganancias (DGI)	mensual	MECON	1	si	tend
11 Recaudación impuesto Ganancias (Aduanas)	mensual	MECON	1	si	1ra dif
12 Recaudación IVA (Total)	mensual	MECON	1	si	tend
13 Recaudación IVA (DGI)	mensual	MECON	1	si	tend
14 Índice MERVAL - promedio mensual	diaria	MERVAL	1	no	1ra dif
15 Índice MERVAL - última observación mensual	mensual	MERVAL	1	no	1ra dif
16 Índice de Producción Industrial (IPI) - nivel general	mensual	Fiel	2	si	1ra dif
17 IPI - bienes de consumo no durables	mensual	Fiel	2	si	1ra dif
18 IPI - bienes de consumo durables	mensual	Fiel	2	si	1ra dif
19 IPI - bienes intermedios	mensual	Fiel	2	si	1ra dif
20 IPI - bienes de capital	mensual	Fiel	2	si	1ra dif
21 IPI - alimentos y bebidas	mensual	Fiel	2	si	1ra dif
22 IPI - cigarrillos	mensual	Fiel	2	no	1ra dif
23 IPI - insumos textiles	mensual	Fiel	2	si	1ra dif
24 IPI - pasta y papel	mensual	Fiel	2	si	1ra dif
25 IPI - combustible	mensual	Fiel	2	si	1ra dif
26 IPI - químicos y plásticos	mensual	Fiel	2	si	1ra dif
27 IPI - minerales no metálicos	mensual	Fiel	2	si	1ra dif
28 IPI - siderurgia	mensual	Fiel	2	si	1ra dif
29 IPI - metalmeccánica	mensual	Fiel	2	si	1ra dif
30 IPI - automóviles	mensual	Fiel	2	si	1ra dif
31 M2* Privado Nominal Amplio	diaria	BCRA	1	si	tend
32 Tasa de interés Plazo fijo 30 a 59 días Bcos. Privados	diaria	BCRA	1	no	1ra dif
33 Recaudación impuesto a Ingresos Brutos - CABA	mensual	Min. Hacienda CABA	2	si	1ra dif
34 Recaudación impuesto a Ingresos Brutos - Prov. BA	mensual	Min. Economía BSAS	2	no	1ra dif
35 Faena de aves (miles de cab.)	mensual	CEPA	2	si	1ra dif
36 Ventas de autos usados	mensual	CCA	1	si	1ra dif
37 Índice de Confianza de Consumidores (ICC)	mensual	UTDT	1	no	1ra dif

De acuerdo al momento de la publicación de las series, dividimos el conjunto de indicadores en dos grupos: aquellas series disponibles a menos de 10 días de finalizado cada mes (16 series), y aquellas que se publican con un retraso superior a 10 días y menor a 30 días (21 series). Siguiendo esta agrupación de las series, el *Nowcast* puede ser actualizado secuencialmente como se describe en el Cuadro 2 para obtener 6 estimaciones tempranas de crecimiento del PIB en cada trimestre.

Cuadro 2 / Ejemplo de actualización secuencial

Fecha	10/02/2013	28/02/2013	10/03/2013	31/03/2013	10/04/2013	30/04/2013	10/05/2013	31/05/2013	10/06/2013
<i>Datos Disponibles</i>									
Grupo 1 (16 series):	Ene-13	Ene-13	Feb-13	Feb-13	Mar-13	Mar-13	Abr-13	Abr-13	May-13
Grupo 2 (21 series):	Dic-12	Ene-13	Ene-13	Feb-13	Feb-13	Mar-13	Mar-13	Abr-13	Abr-13
Nowcast	I 2013	II 2013	II 2013	II 2013					
Comunicados Oficiales									Comunicado Oficial I 2013

II.1. Metodología

Utilizamos dos metodologías para llevar a cabo nuestro ejercicio de *Nowcasting*: (a) un modelo de factores y (b) ecuaciones puente. Posteriormente, comparamos la capacidad predictiva de cada uno de los métodos, tanto con un $AR(1)$ como entre sí. En la sección IV utilizamos el test de Giacomini y White para evaluar si estas diferencias en capacidad predictiva son estadísticamente significativas.

II.1.a. Modelo de factores

El *Nowcast* puede realizarse mediante la estimación de factores comunes a un gran conjunto de datos y posteriormente utilizando dichos factores como regresores del PIB (Giannone, Reichlin y Small, 2005). La idea detrás de este enfoque es que las variables en el conjunto de interés son impulsadas por algunos factores no observables.

Más concretamente, la covarianza entre un gran número n de series de tiempo con sus adelantos y rezagos puede ser representada por un número reducido de factores q no observados, con $n > q$. Las perturbaciones a estos factores podrían, en este contexto, representar *shocks* de oferta o de demanda agregada.

Por lo tanto, dado un vector de n series de tiempo mensuales estacionarias $x_t = (x_{1t}, \dots, x_{nt})'$, con $t=1, \dots, T$, el vector de n variables observables en el ciclo puede ser explicado por los rezagos distribuidos de q factores comunes latentes más (n) perturbaciones idiosincrásicas que pueden eventualmente estar correlacionadas serialmente.

$$X_{it} = \lambda_i(L)' f_t + u_{it} \quad (1)$$

Donde f_t es un vector $q \times 1$ de factores no observables, λ es un vector de polinomios de rezagos de los *dynamic factor loadings* de dimensión $q \times 1$ y u_{it} son perturbaciones idiosincrásicas que se suponen no correlacionadas con los factores (ni en adelantos ni rezagos), es decir $E(f_t u_{it}) = 0 \quad \forall i, s$.

El objetivo es entonces estimar $E(y_t / X_t)$ modelando y_t según:

$$y_t = \beta(L)' f_t + \gamma(L)y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

Si los polinomios de rezagos $\lambda_i(L)$ en (1) y $\beta(L)$ y $\gamma(L)$ en (2) son de orden finito p , Stock y Watson (2002a) muestran que los f factores pueden ser estimados usando la metodología de componentes principales.

Definiendo al PIB trimestral como el promedio de las observaciones mensuales latentes $y_t^Q = (y_t + y_{t-1} + y_{t-2})$ y estimando factores trimestrales f_t^Q de estas observaciones, es posible utilizar la siguiente ecuación para obtener estimaciones tempranas del PIB:

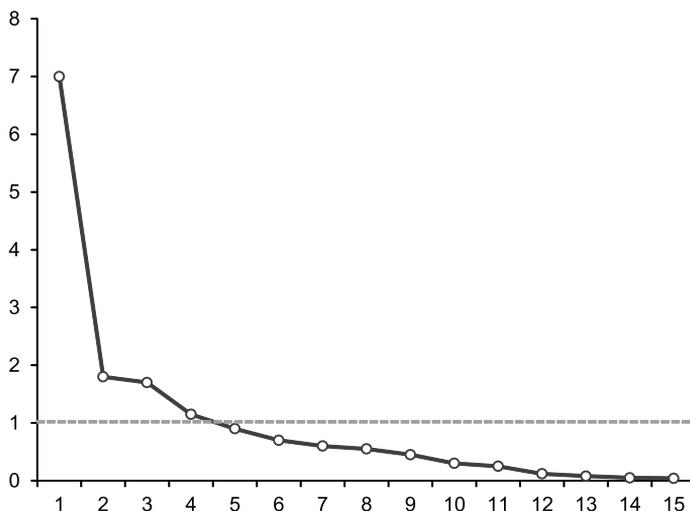
$$\hat{y}_t^Q = \beta(L)' f_t^Q + \gamma(L)y_{t-1}^Q \quad (3)$$

Para estimar el modelo de factores se procedió del siguiente modo. En primer lugar, se calculó el coeficiente de correlación de los n indicadores con el PIB y se seleccionaron aquellos con el comovimiento más fuerte (un coeficiente de correlación superior a 0,5). En base a este criterio se obtuvo un subconjunto de 15 indicadores del ciclo económico que fueron utilizados para estimar los factores comunes empleando la metodología de componentes principales.¹ Luego utilizamos el *scree plot* presentado en el Gráfico 1 para determinar el número de factores que se utiliza para estimar la ecuación (2).² Se observa que la proporción de la covarianza entre las series de tiempo consideradas explicada por los factores aumenta hasta adicionar el cuarto factor. Teniendo en cuenta esta información, se estimó la ecuación utilizando los cuatro primeros factores.

¹ El cuadro A.1 del Anexo muestra los indicadores seleccionados. También realizamos el ejercicio para la totalidad de las series, no cambiando de manera significativa las conclusiones del ejercicio. Los resultados del mismo están disponibles para quien los requiera.

² Desarrollado por R. B. Cattel en "The scree test for the number of factors", *Multivariate Behav. Res.* 1, pp. 245-76, 1966. University of Illinois, Urbana-Champaign, ILI.

Gráfico 1 / Scree plot – autovalores ordenados



II.1.b. Ecuaciones puente (Bridge equations)

Este es el método más simple y más antiguo de *Nowcasting* (Drechsel y Maurin, 2008). La aplicación de este método requiere de "pre-filtrar" previamente las series de alta frecuencia para que coincidan con la frecuencia de la variable objetivo (PIB): promediando (stocks), sumando (flujos) o seleccionando la última observación. Optamos por agregar los datos diarios y mensuales a la frecuencia trimestral utilizando promedios (dando así implícitamente a cada observación el mismo peso) para obtener en el caso de datos diarios:

$$X_t^Q = \frac{X_{N_D,t}^D + X_{N_D-1,t}^D + \dots + X_{1,t}^D}{N_D} \tag{4}$$

Luego, el método consiste en estimar modelos bivariados autorregresivos de rezagos distribuidos para cada uno de los indicadores del ciclo.

$$Y_t^Q = \alpha_0 + \sum_{i=1}^4 \alpha_i Y_{t-i}^Q + \sum_{i=0}^4 \beta_i X_{jt-i}^Q + u_t \tag{5}$$

Donde Y es el crecimiento del PIB real y X_j corresponde al $j^{ésimo}$ indicador calculado en una frecuencia trimestral para hacerlo homogéneo con el PIB.

Los modelos fueron especificados para garantizar residuos ruido blanco, homocedásticos y distribuidos normalmente.³

Los pronósticos de los indicadores individuales pueden ser agregados usando diferentes criterios de ponderación para obtener un pronóstico único del PIB (Y_t^0) para el período corriente. Los pesos se basan en la capacidad predictiva fuera de la muestra, medida a través de, por ejemplo, el error cuadrático medio o su raíz (*RMSE*; por sus siglas en inglés). Construimos el pronóstico asignando ponderaciones que son inversamente proporcionales al *RMSE*:⁴

$$w_i = \frac{m_i^{-1}}{\sum_{j=1}^n m_j^{-1}}, \text{ donde } m_i = \sqrt{\frac{\sum_{t=T+1}^{T+h} (\hat{y}_{i,t} - y_t)^2}{h}} \quad (6)$$

Algunos inconvenientes de esta metodología han sido mencionados en la literatura de *Nowcasting*: la posible pérdida de información relevante por el proceso de agregación aplicado (que no incorpora información sobre el *timing* de las innovaciones que tienen lugar en una frecuencia más alta), el problema de multicolinealidad que puede surgir al combinar las ecuaciones, y la imposibilidad de cuantificar una noticia o sorpresa basándose en el modelo. Además, los modelos de *Nowcast* que usan ecuaciones puente normalmente emplean una larga serie histórica de datos y no siempre responden rápidamente a nueva información o quiebres. Adicionalmente estos modelos, al incorporar rezagos de las variables dependiente e independientes, pueden tener una fuerte dependencia de los valores pasados de estas variables, lo que afecta su capacidad predictiva en períodos inestables. Conviene aclarar, no obstante, que tratamos de solucionar estos problemas utilizando ventanas móviles y realizando una estimación de los modelos lo más parsimoniosa posible.

III. Resultados

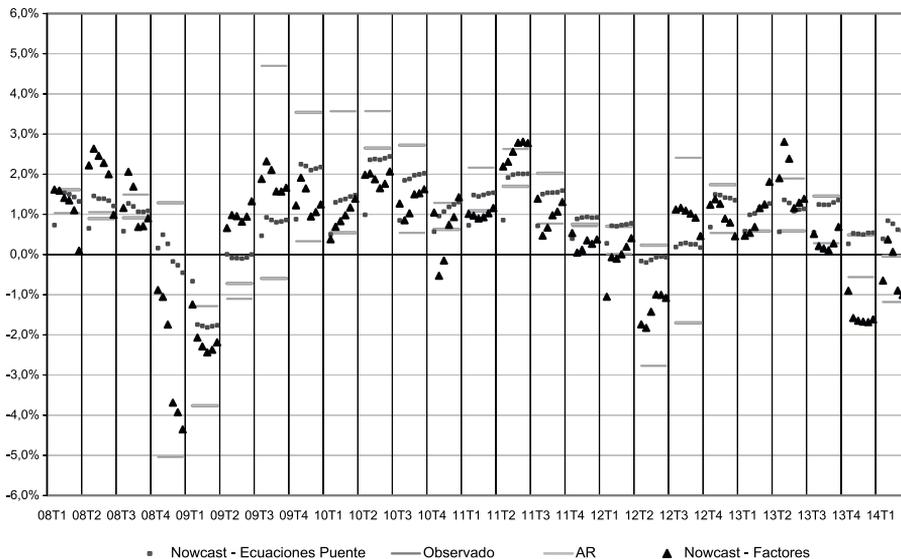
En esta sección presentamos los resultados de los ejercicios de *Nowcasting* utilizando los dos métodos descritos anteriormente: un modelo de factores y ecuaciones puente. En ambos casos, utilizamos en la estimación ventanas móviles de 64 trimestres. El Gráfico 2 muestra los pronósticos de crecimiento del PIB

³ La especificación de los modelos se presenta en el cuadro A.2 del Anexo.

⁴ Una característica importante de los pesos empleados es que no son variables en el tiempo. Agendas de investigación futuras incluyen la exploración de esquemas de ponderación variables en el tiempo.

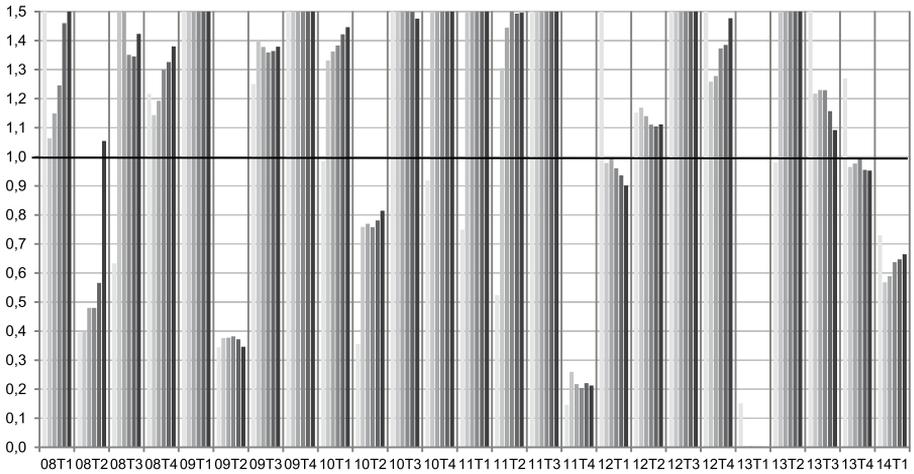
secuencialmente actualizados (a un paso o trimestre adelante). Los resultados de ambos ejercicios se comparan con un modelo *AR (1)* del crecimiento del PIB para el mismo trimestre. Se puede observar que ambos *Nowcasts* tienen mejor capacidad predictiva que el *benchmark* en la mayoría de los trimestres. Además, el modelo de factores parece tener una capacidad predictiva sistemáticamente superior a la de la metodología de ecuaciones puente, particularmente en la última parte del período de pronóstico.

Gráfico 2 / Performance del Nowcast



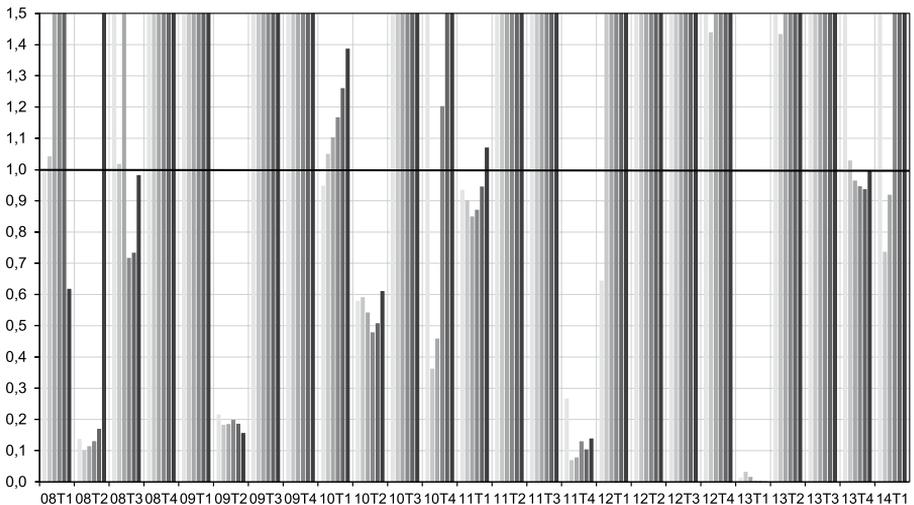
El paso siguiente es comparar la capacidad predictiva del *Nowcast* con factores y con ecuaciones puente con la del benchmark *AR (1)*. En los gráficos 3 y 4 se presenta el ratio entre la raíz del error medio cuadrático (RMSE) de cada uno de los métodos de *Nowcast* y el *AR(1)*. Los resultados muestran que ambos *Nowcast* superan al *AR (1)* en capacidad predictiva (en 66% de los casos el *Nowcast* con ecuaciones puente y en 67% en el caso del modelo de factores).

Gráfico 3 / Nowcast usando ecuaciones puente relativo al benchmark



Nota: un valor superior a 1 indica que el Nowcast con ecuaciones puente tiene una mejor capacidad predictiva.

Gráfico 4 / Nowcast usando modelo de factores relativo al benchmark

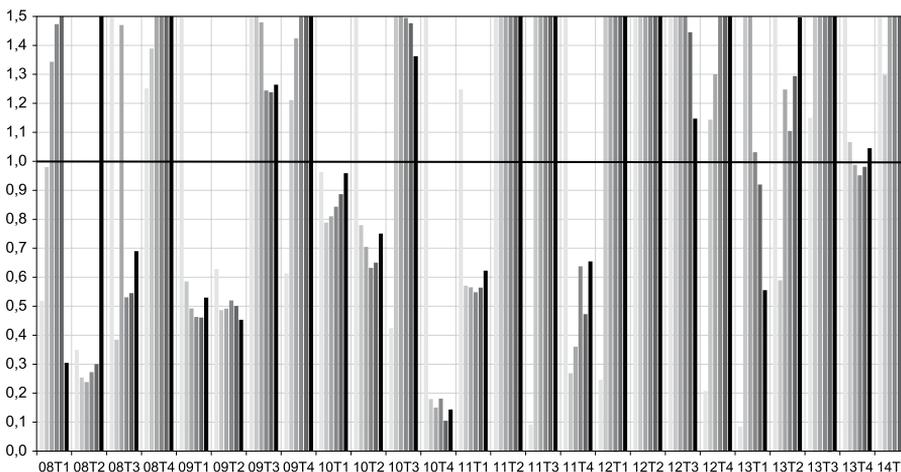


Nota: un valor superior a 1 indica que el Nowcast con factores tiene una mejor capacidad predictiva.

Dado que el *Modelo de Factores* parece tener una mejor capacidad predictiva que el *Nowcast* usando ecuaciones puente (Gráfico 5), comparamos también los RMSE de las predicciones generadas utilizando ambos métodos. Los resultados

confirman nuestra presunción: las predicciones obtenidas a partir del modelo de factores superan a las obtenidas con ecuaciones puente en el 59% de los casos.

Gráfico 5 / Nowcast usando ecuaciones puente relativo a Nowcast usando modelo de factores



Nota: un valor superior a 1 indica que el Nowcast con Factores tiene una mejor capacidad predictiva.

IV. Evaluación de capacidad predictiva

Para evaluar si las diferencias en capacidad predictiva encontradas en la sección anterior son estadísticamente significativas usamos el test de Giacomini y White (2004). El enfoque de Giacomini y White difiere del propuesto por Diebold y Mariano (1995) y West (2003) en que se basa en expectativas condicionales mientras que los otros lo hacen en aquellas que no lo son. En este sentido, el test de Giacomini y White se centra en encontrar el mejor método de pronóstico para el futuro más próximo. Esta metodología es relevante cuando el objetivo es encontrar modelos con buena capacidad predictiva en lugar de evaluar la validez de algún modelo condicional.⁵

El test tiene varias ventajas: (i) refleja el efecto de la incertidumbre en la estimación sobre la performance relativa de pronóstico, (ii) es útil para pronósticos basados tanto en modelos anidados como no anidados, (iii) puede ser utilizado para una amplia gama de métodos de estimación en modelos paramétricos y (iv)

⁵ Ver Pincheira (2006) para una buena descripción y aplicación del test.

es relativamente simple de ser computado. Utilizando la información más reciente, este método permite seleccionar el mejor pronóstico para el futuro cercano.

La metodología de Giacomini y White consiste en evaluar predicciones a través de ventanas móviles. Es decir, usando las R observaciones de la muestra disponibles en el momento t , se obtienen estimaciones de y_t que se utilizan para generar pronósticos τ pasos adelante. El test supone que hay dos métodos, f_{Rt} y g_{Rt} para generar pronósticos de y_t utilizando el conjunto de información disponible \mathcal{F}_t . Se asume que los modelos utilizados son paramétricos:

$$f_{Rt} = f_{Rt}(\hat{\gamma}_{R,t})$$

$$g_{Rt} = g_{Rt}(\hat{\theta}_{R,t})$$

Se genera un total de P_n pronósticos que satisfacen $R + (P_n - 1) + \tau = T + 1$. Los pronósticos se evalúan utilizando una función de pérdida, $L_{t+\tau}(y_{t+\tau}, f_{R,t})$ que depende tanto de la realización de los datos como de los pronósticos. La hipótesis a contrastar es:

$$H_0 : E[h_t(L_{t+\tau}(y_{t+\tau}, f_{R,t}) - L_{t+\tau}(y_{t+\tau}, g_{R,t})) | \mathcal{F}_t] = 0$$

o alternativamente,

$$H_0 : E[h_t \Delta L_{t+\tau} | \mathcal{F}_t] = 0 \quad \forall t \geq 0$$

para cualquier función h_t en \mathcal{F}_t .

En la práctica, el test consiste en realizar una regresión de las diferencias en las funciones de pérdida contra una constante y evaluar su significatividad utilizando el estadístico t convencional para la hipótesis nula de un coeficiente igual a 0 (en el caso de $\tau=1$). Cuando τ es mayor que uno, los errores estándar se calculan utilizando el estimador de covarianzas de Newey-West, que permite la presencia de heterocedasticidad y autocorrelación residual.

Los resultados de aplicar el procedimiento de Giacomini y White para evaluar capacidad predictiva de los dos métodos de *Nowcast* se muestran en el Cuadro 3. Se puede observar que ambas metodologías superan al AR (1) (las diferencias son significativas al 1% en ambos casos). Teniendo en cuenta los resultados de

la sección anterior, también realizamos el test para comparar la capacidad de predicción relativa de ambos métodos. Los resultados indican que el *Nowcast* utilizando factores supera a la metodología de ecuaciones puente al 5%. Por último, si restringimos la muestra al período 2012:T1-2014:T1 la diferencia en capacidad predictiva es significativa al 1%. Este resultado es interesante debido a que este último período incluye un punto de inflexión, que suele ser difícil de capturar al utilizar modelos estadísticos que se basan en observaciones pasadas.

Cuadro 3 / Resultados del test de Giacomini y White

<i>Muestra 2008-2014 (N=150)</i>		
	Estadístico t	p-value
Nowcast Ecuaciones Puente vs AR	3,390	0,001
Nowcast Factores vs AR	2,994	0,003
Nowcast Factores vs Nowcast Ec. Puente	2,057	0,042
<i>Muestra 2012-2014 (N=53)</i>		
	Estadístico t	p-value
Nowcast Factores vs Nowcast Ec. Puente	3,322	0,002

IV. Conclusiones

La toma de decisiones de política monetaria requiere contar con información contemporánea de las condiciones cíclicas de la economía. Sin embargo, en la práctica, el Producto Interno Bruto (PIB) —publicado trimestralmente y con un rezago de aproximadamente 10 semanas— sigue siendo la principal fuente de información sobre la actividad económica en Argentina.

El *Nowcasting* —definido como la predicción del presente, el futuro muy cercano y el pasado muy reciente— podría ser útil para superar este problema. Sin embargo, el uso de indicadores del ciclo implica trabajar con series disponibles en diferentes frecuencias. En los últimos años, la literatura de pronóstico ha desarrollado una serie de soluciones para hacer frente a este problema de frecuencias mixtas (*mixed-frequency problem*). En este trabajo se desarrolla un ejercicio *Nowcast* de crecimiento del PIB utilizando dos de estas metodologías: ecuaciones puente y modelos de factores.

Los resultados indican que ambas metodologías superan a un modelo AR (1) tomado como *benchmark* y que, además, el pronóstico del *Nowcast* utilizando factores funciona mejor que el pronóstico de un *Nowcast* usando ecuaciones

punte. Esto es cierto sobre todo en el último período, que corresponde a un punto de inflexión (*turning point*) en el PIB. El test de Giacomini y White confirma que estas diferencias en capacidad predictiva son estadísticamente significativas.

Referencias

- Andreou, E., E. Ghysels y A. Kourtellos (2012).** “Forecasting with Mixed-frequency Data”. Capítulo preparado para *Oxford Handbook on Economic Forecasting*, Clements, M. P. y D. F. Hendry (eds.).
- Angelini, E., G. Camba-Méndez, D. Gianonni, G. Rünstler y L. Reichlin (2008).** “Short-term Forecast of Euro Area GDP”, European Central Bank Working Paper N° 949.
- Armesto M. T., K. M. Engemann y M. T. Owyang (2010).** “Forecasting with Mixed Frequencies”, *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, Noviembre/Diciembre 2010, 92(6), pp. 521-36.
- Aruoba, S., F. Diebold y C. Scotti (2009).** “Real-Time Measurement of Business Conditions”, *Journal of Business and Economic Statistics* 27:4 (octubre), pp. 417-27.
- Banbura, M., D. Giannone, M. Modugno y L. Reichlin (2012).** “Nowcasting and the Real-time Data Flow”, ECARES documento de trabajo 2012-0026.
- Bell, V., L. Co, S. Stone y G. Wallis (2014).** “Nowcasting UK GDP”, Bank of England Quarterly Bulletin Q1.
- Camacho, M., M. Dal Bianco y J. Martinez-Martin (2015a).** “Towards a more Reliable Picture of the Economic Activity: An Application to Argentina”, *Economics Letters* 132 (2015), pp. 129-132.
- Camacho, M., M. Dal Bianco y J. Martinez-Martin (2015b).** “Short-Run Forecasting of Argentine Gross Domestic Product Growth”, *Emerging Markets Finance and Trade*, 51:3, pp. 473-485.
- Clark, T. y K. West, (2007).** “Approximately Normal Tests for Equal Predictive Accuracy in Nested Models”, *Journal of Econometrics*, Vol. 138, Issue 1, pp. 291-311.

Clements, M. y D. Hendry (2006). "Forecasting with Breaks", en *Handbook of Economic Forecasting*, Elliot, G., C. Granger y A. Timmermann (eds.), Cap. 12, Vol. 1, North-Holland.

Croushore, D. (2006). "Forecasting with Real-time Macroeconomic Data", en *Handbook of Economic Forecasting*, Elliot, G., C. Granger y A. Timmermann (eds.), Cap. 17, Vol. 1, North-Holland.

D'Amato, L., L. Garegnani y E. Blanco (2008). "Forecasting Inflation in Argentina: Individual Models or Forecast Pooling?", BCRA documento de trabajo N° 35.

Diebold, F. y R. S. Mariano (1995). "Comparing Predictive Accuracy", *Journal of Business & Economic Statistics*, N° 13, pp. 253-263.

Drechsel, K. y L. Maurin (2008). "Flow of Conjunctural Information and Forecast of Euro Area Economic Activity", ECB WP N° 925, agosto.

Froni, C. y M. Marcellino (2013). "A Survey of Econometric Methods for Mixed-Frequency Data", EUI Working Paper ECO 2013/02.

Giacomini, R. y H. White, (2004). "Tests of Conditional Predictive Ability", *Econometrica*, Vol. 74 N° 6, pp. 1545-1578.

Giannone, D., L. Reichlin y D. Small (2005). "Nowcasting GDP and Inflation: The Real Time Informational Content of Macroeconomic Data Releases", *CEPR Discussion Papers* 5178, C.E.P.R. Discussion Papers.

Giannone, R. y D. Small (2008). "Nowcasting: The Real-time Informational Content of Macroeconomic Data", *Journal of Monetary Economics* 55 (2008), pp. 665-676.

Ghysels, E., P. Santa-Clara y R. Valkanov (2004). "The MIDAS Touch: Mixed Data Sampling Regression Models", CIRANO Working Papers 2004s-20.

Granger, C. y R. Ramanathan (1984). "Improved Methods of Forecasting", *Journal of Forecasting*, Vol. 3, pp. 197-204.

Hendry, D. y M. Clements, (2002). "Pooling of Forecasts", *Econometrics Journal*, Vol. 5, pp. 1-26.

Kitchen, J. y R. Monaco (2003). "Real-Time Forecasting in Practice", Business Economics, Department of the US Treasury, octubre.

Marcellino, M. (2002). "Forecasting Pooling for Short Time Series of Macroeconomic Variables", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* N° 66, pp. 91-112.

Pincheira, P. (2006). "Conditional Evaluation of Exchange Rate Predictive Ability in Long Run Regressions", Central Bank of Chile, Working Paper N° 378.

Rünstler, G. y F. Sédillot (2003). "Short-term Estimates of Euro Area Real GDP by Means of Monthly Data", European Central Bank Working Paper N° 276.

Stock, J. y M. Watson (2002). "Macroeconomic Forecasting Using Diffusion Indexes", *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 20, pp. 147-162.

Stock, J. y M. Watson (2006). "Forecasting with Many Predictors", en *Handbook of Economic Forecasting*, Elliot, G., C. Granger y A. Timmermann (eds.), Cap. 10, Vol. 1, North-Holland.

Timmermann A. (2006). "Forecast Combination", en *Handbook of Economic Forecasting*, Elliot, G., C. Granger y A. Timmermann (eds.), Cap. 4, Vol. 1, North-Holland.

Watson, M. (2001). "Macroeconomic Forecasting Using Many Predictors", en *Advances in Economics and Econometrics: Theory and Applications*, Eight World Congress, Vol. III, Cap. 3, Econometric Society.

West, K. (2006). "Forecast Evaluation", en *Handbook of Economic Forecasting*, Elliot, G., C. Granger y A. Timmermann (eds.), Cap. 3, Vol. 1, North-Holland.

Anexo A

Cuadro A.1 / Series seleccionadas para el modelo de factores: correlaciones con el PIB

Serie N°	Correlación con crec. PIB	Orden
16	0,7803	1
5	0,7612	2
20	0,7599	3
27	0,7053	4
1	0,6948	5
30	0,6896	6
18	0,6165	7
37	0,5644	8
36	0,5628	9
35	0,5607	10
21	0,5479	11
29	0,5385	12
19	0,5371	13
17	0,5058	14
4	0,5011	15
3	0,4654	16
11	0,4236	17
23	0,4163	18
7	0,4147	19
24	0,4131	20
8	0,4107	21
28	0,4047	22
2	0,4006	23
14	0,3765	24
26	0,2917	25
31	0,2288	26
15	0,2222	27
9	0,1695	28
10	0,1659	29
6	0,1614	30
25	0,1483	31
12	0,1457	32
13	0,0581	33
33	0,0191	34
34	0,0144	35
22	-0,1035	36
32	-0,1322	37

Cuadro A.2 / Especificación de los modelos utilizados en ecuaciones puente

Serie N°	lag en dependiente	independiente	Dummies incluidas (año trimestre)
1	no	t	D032,D021,D014,D031,D092
2	no	t	D014,D021,D002,D092,D012,D084
3	no	t, t-1	D013,D014,D021,D084,D042
4	no	t, t-1	D993,D013,D014,D021,D084
5	t-1	t	D093,D084,D013
6	t-1	t	D014,D013,D084
7	t-1	t	D952,D014,D021,D084,D013,D951
8	t-1	t	D952,D013,D014,D021,D084
9	t-1	t	D014,D021,D084,D013
10	t-1	t, t-3	D084,D093,D013,D014,D042
11	t-1	t	D013,D08,D093,D042
12	t-1	t, t-1	D084,D031,D952
13	t-1	t, t-1	D952,D013,D084,D093,D031,D001
14	t-1	t, t-1, t-2	D021,D952,D094
15	t-1	t, t-1	D013,D021,D043,D084,D094,D042,D002
16	no	t, t-1	D013,D014,D092
17	t-1	t	D013,D014,D093,D952,D084,D031
18	no	t, t-1	D092,D023,D034,D024,D012,D021,D084
19	t-1	t	D013,D092,D951,D992,D042
20	no	t	D014,D021,D002
21	t-1	t	D013,D084,D093,D014,D952
22	t-1	t-1	D013,D014,D043,D084,D093,D951
23	t-1	t	D084,D013,D031,D014,D952
24	t-1	t	D013,D084,D014,D952
25	t-1	t-1	D084,D014,D013,D952,D021
26	t-1	t	D013,D084,D014,D042,D093
27	t-1	t	D084,D993,D093,D013,D951
28	t-1	t	D014,D021,D952,D102,D013,D084,D031
29	t-1, t-2	t	D014,D084,D093,D022,D103,D013
30	t-1	t	D094,D012
31	t-1	t	D084
32	t-1	t-1	D084
33	t-1	t, t-2	D013,D022,D084,D093
34	t-1	t	D084
35	t-1	t	D013,D084,D014,D093
36	t-1	t	D084,D013,D093,D021,D014
37	no	t	D014,D084,D013,D093,D031,D021

Exportaciones de Argentina y Brasil bajo el Sistema Generalizado de Preferencias

Facundo Albornoz

IIEP-CONICET y University of Nottingham

Irene Brambilla

UNLP y CONICET

Pablo Garriga*

UNLP y Brown University

Resumen

En este trabajo investigamos el impacto del Sistema Generalizado de Preferencias implementado por Estados Unidos sobre las exportaciones de Argentina y de Brasil. Nuestra evidencia indica que el SGP incrementó las exportaciones de estos países hacia Estados Unidos, tanto en las cantidades exportadas (margen intensivo) como en el hecho de que un producto sea exportado o no (margen extensivo). El efecto, sin embargo, es más importante cuanto más ventajoso es el beneficio respecto al nivel inicial de aranceles. Mostramos también que la cancelación del SGP conlleva caídas en las exportaciones. Este hallazgo señala que la ventaja otorgada por SGP no se manifiesta en mejoras competitivas que hagan redundante su existencia. Asimismo, encontramos que los productos incluidos en el SGP aumentan sus exportaciones en otros destinos, especialmente en la OECD; región con mercados similares al de los Estados Unidos. Este resultado sugiere ventajas asociadas con mayor actividad y experiencia en mercados de países avanzados como el de Estados Unidos. Finalmente, observamos que el SGP promueve exportaciones de los bienes favorecidos a expensas de bienes similares no incluidos en el acceso preferencial. Este resultado reduce, al menos parcialmente, el efecto pro-exportaciones del SGP y pone en evidencia desvíos

* Las opiniones vertidas en el presente trabajo son de los autores y no se corresponden necesariamente con las del BCRA o sus autoridades. Email: facundo.albornoz@nottingham.ac.uk, irene.brambilla@econo.unlp.edu.ar, pablo.garriga@econo.unlp.edu.ar.

potenciales de comercio, incluso para un mismo país exportador, que estos programas pueden generar.

Clasificación JEL: F13, F14.

Palabras clave: exportaciones, Sistema Generalizado de Preferencias, SGP.

Exports of Argentina and Brazil under the Generalized System of Preferences

Facundo Albornoz

IIEP-CONICET, University of Nottingham

Irene Brambilla

UNLP, CONICET

Pablo Garriga

UNLP, Brown University

Summary

In this paper we investigate the impact of the Generalized System of Preferences implemented by the United States on exports of Argentina and Brazil. Our evidence indicates that the GSP increased exports from these countries to the United States, both in export quantities (intensive margin) and the fact that a product is exported or not (extensive margin). The effect, however, is more important the more advantageous is the benefit from the initial level of tariffs. We also show that the cancellation of the GSP involves falls in exports. This finding indicates that the advantage conferred by GSP does not manifest itself in competitive improvements that make redundant their existence. We also find that the products included in the GSP increase its exports in other destinations, especially in the OECD; region similar to the United States market. This result suggests advantages associated with increased activity and experience in markets in advanced countries such as the United States. Finally, we note that the GSP promotes exports of goods favored at the expense of similar goods not included in the preferential access. This result reduces, at least partially, the effect pro-GSP exports and highlights potential trade diversion, even for the same exporting country, these programs can generate.

JEL: F13, F14.

Keywords: exports, Generalized System of Preferences, GSP.

I. Introducción

Estados Unidos otorga acceso preferencial (sin aranceles) a ciertos productos que provienen de países en desarrollo. Desde 1974, tal política se canaliza principalmente a través del Sistema Generalizado de Preferencias (SGP) e incluye a Argentina y Brasil como beneficiarios. Sorprendentemente, no existe un análisis sistemático sobre su relevancia e impacto en estos países. Este trabajo responde a tal carencia al evaluar el efecto del SGP sobre las exportaciones argentinas y brasileñas tanto a Estados Unidos como al resto del mundo.

El SGP es el instrumento principal de un conjunto de medidas implementadas por países avanzados para facilitar exportaciones de ciertos países en desarrollo. El supuesto subyacente es que aumentar las exportaciones promueve la industrialización y acelera el crecimiento económico. Su implementación, sin embargo, deja dudas sobre sus posibilidades de éxito. Los criterios de selección de países y productos involucrados son arbitrarios y pueden cambiar en el tiempo (Ornelas, 2016; Blanchard y Hakobyan, 2015; y Hakobyan, 2014). De hecho, una crítica obvia al SGP es que perjudica a aquellos países en desarrollo excluidos vía desvío de comercio (Ornelas, 2016). Además, el SGP exige reglas de origen que imponen costos administrativos adicionales; reduciendo por ello las ventajas del acceso preferencial. Más aún, la imposición de reglas de origen desalienta las exportaciones de bienes con alto contenido importado perjudicando, por ejemplo, a aquellos productos integrados en cadenas de valor. Más allá de estas dificultades, la influencia del SGP en el comercio de los países favorecidos es importante. Para los casos de Argentina y Brasil, las exportaciones a Estados Unidos que utilizan el privilegio que otorga el SGP alcanzan 33 y 39% respectivamente. Esto equivale a alrededor del 6% del valor total exportado en 2012 para ambos países.

Para evaluar el efecto del SGP en Argentina y Brasil, el primer paso consistió en construir un panel de exportaciones de Argentina y Brasil a Estados Unidos y al resto del mundo, y compilar aranceles a las importaciones de Estados Unidos compuesto por 4.993 líneas arancelarias a seis dígitos del Sistema Armonizado durante el período comprendido entre los años 1996 y 2013. Esta base de datos permite estimar el efecto sobre las exportaciones a Estados Unidos y otros destinos que tiene para un producto el beneficio de entrada preferencial otorgado por el SGP. Nuestros resultados indican que el SGP se asocia positivamente con las exportaciones de Argentina y Brasil hacia Estados Unidos, tanto en las

cantidades exportadas (margen intensivo) como en el hecho de que un producto sea exportado o no (margen extensivo). Mostramos, sin embargo, que tal efecto es más importante cuanto más ventajoso sea el beneficio respecto al nivel inicial de aranceles.

Asimismo, nuestro análisis explota la cancelación del SGP para ciertos productos. Nuestros resultados indican que una vez cancelado el tratamiento preferencial, los productos disminuyen sus exportaciones de manera significativa. Esta evidencia puede reflejar que las ventajas que el SGP otorga no se manifiestan en mejoras de competitividad que persistan más allá de su implementación.

El impacto del SGP puede ir más allá de su efecto directo sobre las exportaciones a Estados Unidos de los productos beneficiados. Nuestro análisis incluye explorar dos posibles externalidades asociadas con el SGP: exportaciones a otros destinos de productos incluidos en el SGP y exportaciones a Estados Unidos de productos similares a aquellos que se benefician del SGP. Encontramos que los productos incluidos en el SGP aumentan sus exportaciones en otros destinos, especialmente en la OECD; región con mercados similares al de los Estados Unidos. Este resultado sugiere ventajas asociadas con mayor actividad y experiencia en mercados de países avanzados como el de Estados Unidos. Finalmente, observamos que el SGP promueve exportaciones de los bienes favorecidos a expensas de bienes similares no incluidos en el acceso preferencial. Este resultado reduce, al menos de manera parcial, el efecto del SGP sobre las exportaciones de los países favorecidos.

El interés de nuestro trabajo va más allá del caso de Argentina o Brasil. La literatura internacional sobre el impacto del SGP es escasa y dista de dar respuestas definitivas.¹ Las dificultades para evaluar el impacto de mejores oportunidades exportadoras se agravan en el caso del SGP. Los resultados hasta ahora son apenas incipientes. De hecho, no es siquiera un hecho validado empíricamente que el SGP promueva el comercio internacional (Ornelas, 2016). El estudio del impacto del SGP sobre las exportaciones comienza accidentalmente en Rose (2004), quien utiliza el SGP como un control para medir el impacto sobre las exportaciones de un país de pertenecer a la Organización Mundial del Comercio. Rose (2004) encuen-

¹ Parte del problema es inmanente a la ambición de establecer empíricamente una relación causal entre distintas formas de apertura comercial y crecimiento económico. Tal cual argumentan Rodríguez y Rodrik (2000), Hallak y Levinsohn (2008) y, más recientemente, Estevadeordal y Taylor (2013), los esfuerzos por identificar el efecto de la reducción de tarifas sobre el crecimiento económico no son convincentes y están condenados a problemas de identificación difíciles de superar.

tra que beneficiarse del SGP duplica el monto exportado. Chang y Lee (2012) y Tomz *et al.* (2007) ajustan la metodología empleada en Rose (2004) pero encuentran efectos similares. Subramanian y Wei (2007) señalan que tal efecto positivo se restringe a ciertos sectores y que puede incluso devenir en negativo en otros. Asimismo, Liu (2009) muestra que el efecto positivo del SGP es condicional al modelo econométrico utilizado. En suma, la literatura empírica falla en establecer de manera convincente el efecto del SGP sobre los flujos de comercio. Nuestro trabajo aporta nueva evidencia y destaca como aspectos novedosos la sensibilidad del impacto del SGP al nivel inicial de tarifas, y la posibilidad de externalidades positivas hacia otros destinos y negativas sobre otros productos.

Otros trabajos en esta literatura sobre el SGP estudian el efecto posterior a la cancelación de la entrada preferencial. El SGP estipula que ciertos países pueden quedar excluidos de exportar productos al alcanzar ciertos umbrales de exportación que definirían una Limitación de Necesidad Competitiva (LNC). Hakobyan (2014) estudia el impacto de exclusiones del SGP bajo esta regla y encuentra que la exclusión provoca una caída significativa en las exportaciones afectadas. Ello se debe a que estas exportaciones son reemplazadas por otras provenientes de otros países, contradiciendo así el espíritu de la LNC. Nuestro hallazgo va en la misma dirección, incluso si la cancelación difiere en sus motivos.

El resto del trabajo está organizado de la siguiente manera. En la sección II se realiza una reseña del funcionamiento del SGP. Luego, se describen las fuentes de datos y se presentan las estadísticas descriptivas. En la sección III se explica la estrategia de estimación a utilizar y se reportan los resultados de las estimaciones. Finalmente, en la sección IV, se realizan los comentarios finales y se concluye.

II. EL SGP para Argentina y Brasil

En esta sección describimos el SGP (II.1), presentamos los datos a ser utilizados (II.2) y discutimos su relevancia para las exportaciones de Argentina y Brasil (II.3).

II.1. Aspectos generales

Los Acuerdos de Comercio Preferencial tienen por objeto fomentar el crecimiento económico de países en vías de desarrollo, promoviendo la industrialización

de sus economías a partir de un tratamiento tarifario preferencial que permita un incremento en la cantidad y variedad de las exportaciones. En la actualidad Australia, Bielorrusia, Canadá, Estados Unidos, Islandia, Japón, Kazajistán, Noruega, Nueva Zelanda, Rusia, Suiza, Turquía y la Unión Europea cuentan con sus propias versiones del SGP. Si bien estos programas no son idénticos, comparten ciertas características. La idea general consiste en que cada país benefactor otorga exenciones o reducciones tarifarias a aquellos países en desarrollo que cumplan con los requisitos de participación del programa. No todas las exportaciones participan, en su mayoría se trata de manufacturas y algunos productos agrícolas.

Este trabajo se concentrará en el SGP de los Estados Unidos, que es uno de los principales socios comerciales de la Argentina y de Brasil. Este acuerdo se encuentra vigente desde 1976, cuenta en la actualidad con 123 países beneficiarios y más de 3.500 productos elegibles, que representan aproximadamente un tercio del total de artículos importados por los Estados Unidos. Durante los últimos 20 años Argentina y Brasil se han ubicado siempre entre los países que más exportan dentro del SGP. Por ejemplo, en el año 2012 (año previo a la suspensión de Argentina del programa), ingresaron a Estados Unidos cerca de 20.000 millones de dólares en productos beneficiarios del SGP. Las exportaciones de Brasil significaron 2.300 millones, un 12% del total, ubicándolo como el tercer país con mayores exportaciones dentro del SGP. Por su parte las exportaciones de Argentina ascendieron a 220 millones, un 1% del total, ubicando al país como el décimo en importancia relativa dentro del SGP.

Para participar del programa se debe cumplir con una serie de requisitos de elegibilidad que llevan a que en la práctica sólo determinados países en desarrollo y ciertos productos queden eximidos del pago de impuestos y derechos aduaneros. Los criterios que rigen el procedimiento de selección se encuentran establecidos en la “*Trade Act*” que determina qué países y productos resultarán “*elegibles*”.² En ese orden, inicialmente se fijan una serie de condiciones que detallan cuáles países podrán participar y cuáles no. Por ejemplo, se excluyen de este beneficio a: países desarrollados, países que violen derechos de propiedad de ciudadanos o corporaciones estadounidenses, países que no respeten derechos del trabajador o que no demuestren intenciones de eliminar el trabajo infantil y países que no protejan los derechos de propiedad intelectual. En cuanto a los países estudiados por este trabajo, Argentina fue removida

² Ley promulgada en el año 1974, sujeta a sucesivas enmiendas.

en dos oportunidades de acuerdo a estos lineamientos: en el año 1997 recibió una sanción parcial por violar derechos de propiedad intelectual y en 2012 fue completamente removida por no cumplir con resoluciones arbitrales en favor de Estados Unidos.^{3,4}

Los productos también deben cumplir con ciertas condiciones para poder participar: serán elegibles si cumplen con los requisitos de contenido local (al menos el 35% de su valor debe corresponder a componentes fabricados localmente), si no forman parte de un grupo de importaciones consideradas “sensibles” para el mercado estadounidense (las categorías más importantes dentro de este grupo son los artículos textiles, vestimenta y calzado, productos fabricados en acero), o si no son productos agrícolas sujetos a otras restricciones.

La mayoría de los cambios en el SGP se aplican en revisiones anuales, lo que lleva a que en la práctica se observe que el conjunto de productos que participa pueda variar sustancialmente año a año.

II.2. Datos

Utilizamos información del valor de las exportaciones de Argentina y Brasil por destino y por producto, y las preferencias arancelarias y los aranceles nación-más-favorecida de Estados Unidos también por producto, durante el período comprendido entre los años 1996 a 2013. Los datos de exportaciones provienen de la base COMTRADE de las Naciones Unidas. Los productos se definen a 6 dígitos del Sistema Armonizado y son en total 4.993. Los datos de aranceles y de participación en el Sistema General de Preferencias son de la Comisión de Comercio Internacional de Estados Unidos (United States International Trade Commission, USITC) y están definidos sobre productos a 10 dígitos. Ambas fuentes de datos son de libre acceso y están disponibles en plataformas digitales.

Los 6 primeros dígitos del sistema clasificatorio de Estados Unidos (HTS) corresponden al sistema armonizado y por lo tanto la base de preferencias y aran-

³ Proclamación Presidencial 6988 del 11 de abril de 1997. A modo de ejemplo, algunos de los productos removidos del programa fueron: polietilenos y vinilos; artículos de hierro, cobre y zinc; maquinarias de uso industrial; ciertos aparatos eléctricos.

⁴ Otro motivo de remoción de preferencias son las Limitaciones de Necesidad Competitiva (LNC), cotas máximas a las importaciones de cada producto exportado por un país, que al ser superadas excluyen del SGP al artículo que excede el umbral. La aplicación de la cláusula de LNC es infrecuente. Argentina, Brasil e India son los países con mayor número de exclusiones de productos por LNC (Blanchard y Hakobyan, 2015). Pese a esto, de las 58 mil líneas arancelarias (combinaciones año-producto) beneficiadas por el SGP entre Argentina y Brasil, solamente se registran 26 casos en los que se aplicó la cláusula de LNC (Blanchard y Hakobyan, 2015).

celes del USITC puede compatibilizarse al nivel de 6 dígitos con la base de exportaciones de COMTRADE.⁵ En el análisis empírico definimos un producto como una línea a 6 dígitos del Sistema Armonizado, por ejemplo: manzanas (080810), utensilios de cocina de plástico (392410), vestidos de punto de algodón (610442), automóviles con motor diesel de 1.500 a 2.500 cc. (870332).

Debido a que las preferencias arancelarias de Estados Unidos están definidas a 10 dígitos, puede ocurrir, y en la práctica ocurre con cierta frecuencia, que un producto a 6 dígitos esté compuesto por una combinación de productos a 10 dígitos beneficiarios y no beneficiarios del SGP. En el análisis econométrico adoptamos diferentes estrategias para definir la exposición al SGP de un producto a 6 dígitos que describimos en detalle más adelante.

II.3. SGP para Argentina y Brasil

El SGP es cuantitativamente relevante tanto para Argentina como para Brasil. El Cuadro 1 muestra que en el año 1996, de 1.268 y 1.990 productos a 6 dígitos exportados por Argentina y Brasil, un 28,2% y un 42,1% recibieron preferencias arancelarias en al menos una de sus líneas arancelarias a 10 dígitos. Estos productos a 6 dígitos explican 33,3% y 29,1% de las exportaciones totales a Estados Unidos.⁶ La fracción de productos que recibe preferencias es decreciente tanto para Argentina como para Brasil y en el año 2012 explica el 15,9% y 25,8% del número de productos y el 17,7% y 22,6% del valor total exportado.

La relevancia del SGP varía por industria. En el Gráfico 1 los productos a 6 dígitos están agrupados en 15 grandes grupos y se muestra para cada grupo qué fracción de productos a 6 dígitos recibe preferencias. En ambos países la mayor participación de preferencias arancelarias se da en Alimentos manufacturados, Plásticos y Goma, y Productos de Piedra y Vidrio, donde alrededor del 40% (60% en Plásticos y Goma en Brasil) de los productos a 6 dígitos recibe preferencias. Los grupos menos beneficiados son Productos Animales, Productos Minerales, Textiles, y Calzado, con menos del 10% de los productos sujetos a preferencias tanto en Argentina como en Brasil.

⁵ Tanto Argentina como Brasil tienen información disponible de exportaciones a 10 dígitos definidos utilizando la Nomenclatura Común del MERCOSUR (NCM). La NCM y el HTS tienen los 6 primeros dígitos en común pero difieren en los restantes 4 dígitos, por lo tanto para compatibilizar ambas bases de datos se hace necesario agregar a 6 dígitos. Esta información, por lo tanto, no ofrece ventajas con respecto a los datos a 6 dígitos del COMTRADE.

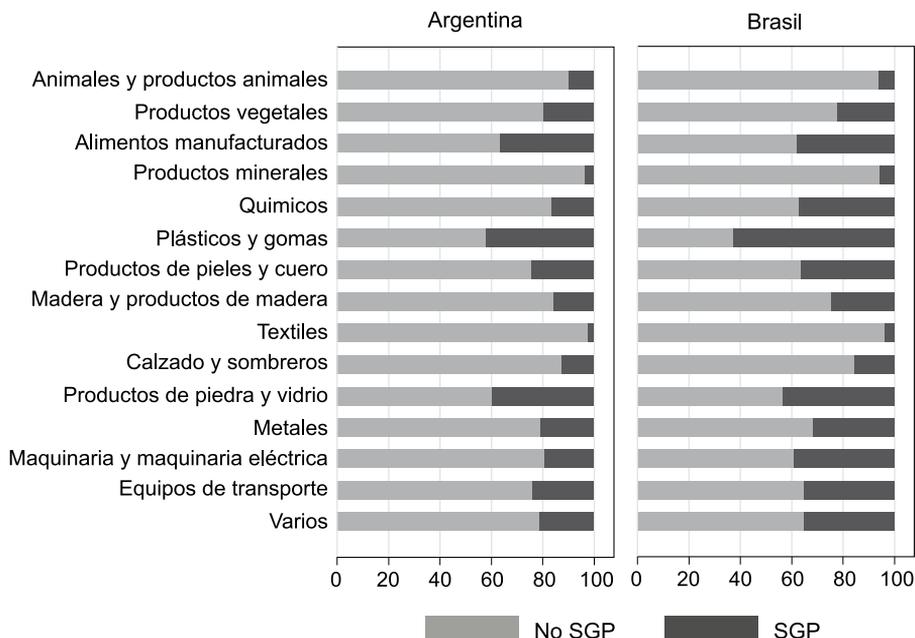
⁶ Es importante notar que esto no implica que el 33,3% y el 29,1% de las exportaciones recibieron de hecho preferencia.

Cuadro 1 / Exportaciones de Argentina y Brasil

	Argentina			Brasil		
	1996	2004	2012	1996	2004	2012
Todos los productos						
Valor FOB	1.973,9	3.079,5	2.824,1	9.258,8	16.946,1	18.349,0
Número de productos	1.268	1.993	1.427	1.990	2.987	2.673
Productos beneficiarios del SGP						
Valor FOB	657,9	562,5	499,3	2.697,5	4.244,2	4.145,8
	33,3%	18,3%	17,7%	29,1%	25,0%	22,6%
Número de productos	357	414	227	838	871	690
	28,2%	20,8%	15,9%	42,1%	29,2%	25,8%

Nota: Valor FOB en millones de USD de 1996; número de productos definidos a 6 dígitos. Productos beneficiarios del SGP indica que dentro del producto a 6 dígitos hay al menos una línea arancelaria a 10 dígitos que es beneficiaria del SGP.

Gráfico 1 / Productos a 6 dígitos beneficiarios del SGP

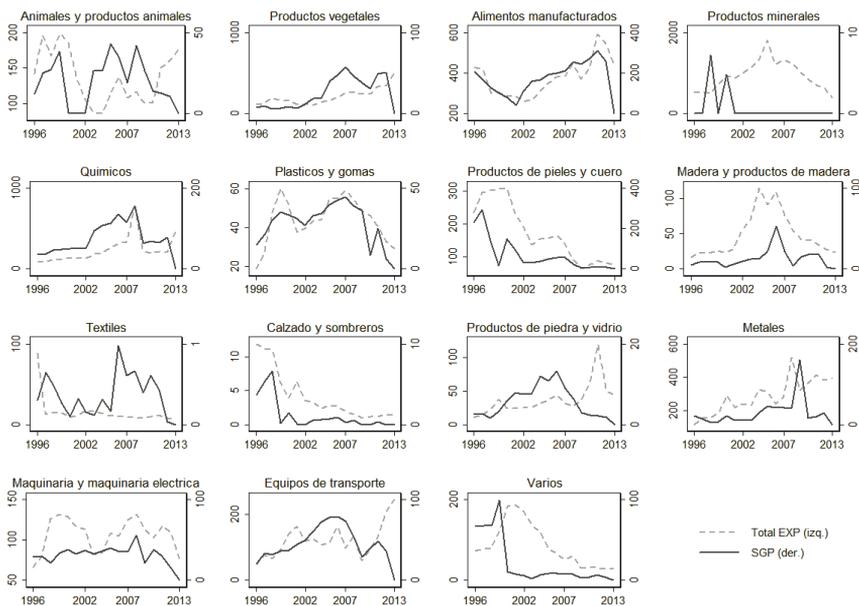


Nota: fracción de productos beneficiarios (en negro) y no beneficiarios (en gris) del Sistema General de Preferencias para el período 1996-2013.

Para cada uno de los 15 grupos de productos, los Gráficos 2 y 3 muestran el valor total de las exportaciones a Estados Unidos y el valor de las exportaciones de productos a 6 dígitos que reciben alguna preferencia. Para cada grupo, el

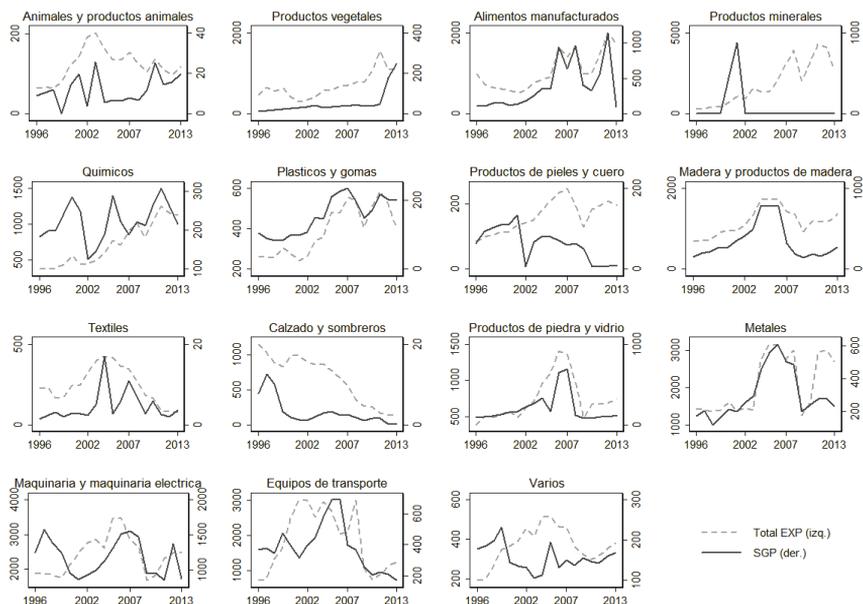
comportamiento de las exportaciones de productos con preferencia es similar a la evolución de las exportaciones totales.

Gráfico 2 / Exportaciones de Argentina a Estados Unidos



Nota: exportaciones por grupo de productos expresadas en millones de dólares de 1996. La línea punteada corresponde al total de las exportaciones y la línea sólida a las exportaciones de productos beneficiarios del SGP.

Gráfico 3 / Exportaciones de Brasil a Estados Unidos



Nota: exportaciones por grupo de productos expresadas en millones de dólares de 1996. La línea punteada corresponde al total de las exportaciones y la línea sólida a las exportaciones de productos beneficiarios del SGP.

Como se explicó en la sección anterior, la participación en el programa puede variar sustancialmente de año a año, resultando en el constante ingreso y egreso de productos. En el Cuadro 2 se resume la entrada, permanencia y salida para cada país, por año. La mayoría de los productos suelen permanecer dentro del SGP por más de un período. Sin embargo, todos los años hay nuevas entradas y salidas. Dos aspectos particulares que se reflejan en este cuadro son las sanciones aplicadas Argentina en 1997 y 2012, los efectos de estas medidas se observan en años posteriores a sus respectivas sanciones, de este modo, en 1998 y 2013 aumenta el número de salidas.

Cuadro 2 / Número de productos beneficiarios del SGP

Año	Argentina					Brasil				
	Total (1)	SGP (2)	Entrada (3)	Permanencia (4)	Salida (5)	Total (6)	SGP (7)	Entrada (8)	Permanencia (9)	Salida (10)
1996	1.268	357	357		0	1.990	838	421	417	101
1997	1.306	378	104		274	2.018	869	157	712	94
1998	1.365	357	95		262	2.040	884	139	745	109
1999	1.412	268	80		188	2.213	730	105	625	247
2000	1.854	315	114		201	2.676	794	135	659	110
2001	1.898	369	125		244	2.676	807	132	675	105
2002	2.143	386	110		276	2.899	814	130	684	147
2003	2.097	431	128		303	2.942	866	150	716	86
2004	1.993	414	102		312	2.987	871	128	743	125
2005	1.960	430	94		336	3.006	892	129	763	94
2006	1.973	430	95		335	2.979	899	107	792	85
2007	1.817	420	94		326	2.882	867	112	755	122
2008	1.710	393	72		321	2.761	839	86	753	100
2009	1.577	318	40		278	2.684	756	72	684	117
2010	1.514	310	59		251	2.486	713	90	623	87
2011	1.490	307	68		239	2.617	690	94	596	118
2012	1.427	227	37		190	2.673	690	105	585	92
2013	1.351	0	0		0	2.666	665	75	590	87

Nota: columnas (1) y (6): total de productos a 6-dígitos exportados; columnas (2) y (6): productos beneficiarios del SGP; columnas (3) y (8): productos beneficiarios en t y no en $t-1$; columnas (4) y (9): productos beneficiarios en t y $t-1$; columnas (5) y (10): productos beneficiarios en $t-1$ y no en t .

III. Efecto del SGP en exportaciones

En esta sección estudiamos empíricamente el efecto del SGP en las exportaciones por producto. Empezamos comparando las exportaciones a Estados Unidos de productos beneficiados por el SGP vis a vis productos que pagan arancel. Luego extendemos el análisis para estimar si el SGP genera externalidades sobre otros productos y sobre otros destinos de exportación.

III.1. Modelo empírico

La estrategia empírica está basada en regresiones de exportaciones a nivel producto a 6 dígitos. Las exportaciones de Argentina y Brasil se estudian separadamente para evitar imponer que los efectos del SGP sean los mismos en los dos países y en esta primera instancia se incluyen las exportaciones a Estados Unidos solamente. La muestra incluye todos los productos exportados por Argentina y Brasil a Estados Unidos, incluyendo productos beneficiarios y no beneficiarios del SGP. La ecuación de regresión es:

$$EXP_{jt}^c = \beta_1^c SGP_{jt}^c + \phi_j^c + \phi_t^c + \varepsilon_{jt}^c, \text{ con } c = \{\text{ARG, BRA}\} \quad (1)$$

donde j denota producto a 6 dígitos y t el año. La variable EXP_{jt}^c es el logaritmo de las exportaciones a Estados Unidos del producto j provenientes del país c (Argentina o Brasil). En una especificación alternativa utilizamos una variable *dummy* para exportaciones positivas de manera de estudiar el efecto del SGP sobre el margen extensivo de exportaciones. La variable SGP_{jt}^c representa la exención arancelaria con la que es beneficiado el producto j debido al SGP, que describimos en detalle más abajo. Por último ϕ_j^c y ϕ_t^c son efectos fijos a nivel producto y a nivel año.

Para la medida de exención arancelaria SGP_{jt}^c utilizamos tres definiciones. En la primera definición SGP_{jt}^c es una *dummy* que indica si el producto j recibe preferencias arancelarias. Como describimos en la sección anterior, el sistema armonizado de clasificación de productos es homogéneo internacionalmente para los primeros 6 dígitos pero no a 10 dígitos. Esto implica que un producto j puede corresponder a varios productos del sistema de clasificación de Estados Unidos. Definimos la variable SGP_{jt}^c como igual a uno si al menos uno de los productos de la clasificación de Estados Unidos que corresponden con el producto j de la Nomenclatura Común del Mercosur es beneficiario del Sistema General de Preferencias en el año t .

Dado que la regresión (1) incluye efectos fijos por producto, el coeficiente β_1 es identificado por la variación de la variable SGP_{jt}^c en t , es decir, el estimador de efectos fijos explota la variación en la composición del grupo de productos exentos de impuestos a la importación.⁷ Los productos que nunca participan del SGP aportan información sobre la variación en las exportaciones que no se debe a preferencias arancelarias. Estos productos no son, sin embargo, un grupo de control en sentido estricto debido a que pueden estar sujetos a efectos indirectos del SGP a través de costos de producción y sustitución o complementariedad en la demanda. El coeficiente β_1 se interpreta entonces como el efecto del SGP en los productos beneficiarios relativo a los productos no beneficiarios.

Un potencial problema de endogeneidad en la regresión (1) es que la participación de un producto en el SGP podría estar determinada por su nivel de exportaciones.

⁷ De los productos que participan del SGP en algún momento durante el período de análisis, el 18% y 20% registran un cambio de elegibilidad al SGP (entrada o salida del SGP) en Argentina y Brasil respectivamente; el 37% y 24% registran dos cambios; el 46% y 41% registran más de dos cambios; no se registran productos sin cambios en su condición de elegibilidad para el caso de Argentina (debido a la suspensión total del programa aplicada a partir del año 2013), mientras que para el caso de Brasil el 15% de los productos mantienen su condición durante toda la muestra. La distribución completa se presenta en el Gráfico 4 que figura en el Anexo.

Esta posibilidad está mitigada por el hecho de que la gran mayoría de los productos que Estados Unidos incluye en el listado de preferencias es común para todos los países que participan del sistema. Como estrategia alternativa que contempla la posibilidad de endogeneidad experimentamos también utilizando rezagos de uno o dos años en la variable SGP_{jt}^c . Los rezagos en la participación en el SGP contemplan además que las firmas exportadoras no reaccionan inmediatamente a los anuncios de política o situaciones en las que no hay sincronización entre los anuncios y la aplicación efectiva de las preferencias.

En la definición anterior la variable SGP_{jt}^c , contemporánea o rezagada, es una variable binaria que indica si un producto participa o no del sistema de exención arancelaria pero no cuantifica la intensidad de las preferencias. En su segunda definición SGP_{jt}^c es el porcentaje de exportaciones del producto j que entra a Estados Unidos sin pagar preferencia. Este porcentaje puede ser distinto a 100% debido, por un lado, a que un producto j exportado por Argentina o Brasil puede corresponderse con varios productos de la nomenclatura de Estados Unidos y no todos ellos estar necesariamente sujetos a preferencias, y, por otro lado, a que no todos los envíos de productos que ingresan a Estados Unidos que podrían ser beneficiarios de preferencia de hecho las reciben en la práctica, ya sea porque le exportador no realiza el trámite de pedido de preferencia o porque es rechazado por cuestiones burocráticas.⁸ Esta definición de preferencias tiene una mayor variación temporal que la variable binaria.

En la tercera definición incorporamos una interacción entre la variable *dummy* SGP_{jt}^c , que indica si un producto es beneficiario de preferencias, y el arancel que debería pagar el producto en caso de no existir preferencias, es decir, el arancel nación-más-favorecida negociado por Estados Unidos en la Organización Mundial de Comercio (OMC). Esta definición refleja el monto de subsidio que los exportadores reciben con la exención arancelaria. Al ser mayor la exención arancelaria el efecto esperado es mayor debido al efecto directo de que es mayor el ahorro de aranceles, y también debido a que se justifica más pagar el costo administrativo de tramitar la preferencia y, por lo tanto, más exportadores deciden de hecho aprovecharla.⁹

⁸ Blanchard y Hakobyan (2015) describen el grado de subutilización del SGP de Estados Unidos y argumentan que muchos de los productos elegibles para participar en el SGP no aprovechan el beneficio principalmente porque el ahorro de aranceles no compensa los costos administrativos que implica cumplir con todos los requisitos exigidos por las normas del SGP, sobre todo en lo que respecta a reglas de origen de los productos.

⁹ Ver evidencia en Baldwin y Murray (1977), Sapir y Lundberg (1984) y, más recientemente, Hoekman y Ozden (2005).

III.2. Resultados

El Cuadro 3 muestra los resultados de la regresión (1) para Argentina en el panel superior y para Brasil en el panel inferior. En las columnas (1) a (4) la variable dependiente es el logaritmo de las exportaciones. La columna (1) indica que las exportaciones de los productos beneficiarios del SGP son 66% más altas en relación a años en los que no son beneficiarios. El resultado es virtualmente el mismo para Argentina y Brasil. En la columna (2) se excluye de la muestra a productos a 6 dígitos que nunca son beneficiarios del SGP durante el período de análisis. Al excluir este grupo de productos, el efecto estimado del SGP en exportaciones es similar, 68% para Argentina y 71% para Brasil. En las columnas (3) y (4) se utiliza la participación con rezagos de uno y dos años en el sistema de preferencias. El efecto estimado en este caso es positivo pero menor, 49% y 29% para Argentina, y 41% y 28% para Brasil, para rezagos de uno y dos años respectivamente.

Cuadro 3 / Efecto del SGP en exportaciones a Estados Unidos

	Log Exportaciones (Margen intensivo)				Dummy Exportaciones (Margen extensivo)		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Argentina							
<i>SGP</i>	0,662*** (0,058)	0,680*** (0,058)			0,149*** (0,009)		
<i>SGP (t-1)</i>			0,489*** (0,053)			0,072*** (0,008)	
<i>SGP (t-2)</i>				0,288*** (0,053)			0,051*** (0,008)
Observaciones	30.155	14.795	14.130	13.446	24.372	23.018	21.664
R cuadrado	0,016	0,027	0,018	0,011	0,07	0,049	0,043
Número de Productos	3.586	1.288	1.285	1.278	1.354	1.354	1.354
Brasil							
<i>SGP</i>	0,660*** (0,052)	0,711*** (0,051)			0,166*** (0,008)		
<i>SGP (t-1)</i>			0,407*** (0,047)			0,091*** (0,007)	
<i>SGP (t-2)</i>				0,277*** (0,045)			0,058*** (0,006)
Observaciones	47.195	25.806	24.635	23.451	35.622	33.643	31.664
R cuadrado	0,024	0,043	0,03	0,026	0,08	0,049	0,034
Número de Productos	4.327	1.934	1.928	1.923	1.979	1.979	1.979

Nota: variable dependiente: log exportaciones (columnas 1 a 4) y *dummy* para exportaciones positivas (columnas 5 a 7). SGP es una *dummy* que indica si el producto es beneficiario del SGP. Columna 1: muestra completa; columnas 2 a 7: productos a 6 dígitos que se benefician del SGP en al menos un año durante el período de análisis. Error estándar entre paréntesis: *** significativo al 1%, ** significativo al 5%, * significativo al 10%. *Clusters* a nivel producto. Todas las columnas incluyen efectos fijos a nivel producto y a nivel año.

Mientras que las columnas (1) a (4) estiman el efecto sobre el margen intensivo del SGP, es decir el incremento en el valor de las exportaciones, en las columnas (5) a (7) estudiamos el efecto del SGP sobre el margen extensivo de comercio. En estas columnas la variable dependiente es una *dummy* que indica productos que registran exportaciones positivas. La columna (5) muestra que cuando un producto es beneficiario del SGP, la probabilidad de que sea efectivamente exportado aumenta en 14,9% en Argentina y 16,6% en Brasil. Esta probabilidad se reduce a 7,2% y 5,1% para Argentina y 9,1% y 5,8% para Brasil al considerar rezagos de uno y dos años en la participación en el sistema de preferencias (columnas 6 y 7). En estas regresiones el número de observaciones es mayor que en las columnas (1) a (4) debido a que se incluyen productos con cero valor exportado.

En las regresiones anteriores se estima el efecto promedio del SGP sobre las exportaciones de todos los productos. Esta especificación no contempla que algunos productos pueden ser más susceptibles que otros de aprovechar las preferencias arancelarias otorgadas por el SGP. Para admitir esta posibilidad estimamos la regresión (1) separadamente para 15 grupos de productos.¹⁰ Los resultados se muestran en el Cuadro 4 e indican que la varianza en el efecto del SGP entre productos es grande. El efecto del SGP sobre el margen intensivo abarca un rango de entre el 0% y el 119% en Argentina (columna 1) y de entre el 0% y el 134% en Brasil (columna 4). Las columnas (2) y (5) indican que el efecto sobre el margen extensivo, es decir la probabilidad de que un producto sea exportado a Estados Unidos, está entre el 0% y 27% para Argentina y entre el 0% y 34% para Brasil. Los sectores más beneficiados de acuerdo al valor estimado del efecto son Alimentos manufacturados, Madera y sus derivados, y Productos animales en ambos países, Productos vegetales en Argentina, y Calzado y Maquinaria en Brasil.

¹⁰ Los productos son: (1) Animales y productos animales, (2) Productos vegetales, (3) Alimentos manufacturados, (4) Productos minerales, (5) Químicos, (6) Plásticos y gomas, (7) Productos de pieles y cuero, (8) Madera y productos de madera, (9) Textiles, (10) Calzado y sombreros, (11) Productos de piedra y vidrio, (12) Metales, (13) Maquinaria y maquinaria eléctrica, (14) Equipos de transporte y (15) Varios.

Cuadro 4 / Efecto del SGP en exportaciones. Efectos heterogéneos por grupo de productos

	Argentina			Brasil		
	Log Exportaciones	Dummy Exportaciones	Share Expo. SGP	Log Exportaciones	Dummy Exportaciones	Share Expo. SGP
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Animales y productos animales	1,091** (0,502)	0,216** (0,104)	0,14	1,343** (0,637)	0,264** (0,105)	0,10
Productos vegetales	1,176*** (0,270)	0,266*** (0,045)	0,12	0,999*** (0,320)	0,182*** (0,040)	0,073
Alimentos manufacturados	0,697** (0,331)	0,071** (0,029)	0,46	0,989*** (0,209)	0,166*** (0,032)	0,36
Productos minerales	0,488 (0,838)	0,202* (0,111)	0,001	-0,613 (0,534)	0,080 (0,051)	0,040
Químicos	1,191*** (0,272)	0,270*** (0,030)	0,31	1,189*** (0,147)	0,338*** (0,021)	0,31
Plásticos y gomas	0,698*** (0,231)	0,147*** (0,030)	0,64	0,987*** (0,195)	0,156*** (0,028)	0,39
Productos de pieles y cuero	-0,025 (0,241)	0,069** (0,034)	0,40	0,734*** (0,210)	0,145*** (0,056)	0,38
Madera y productos de madera	0,353* (0,188)	0,008 (0,028)	0,26	0,069 (0,224)	0,109*** (0,038)	0,29
Textiles	0,259 (0,376)	0,225*** (0,073)	0,023	0,563** (0,246)	0,132*** (0,040)	0,019
Calzado y sombreros	0,441 (0,358)	0,180** (0,087)	0,28	0,414 (0,493)	0,133** (0,061)	0,005
Productos de piedra y vidrio	0,740*** (0,163)	0,131*** (0,037)	0,15	0,309 (0,270)	0,135*** (0,030)	0,27
Metales	0,997*** (0,163)	0,115*** (0,025)	0,10	0,635*** (0,145)	0,074*** (0,020)	0,15
Maquinaria y maquinaria eléctrica	0,408*** (0,095)	0,108*** (0,017)	0,29	0,619*** (0,100)	0,103*** (0,015)	0,49
Equipos de transporte	0,641** (0,278)	0,166*** (0,046)	0,37	0,407* (0,243)	0,211*** (0,061)	0,21
Varios	0,411*** (0,138)	0,126*** (0,022)	0,25	0,344*** (0,122)	0,097*** (0,018)	0,42

Nota: variable dependiente: log exportaciones (columnas 1 y 4) y *dummy* para exportaciones positivas (columnas 2 y 5). SGP es una *dummy* que indica si el producto es beneficiario del SGP. Muestra: productos a 6 dígitos que se benefician del SGP en al menos un año durante el período de análisis. Error estándar entre paréntesis: *** significativo al 1 %, ** significativo al 5 %, * significativo al 10 %. *Clusters* a nivel producto. Todas las columnas incluyen efectos fijos a nivel producto y a nivel año.

En el Cuadro 5 se estima el efecto del SGP cuando éste es definido como una variable continua igual al porcentaje de exportaciones del producto *j* que efectivamente ingresa a Estados Unidos sin pagar arancel. Esta variable permite cuantificar la importancia de la preferencia arancelaria. Los resultados de la columna (1) y (2) indican que cuando las preferencias de un producto aumentan en un 10%, el valor exportado de ese producto se incrementa en 6,2% y 6,5% para Argentina, y en 5,8% y 6,5% para Brasil. Con respecto al margen extensivo, cuando las preferencias de un producto aumentan en un 10%, se hace 15,5% y

16,7% más probable que ese producto sea exportado por Argentina y por Brasil respectivamente (columna 5). Los efectos se reducen al considerar la preferencia rezagada uno o dos períodos (columnas 3, 4, 6 y 7).

Cuadro 5 / Efecto del SGP en Exportaciones. Porcentaje de Exportaciones Sujeto a Preferencias

	Log Exportaciones (Margen intensivo)				dummy Exportaciones (Margen extensivo)		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Argentina							
<i>SGP</i>	0,622*** (0,065)	0,648*** (0,065)			0,155*** (0,010)		
<i>SGP (t-1)</i>			0,447*** (0,060)			0,067*** (0,009)	
<i>SGP (t-2)</i>				0,298*** (0,060)			0,048*** (0,008)
Observaciones	30.155	14.795	14.130	13.446	24.372	23.018	21.664
R cuadrado	0,014	0,022	0,014	0,011	0,068	0,047	0,043
Número de Productos	3.586	1.288	1.285	1.278	1.354	1.354	1.354
Brasil							
<i>SGP</i>	0,575*** (0,054)	0,651*** (0,054)			0,167*** (0,008)		
<i>SGP (t-1)</i>			0,392*** (0,049)			0,089*** (0,007)	
<i>SGP (t-2)</i>				0,263*** (0,048)			0,056*** (0,007)
Observaciones	47.195	25.806	24.635	23.451	35.622	33.643	31.664
R cuadrado	0,021	0,037	0,028	0,025	0,075	0,047	0,033
Número de Productos	4.327	1.934	1.928	1.923	1.979	1.979	1.979

Nota: análoga al Cuadro 3. La variable SGP se define como el porcentaje de las exportaciones del producto a 6 dígitos que entraron a Estados Unidos con preferencia arancelaria.

Otra alternativa para capturar la intensidad del SGP es considerar los aranceles que paga cada producto. En este caso la variable SGP_{jt}^c se define como el arancel nación-más-favorecida que deberían pagar los productos beneficiarios del SGP en caso de no tener preferencia y es igual a cero para productos que no se benefician con el SGP. Esta definición cuantifica el monto que se evita pagar de aranceles debido a la preferencia. Los resultados se reportan en el

Cuadro 6. Como es de esperarse el coeficiente estimado es positivo, indicando que la preferencia es más efectiva para productos en los que los aranceles son mayores (y por lo tanto el subsidio otorgado por la preferencia es mayor). Cuando se le otorga preferencia a un producto cuyo arancel es del 10%, el valor de las exportaciones aumenta en 76,1% en Argentina y 57,5% para Brasil (columnas 1 y 3), mientras que la probabilidad de que el producto sea exportado aumenta en 9,4% en Argentina y 13,1% en Brasil (columnas 2 y 4).

Cuadro 6 / Efecto del SGP en exportaciones. Arancel de los productos beneficiarios

	Argentina		Brasil	
	Log Exportaciones (1)	Dummy Exportaciones (2)	Log Exportaciones (3)	Dummy Exportaciones (4)
<i>SGP</i>	7,614*** (1,287)	0,946*** (0,169)	5,750*** (0,856)	1,311*** (0,145)
Observaciones	13.351	21.655	23.119	31.194
R cuadrado	0,015	0,046	0,027	0,049
Número de Productos	1.276	1.354	1.916	1.979

Nota: variable dependiente: log exportaciones (columnas 1 y 3) y *dummy* para exportaciones positivas (columnas 2 y 4). *SGP* es una *dummy* que indica si el producto es beneficiario del SGP. Muestra: productos a 6 dígitos que se benefician del SGP en al menos un año durante el periodo de análisis. Error estándar entre paréntesis: *** significativo al 1 %, ** significativo al 5 %, * significativo al 10 %. *Clusters* a nivel producto. Todas las columnas incluyen efectos fijos a nivel producto y a nivel año.

Los efectos del SGP sobre las exportaciones se relacionan conceptualmente con la elasticidad de las exportaciones respecto a barreras al comercio. Nuestros resultados del Cuadro 6 indican que la elasticidad de exportaciones es de 7,6 para Argentina y 5,8 para Brasil. Estos números están en línea con los resultados estimados por Eaton y Kortum (2002) y la literatura resumida en Anderson y van Wincoop (2004), y son mayores a los de Simonovska y Waugh (2014). Sin embargo al interpretar nuestros resultados como elasticidades de exportación hay que tener en consideración que son específicos a la política del SGP; en particular se aplican a un grupo no aleatorio de productos y, por lo tanto, pueden no ser generalizables a exportaciones generales.

En suma, nuestros resultados sugieren que el SGP ha tenido un efecto positivo sobre las exportaciones de Argentina y Brasil a los Estados Unidos, tanto en su margen intensivo como en el extensivo. Tal efecto resulta más importante cuanto más alto sea la ventaja en términos de aranceles.

Por último, el Cuadro 7 estudia los efectos de la entrada y salida del programa de preferencias en el valor de exportaciones y en la probabilidad de que un producto sea exportado. Se definen dos variables binarias: la variable *Entrada*, que es igual a uno cuando un producto no es beneficiario en $t-1$ pero sí lo es en t ; y la variable *Salida*, que es igual a uno cuando un producto es beneficiario en $t-1$ pero no en t . La categoría omitida son los productos que no cambian de status entre t y $t-1$. Los resultados indican que en promedio el valor exportado de un producto que entra al SGP se incrementa en un 11% en Argentina y en Brasil en el mismo período de entrada (columnas 1 y 3), y que la probabilidad de ser exportado aumenta en un 11,4% en Argentina y en un 9,9% en Brasil. Por el contrario, cuando un producto deja de ser beneficiario del SGP el valor de sus exportaciones se reduce en un 12,5% en Argentina y en 38,7% en Brasil. La probabilidad de que ser exportado no cae sustancialmente al salir del SGP: el efecto es estadísticamente no significativo en Argentina y es del 2% en Brasil, indicando que el SGP tiene efectos positivos de permanencia de exportación al menos en el corto plazo. Esta persistencia en el estatus exportador es consistente con la existencia de costos hundidos asociados con la actividad exportadora (Baldwin, 1988; Krugman, 1989; Das, Roberts y Tybout, 2007) o procesos de aprendizaje exportador (por ejemplo, Albornoz *et al.*, 2012). El efecto positivo de la entrada al SGP sobre las exportaciones a Estados Unidos confirma el efecto general del programa. El efecto negativo de la salida del programa, es consistente con el impacto positivo del SGP. Sin embargo, sugiere también que estos productos mantienen cierta dependencia respecto al programa para mantener sus exportaciones en Estados Unidos.

Cuadro 7 / Entrada y salida de productos del SGP

	Argentina		Brasil	
	Log Exportaciones (1)	Dummy Exportaciones (2)	Log Exportaciones (3)	Dummy Exportaciones (4)
<i>Entrada</i>	0,110** (0.054)	0,114*** (0.009)	0,110** (0.046)	0,099*** (0.008)
<i>Salida</i>	-0,125** (0.056)	0,008 (0.008)	-0,387*** (0.051)	-0,020*** (0.007)
Observaciones	14.795	24.372	25.806	35.622
R cuadrado	0,008	0,055	0,026	0,053
Número de Productos	1.288	1.354	1.934	1.979

Nota: variable dependiente: log exportaciones (columnas 1 y 3) y *dummy* para exportaciones positivas (columnas 2 y 4). SGP es una *dummy* que indica si el producto es beneficiario del SGP. Muestra: productos a 6 dígitos que se benefician del SGP en al menos un año durante el período de análisis. Error estándar entre paréntesis: *** significativo al 1 %, ** significativo al 5 %, * significativo al 10 %. *Clusters* a nivel producto. Todas las columnas incluyen efectos fijos a nivel producto y a nivel año.

III.3. Externalidades

El impacto del SGP va más allá del efecto directo sobre las exportaciones a Estados Unidos de los productos beneficiarios. En esta sección, exploramos dos posibles externalidades. En primer lugar, estudiamos si el SGP afecta las exportaciones hacia otros destinos. Luego, exploraremos si el SGP afecta las exportaciones a Estados Unidos de los productos no incluidos.

Para explorar el efecto del SGP sobre las exportaciones a otros destinos utilizamos el siguiente modelo empírico:

$$EXP_{jdt}^c = \sum_{d=1}^3 \beta_{2d}^c D_{jdt} \times SGP_{jt}^c + \psi_{jd}^c + \psi_t^c + \varepsilon_{jdt}^c, \text{ con } c = \{\text{ARG, BRA}\} \quad (2)$$

En la regresión anterior, EXP_{jdt}^c son exportaciones (valor o *dummy*) del producto j al destino d , SGP_{jt}^c denota las preferencias que recibe el producto j en Estados Unidos (*dummy* o porcentaje), y D_{jdt} es una *dummy* que indica el mercado de destino. Definimos tres destinos: América Latina, OECD y otros países. Las exportaciones a Estados Unidos no forman parte de la muestra. Las variables ψ_{jd}^c y ψ_t^c son efectos fijos por producto-destino y por año. Estimamos tres coeficientes β_2 , uno para cada destino. Cada uno de ellos indica el efecto promedio que las preferencias en Estados Unidos tienen sobre las exportaciones de productos beneficiarios a América Latina, OECD y otros países respectivamente.

Los resultados se muestran en el Cuadro 8. En la mayoría de las estimaciones, los coeficientes asociados con la interacción entre SGP y los destinos seleccionados son positivos y significativos para el margen intensivo y extensivo, tanto para Argentina como para Brasil. Es interesante notar también que el efecto aparece como más fuerte y robusto en el caso de la OECD. Estos resultados sugieren que el acceso preferencial a Estados Unidos permite a mejorar el desempeño exportador en otros mercados, especialmente en aquellos mercados con nivel de ingreso y de desarrollo similar a Estados Unidos. Esta externalidad positiva del SGP en otros mercados puede reflejar complementariedades en costos de exportación o efectos de experiencia que refuerzan los efectos del SGP.¹¹

¹¹ El resultado podría deberse a una superposición de productos beneficiados por el SGP en Estados Unidos y otros países de la OECD. Nuestro estimador explota la variación temporal de la participación de cada producto en el SGP y, por lo tanto, debería darse también una superposición de entrada y salida, lo cual es improbable.

Cuadro 8 / Exportaciones a otros destinos

	SGP: dummy		SGP: porcentaje	
	Log	Dummy	Log	Dummy
	Exportaciones	Exportaciones	Exportaciones	Exportaciones
	(1)	(2)	(3)	(4)
Argentina				
<i>SGP*LATAM</i>	0,016 (0,027)	0,009** (0,004)	-0,008 (0,029)	0,010** (0,004)
<i>SGP*OECD</i>	0,325*** (0,045)	0,041*** (0,007)	0,291*** (0,051)	0,041*** (0,008)
<i>SGP*OTROS</i>	0,091 (0,057)	0,025*** (0,008)	0,027 (0,065)	0,017* (0,009)
Observaciones	127.394	262.764	127.394	262.764
R cuadrado	0,026	0,029	0,026	0,029
Número de Productos	11.958	14.598	11.958	14.598
Brasil				
<i>SGP*LATAM</i>	0,103*** (0,028)	0,031*** (0,005)	0,054* (0,029)	0,033*** (0,005)
<i>SGP*OECD</i>	0,214*** (0,042)	0,062*** (0,006)	0,199*** (0,044)	0,063*** (0,007)
<i>SGP*OTROS</i>	0,028 (0,044)	0,033*** (0,006)	-0,059 (0,046)	0,031*** (0,007)
Observaciones	175.523	266.976	175.523	266.976
R cuadrado	0,039	0,04	0,039	0,04
Número de Productos	13.872	14.832	13.872	14.832

Nota: variable dependiente: log exportaciones (columnas 1 y 3) y *dummy* para exportaciones positivas (columnas 2 y 4). Variable explicativa: *dummy* SGP (columnas 1 y 2) y Porcentaje de SGP utilizado (columnas 3 y 4). Error estándar entre paréntesis: *** significativo al 1 %, ** significativo al 5 %, * significativo al 10 %. Clusters a nivel producto-destino. Todas las columnas incluyen efectos fijos a nivel producto-destino y a nivel año.

Para estudiar posibles externalidades sobre exportaciones a Estados Unidos de otros bienes adoptamos la siguiente especificación:

$$EXP_{jt}^c = \beta_3^c SGP_{jt}^c + \beta_4^c EXT_{jt}^c + \zeta_j^c + \zeta_t^c + \varepsilon_{jdt}^c, \text{ con } c = \{\text{ARG, BRA}\} \quad (3)$$

donde EXP_{jt}^c son exportaciones a Estados Unidos, SGP_{jt}^c son las preferencias recibidas por el producto j en Estados Unidos, y EXT_{jt}^c indica si un producto dentro del mismo grupo a 2 dígitos (o a 4 dígitos en una especificación alternativa) del producto j recibe preferencias en Estados Unidos. La muestra incluye exportaciones a Estados Unidos solamente.

El Cuadro 9 expone los resultados. Las columnas (1) y (3) muestran las estimaciones sobre el margen intensivo. El efecto de la externalidad aparece como negativo y significativo cuando adoptamos un nivel de agregación a 2 dígitos, tanto para Argentina como para Brasil (columna (1)). Cuando el nivel de agregación es más fino (columna (3)), el efecto sigue siendo negativo aunque pierde significatividad para el caso de Argentina. Las columnas (2) y (4) muestran las estimaciones correspondientes al margen extensivo. En ningún caso encontramos que el coeficiente asociado a *EXT* sea significativo. En conjunto, estos resultados sugieren que el beneficio otorgado por el SGP se substituye con exportaciones a Estados Unidos de bienes similares no incluidos en el SGP pero no al punto de que dejen de ser exportados.

Cuadro 9 / Externalidades a otros productos dentro de Estados Unidos

	EXT: 2 dígitos		EXT: 4 dígitos	
	Log	Dummy	Log	Dummy
	Exportaciones	Exportaciones	Exportaciones	Exportaciones
	(1)	(2)	(3)	(4)
Argentina				
<i>SGP</i>	0,635*** (0,058)	0,139*** (0,009)	0,686*** (0,059)	0,139*** (0,009)
<i>EXT</i>	-0,245*** (0,041)	0 (0,005)	-0,06 (0,047)	0,002 (0,005)
Observaciones	28,887	82,722	28,887	82,722
R cuadrado	0,018	0,041	0,017	0,041
Número de Productos	3.560	4.866	3.560	4.866
Brasil				
<i>SGP</i>	0,649*** (0,050)	0,156*** (0,008)	0,671*** (0,052)	0,158*** (0,008)
<i>EXT</i>	-0,139*** (0,039)	-0,008 (0,005)	-0,131*** (0,042)	-0,002 (0,005)
Observaciones	45,205	84,048	45,205	84,048
R cuadrado	0,025	0,05	0,025	0,050
Número de Productos	4.289	4.944	4,289	4,944

Nota: variable dependiente: log exportaciones (columnas 1 y 3) y *dummy* para exportaciones positivas (columnas 2 y 4). Variable explicativa: Externalidad definida a dos dígitos (columnas 1 y 2) y Externalidad definida a cuatro dígitos (columnas 3 y 4). Error estándar entre paréntesis: *** significativo al 1 %, ** significativo al 5 %, * significativo al 10 %. Clusters a nivel producto-destino. Todas las columnas incluyen efectos fijos a nivel producto-destino y a nivel año.

IV. Conclusiones

En este trabajo investigamos el impacto del Sistema Generalizado de Preferencias implementado por Estados Unidos sobre las exportaciones de Argentina y de Brasil. Nuestra evidencia indica que el SGP incrementó las exportaciones de estos países hacia Estados Unidos, tanto en las cantidades exportadas (margen intensivo) como en el hecho de que un producto sea exportado o no (margen extensivo). El efecto, sin embargo, es más importante cuánto ventajoso sea el beneficio respecto al nivel inicial de aranceles. Mostramos también que la cancelación del SGP conlleva caídas en las exportaciones. Este hallazgo sugiere que la ventaja otorgada por SGP no se manifiesta en mejoras competitivas que hagan redundante su existencia. Asimismo, encontramos que los productos incluidos en el SGP aumentan sus exportaciones en otros destinos, especialmente en la OECD; región con mercados similares al de los Estados Unidos. Este resultado puede reflejar ventajas asociadas con mayor actividad y experiencia en mercados de países avanzados como el de Estados Unidos. Finalmente, observamos que el SGP promueve exportaciones de los bienes favorecidos a expensas de bienes similares no incluidos en el acceso preferencial. Este resultado reduce, al menos parcialmente, el efecto pro-exportaciones del SGP y pone en evidencia desvíos potenciales de comercio, incluso para un mismo país exportador, que estos programas pueden generar.

Nuestros hallazgos contribuyen a entender el desempeño exportador de Argentina y Brasil, y ponen en relieve cómo muchos de sus productos precisan de accesos preferencial para ser competitivos en mercados de países avanzados como Estados Unidos. Nuestro análisis no permite derivar conclusiones de política pero sugieren que es posible explorar con más detalle, de manera fructífera, el desempeño de distintos tipos de productos bajo el SGP ante su inclusión y cancelación e identificar así sus capacidades competitivas. Más aún, es posible interpretar nuestros resultados para explicar parte de la caída de las exportaciones argentinas hacia Estados Unidos que se verifica desde su exclusión total del SGP en 2012. En este sentido, nuestros resultados dan cuenta de los beneficios de lograr accesos preferenciales en mercados de países avanzados y de los costos asociados a perderlos.

Referencias

Albornoz, F., H. Pardo, G. Corcos y E. Ornelas (2012). "Sequential Exporting". *Journal of International Economics*, 88(1), pp.17-31.

Anderson, J. E., y E. Van Wincoop (2004). "Trade Costs". *Journal of Economic literature*, 42(3), pp. 691-751.

Aiello, F., y F. Demaria (2009). "Do Trade Preferential Agreements Enhance the Exports of Developing Countries? Evidence from the EU GSP". Mimeo.

Baier, S. L., y J. H. Bergstrand (2007). "Do Free Trade Agreements Actually Increase Members' International Trade?". *Journal of International Economics*, 71(1), pp. 72-95.

Baldwin, R. E. (1988). "Hysteresis in Import Prices: The Beachhead Effect". *American Economic Review*, 78(4), pp. 773-85.

Baldwin, R. E., y T. Murray (1977). "MFN Tariff Reductions and Developing Country Trade Benefits Under the GSP". *The Economic Journal*, vol. 87, pp. 30-46.

Bernard, A. B., J. B. Jensen, S. J. Redding, y P. K. Schott (2007). "Firms in International Trade". *The Journal of Economic Perspectives*, American Economic Association, vol. 21(3), pp. 105-130.

Blanchard, E., y S. Hakobyan (2015). "The US Generalised System of Preferences in Principle and Practice". *The World Economy*, vol. 38 (3), pp. 399-424.

Chang, P. y M. Lee (2011). "The WTO Trade Effect". *Journal of International Economics*, vol. 85(1), pp. 53-71.

Das, S., M. J. Roberts, y J. R. Tybout (2007). "Market Entry Costs, Producer Heterogeneity, and Export Dynamics". *Econometrica*, 75(3), pp. 837-873.

Eaton, J., y S. Kortum (2002). "Technology, Geography, and Trade". *Econometrica*, 70(5), pp. 1741-1779.

Estevadeordal, A., y A. M. Taylor (2013). "Is the Washington Consensus Dead? Growth, Openness, and the Great Liberalization, 1970s-2000s". *The Review of Economics and Statistics*, MIT Press, vol. 95(5), pp. 1669-1690.

Feenstra, R. C., J. Romalis, y P. K. Schott (2002). "U.S. Imports, Exports, and Tariff Data, 1989-2001". *NBER working paper*, N° 9387.

Frazer, G., y J. Van Biesebroeck (2010). "Trade Growth Under the African Growth and Opportunity Act". *The Review of Economics and Statistics*, MIT Press, vol. 92(1), pp. 128-144.

Hallak, J. C., y J. Levinsohn (2008). "Fooling Ourselves: Evaluating the Globalization and Growth Debate". En Zedillo, E. (ed.) *The Future of Globalization: Explorations in Light of Recent Turbulence*, London y New York: Routledge.

Hakobyan, S. (2016). "Export Competitiveness of Developing Countries and US Trade Policy". *The World Economy*, próximamente.

Hakobyan, S. (2015). "Accounting for Underutilization of Trade Preference Programs: US Generalized System of Preferences". *Canadian Journal of Economics*, vol. 48 (2), pp. 408-436.

Hoekman, B., y C. Ozden (2005). "Trade Preferences and Differential Treatment of Developing Countries: a Selective Survey". World Bank policy research working paper, N° 3566.

James, S. (2010). "The US Generalized System of Preferences: Helping the Poor, But at What Price?". CATO trade policy analysis, N° 43.

Jones, V. C. (2014). "Generalized System of Preferences: Background and Renewal Debate". Congressional Research Service, N° RL33663.

Krueger, A. O. (1999). "Are Preferential Trading Arrangements Trade-liberalizing or Protectionist?" *The Journal of Economic Perspectives*, vol. 13(4), pp. 105-124.

Krugman, P. (1989). *Exchange-rate Instability*. Cambridge: MIT Press.

Liu, X. (2009). "GATT/WTO Promotes Trade Strongly: Sample Selection and Model Specification". *Review of International Economics*, vol. 17(3), pp. 428-446.

Ornelas, E. (2016). "Special and Differential Treatment for Developing Countries". CEP Discussion Paper, N° 1415.

Sapir, A., y L. Lundberg (1984). "The US Generalized System of Preferences and its impacts", en R. E. Baldwin y A. O. Krueger (eds.), *The structure and evolution of recent US trade policy*, pp. 195-236, University of Chicago Press.

Romalis, J. (2007). "Market Access, Openness and Growth". NBER working paper, N° 13048.

Rose, A. K. (2004). "Do We Really Know That the WTO Increases Trade?" *American Economic Review*, vol. 94(1), pp. 98-114.

Rotunno, L., P. L. Vézina, y Z. Wang (2013). "The Rise and Fall of (Chinese) African Apparel Exports". *Journal of Development Economics*, vol. 105, pp. 152-163.

Simonovska, I., y M. E. Waugh (2014). "The Elasticity of Trade: Estimates and Evidence". *Journal of international Economics*, 92(1), pp. 34-50.

Subramanian, A., y S. Wei (2007). "The WTO Promotes Trade, Strongly but Unevenly". *Journal of International Economics*, vol. 72, pp. 151175.

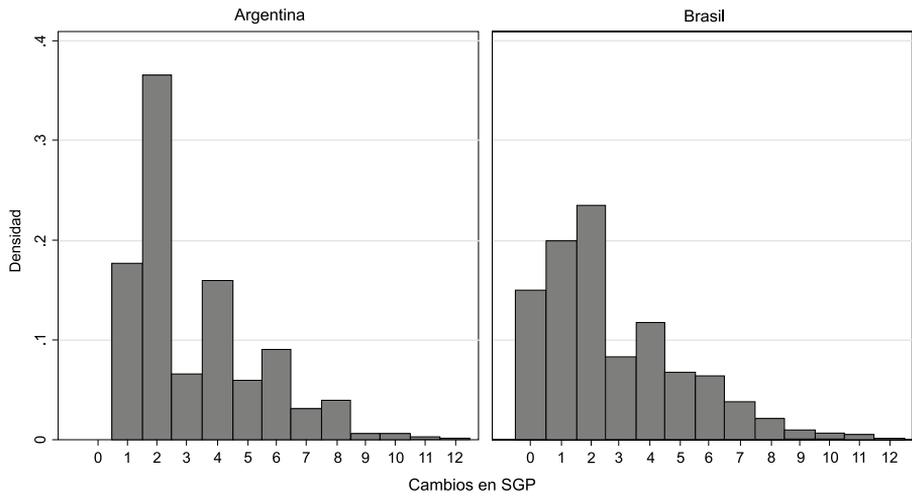
Tomz, M., J. Goldstein, y D. Rivers (2007). "Do We Really Know That the WTO Increases Trade? Comment". *American Economic Review*, vol. 97(5), pp. 2005-2018.

Topalova, P., y A. Khandelwal (2011). "Trade Liberalization and Firm Productivity: The Case of India". *The Review of Economics and Statistics*, vol. 93(3), pp. 995-1009.

United States Trade Representative (2013). *U.S. Generalized System of Preferences Guidebook*, Washington, D.C.

Anexo

Gráfico 4 / Distribución de entrada y salida del SGP



Nota: distribución del número de veces que un producto entra o sale del programa de SGP durante el período de análisis.

Un estudio a nivel firma del exceso de ahorro en países desarrollados. Tres hipótesis sobre sus causas

Rodrigo Pérez Artica

IIESS (UNS/Conicet)

Lisana Martínez

IIESS (UNS/Conicet)

Leandro Brufman*

Resumen

Hallamos una tendencia creciente de la posición financiera neta y una caída de la formación de capital para una muestra de firmas industriales de Alemania, Francia, Italia, Japón y Reino Unido en el período 1997-2011. Ambas tendencias son robustas en distintas submuestras y ante mediciones alternativas de la formación de capital. Discutimos tres hipótesis que contribuyen a explicar estas tendencias, vinculadas al racionamiento financiero, la creciente volatilidad del entorno operativo y la pérdida de dinamismo de los negocios.

Clasificación JEL: G11, G30, G31.

Palabras clave: ahorro, decisiones de inversión, finanzas corporativas.

* Las opiniones vertidas en el presente trabajo son de los autores y no se corresponden necesariamente con las del BCRA o sus autoridades. Email: rodrigo.perezartica@uns.edu.ar.

A Study of Excess Savings at the Firm Level in Developed Countries. Three Hypotheses about its Causes

Rodrigo Pérez Artica

IIESS (UNS/Conicet)

Lisana Martinez

IIESS (UNS/Conicet)

Leandro Brufman

Summary

We found a growing trend of net financial position and a drop in capital formation for a sample of industrial firms in Germany, France, Italy, Japan and the United Kingdom in the period 1997-2011. Both trends are robust in different subsamples and to alternative measures of capital formation. We discuss three scenarios that help to explain these trends related to financial rationing, increased volatility of the operating environment and slowdown of business.

JEL: G11, G30, G31.

Keywords: corporate finance, investment decisions, savings.

I. Introducción

Varios trabajos muestran que desde 1980 existe una tendencia ascendente de la posición financiera neta de las corporaciones no financieras (CNF) a nivel agregado en los países más desarrollados (FMI, 2006; OECD, 2007). Definida esencialmente como la diferencia entre el Ahorro Bruto (AB) y la Formación Bruta de Capital (FBC), dicha posición fue creciendo gradualmente hasta conducir, en especial desde 2000 en adelante, a un Exceso de Ahorro (EA) por encima de los gastos en FBC del sector. Asimismo se verificó que la estructura del balance de este sector se modificó en forma consistente con la tendencia a la aparición de EA: cayó significativamente la importancia de los activos operativos, creció la de los activos financieros y se redujo —en algunos países— el endeudamiento (Pérez Artica, 2013).

El EA resultó directamente de la transformación sufrida por el proceso de acumulación de capital entre las CNF de tales países avanzados. En efecto, los canales por los que tal transformación ocasionó el EA son diversos. Se separan entre aquellos que elevaron el acceso a fondos internos —principalmente a través del avance de los beneficios en la distribución funcional del ingreso del sector (Ellis y Smith, 2010)—, y los factores que atentaron contra la inversión, como las mayores presiones ejercidas por el sector financiero sobre las decisiones tomadas en las CNF (Holmström y Kaplan, 2001), la internacionalización y conformación de cadenas globales de valor, el menor dinamismo de los mercados en los que las CNF operaron tradicionalmente, y el incremento en el riesgo y volatilidad del entorno operativo que hicieron menos atractiva la inversión en las actividades principales.

La gravitación económica del EA es notoria en la actual coyuntura de lenta recuperación de la actividad económica, la inversión corporativa y el empleo. Más aún, tal relevancia está subrayada por un prolongado período de incremento en la participación de los beneficios de las CNF en el ingreso en los países desarrollados, que se extiende desde 1980 (Comisión Europea, 2007). Sin embargo, no se conocen trabajos que aborden de un modo directo el estudio del EA utilizando datos a nivel de firma que apunten a identificar los grupos de firmas que conducen su movimiento agregado y la relación que el EA entabla con algunas características puntuales de las firmas o del entorno en el que éstas operan.

Más específicamente, los estudios a nivel de firma que tratan temas afines se concentran en la demanda de liquidez (Bates, Kahle y Stulz, 2009) o bien en la evaluación de distintas políticas financieras y sus efectos sobre la inversión corporativa ante situaciones de racionamiento o contracciones abruptas del crédito (Campello, Graham y Harvey, 2011). Sin embargo, no existen estudios a nivel de firma que se hayan preguntado por el EA, sus tendencias de largo plazo y movimientos cíclicos, los efectos que sobre él tienen aspectos financieros, como el grado de restricciones en el acceso al financiamiento externo o sus repentinas contracciones, e incluso las repercusiones de otros factores propios del entorno operativo, como son la volatilidad y el dinamismo de esos negocios.

En dicho marco, este artículo avanza en la caracterización y explicación del EA sobre la base de información a nivel de firma para una muestra de empresas industriales de Alemania, Francia, Italia, Japón y Reino Unido en el periodo 1997-2011. Tal abordaje empírico nos permite realizar diversos ejercicios para conocer en mayor detalle el proceso de aparición y crecimiento del EA. Primero, se presenta la evolución en la muestra del EA, la formación de capital, el ahorro bruto, y las tres aplicaciones del EA: desendeudamiento, crecimiento del activo no operativo y acumulación de liquidez. Posteriormente, se evalúa mediante métodos econométricos si es posible hablar de una tendencia ascendente del EA a lo largo del período considerado y, por último, analizamos qué factores contribuyen a explicar dicha tendencia al crecimiento del EA en los últimos quince años.

Se privilegia el estudio de los factores que han mostrado su efecto contractivo sobre la inversión, antes que de aquellos que lo hicieron elevando el AB. Los resultados preliminares presentados en la sección III avalan esta pauta metodológica, pues señalan que la caída de la FBC es un fenómeno más significativo y extendido que la inclinación a aumentar el AB.¹ Sintéticamente, nos interesa determinar si las firmas con mayores obstáculos para invertir experimentaron una tendencia más pronunciada al aumento del EA.

En particular, nos concentramos en el rol ejercido por el racionamiento financiero, la volatilidad y el crecimiento de las actividades operativas de las empresas en la conformación de esta tendencia observada para el agregado.

¹ Por lo demás, limitaciones inherentes al origen contable de los datos disponibles para el análisis a nivel de firma impiden conocer el grado en que el EA de cada firma se relacionó con las modificaciones que atravesó el mercado laboral, sus efectos sobre la participación del Excedente Bruto Operativo en el valor agregado y, con ello, sobre el AB.

Por un lado, conocer las consecuencias del racionamiento sobre el EA proporciona una pauta de la medida en la que se encuentra afectado por dificultades financieras y puede, en consecuencia, ser vinculado con la demanda precautoria de liquidez u otros aspectos del funcionamiento financiero de las firmas. Por otro lado, procuramos detectar el grado en que el EA obedece también a las dificultades halladas en los mercados de bienes y servicios en los que las firmas deben operar. En consecuencia, nos preguntamos si el ritmo de crecimiento de las ventas y la existencia de oportunidades de inversión tienen un efecto sobre el EA, y si éste es ocasionado por la mayor volatilidad de las variables operativas.

El artículo se estructura de la siguiente manera. En la sección II se describe la base de datos a utilizar, se definen las principales variables de interés de nuestro estudio y se presenta su estadística descriptiva. La sección III evalúa la tendencia del EA en el período considerado recurriendo a regresiones econométricas y describiendo su evolución en el tiempo, así como la de la formación de capital, el ahorro bruto, y sus principales aplicaciones. Posteriormente, la sección IV presenta un conjunto de antecedentes teóricos que refuerzan nuestras tres hipótesis sobre las causas del crecimiento del EA. En la sección V se describe la metodología mediante la cual dichas hipótesis son sometidas a prueba. Los resultados se presentan la sección VI, y sus implicancias son discutidas en la VII.

II. Datos y construcción de variables

El análisis a nivel de firma es efectuado a partir de datos contables de frecuencia anual, para un conjunto de firmas de capital abierto de Alemania, Francia, Italia, Japón y Reino Unido, durante el período 1997-2011, obtenidos de la base de datos WorldScope, a través de Datastream. Siguiendo la literatura financiera (Bates, Kahlen y Stulz, 2009; Custodio, Ferreira y Laureano, en prensa), nuestra base incluye firmas industriales exclusivamente. La selección de firmas industriales fue realizada en función de la variable “Clasificación por Sector General”, que distingue entre empresas manufactureras, de servicios, transporte, bancos, seguros y otras actividades financieras.²

Se trata de datos de balances consolidados y comparables entre países. Sobre la base de estos datos se construyen las variables que consideraremos en nuestro estudio de acuerdo con las definiciones del Cuadro 1.

² El nombre original de la variable en Datastream es “General Industry Classification”.

Cuadro 1 / Construcción de variables de interés

Variable	Definición
Ahorro Bruto	$\frac{[\text{Ganancia (Pérdida) del Período, + Depreciaciones y Amortizaciones, - Dividendos Distribuidos en Efectivo,}]}{\text{Activo Total,}}$
Formación de Capital Bruta ³	$\frac{[\text{Inversión Fija, + } \Delta\text{Activo Corriente neto de Efectivo,}]}{\text{Activo Total,}}$
Exceso de Ahorro	$\text{Ahorro Bruto, - Formación de Capital Bruta,}$
Endeudamiento	$\frac{\text{Pasivo Total,}}{\text{Activo Total,}}$
Tenencias de Liquidez	$\frac{\text{Efectivo e Inversiones Corrientes,}}{\text{Activo Total,}}$
Adquisiciones	$\frac{\Delta[\text{Activo no Corriente, - Bienes de Uso,}]}{\text{Activo Total,}}$

Seguidamente, en el Cuadro 2 se presenta la estadística descriptiva de la muestra para cada país exponiendo la media, mediana, percentiles 25 y 75, desvío estándar y número de observaciones (firma-año) de cada una de las seis variables indicadas arriba. Por otra parte, en el Anexo A se detalla la evolución anual de la cantidad de firmas por país.

³ Se adopta una medida de la Formación Bruta de Capital que considera, además de los gastos en ampliación del activo fijo, la inversión en capital de trabajo. Ésta última incluye a la inversión en inventarios y en crédito comercial otorgado. La suma de estos dos ítems es obtenida restando del Activo Corriente el monto de Efectivo y Equivalentes, pues en la base de Datastream, Activo Corriente = Inventarios + Crédito Comercial + Efectivo y Equivalentes.

Cuadro 2 / Estadística Descriptiva - Resumen de medidas de dispersión y tendencia central para las principales variables de interés, por país

	Media	Desvío Estándar	p25	p50	p75	Nro. Obs.
Muestra Total						
Ahorro Bruto	2,91%	13,42%	1,66%	4,69%	7,91%	72.450
Exceso de Ahorro	-2,00%	15,11%	-5,91%	-0,22%	4,32%	72.450
Formación Bruta de Capital	4,93%	11,29%	0,01%	4,72%	10,19%	73.687
Endeudamiento	54,57%	26,28%	38,06%	55,29%	70,25%	73.687
Tenencias de Liquidez	16,47%	15,71%	5,67%	11,88%	21,89%	73.687
Activo no Operativo	16,80%	15,82%	5,89%	11,93%	22,72%	73.648
Francia						
Ahorro Bruto	4,68%	10,44%	3,06%	6,23%	9,46%	7.460
Exceso de Ahorro	-2,46%	13,78%	-8,29%	-1,12%	4,47%	7.460
Formación Bruta de Capital	7,22%	12,99%	1,40%	6,98%	13,60%	7.638
Endeudamiento	61,06%	23,64%	48,07%	61,11%	73,38%	7.638
Tenencias de Liquidez	14,41%	14,25%	4,65%	9,83%	19,13%	7.638
Activo no Operativo	20,66%	17,73%	6,47%	15,30%	31,15%	7.635
Alemania						
Ahorro Bruto	3,10%	20,65%	1,72%	6,06%	9,79%	7.250
Exceso de Ahorro	-3,25%	22,31%	-9,03%	-1,13%	5,25%	7.250
Formación Bruta de Capital	6,42%	13,98%	0,14%	6,67%	13,50%	7.649
Endeudamiento	57,93%	26,08%	41,71%	60,18%	73,57%	7.649
Tenencias de Liquidez	15,48%	18,19%	3,10%	8,57%	20,62%	7.649
Activo no Operativo	18,23%	17,57%	4,55%	12,70%	27,40%	7.648
Italia						
Ahorro Bruto	3,66%	8,88%	2,15%	4,93%	7,63%	2.701
Exceso de Ahorro	-2,58%	12,18%	-7,85%	-1,57%	3,62%	2.701
Formación Bruta de Capital	6,37%	11,31%	1,05%	6,17%	12,25%	2.777
Endeudamiento	61,15%	19,59%	48,85%	62,71%	73,98%	2.777
Tenencias de Liquidez	11,72%	12,45%	3,92%	7,71%	14,60%	2.777
Activo no Operativo	20,43%	17,94%	6,83%	15,17%	29,00%	2.776
Japón						
Ahorro Bruto	3,52%	9,29%	1,77%	4,13%	6,72%	39.666
Exceso de Ahorro	-0,04%	10,89%	-3,67%	0,50%	4,29%	39.666
Formación Bruta de Capital	3,57%	9,32%	-0,38%	3,69%	8,08%	40.239
Endeudamiento	53,18%	22,14%	36,65%	53,88%	69,76%	40.239
Tenencias de Liquidez	17,58%	13,72%	7,92%	13,86%	23,01%	40.239
Activo no Operativo	14,20%	10,31%	6,90%	11,41%	18,76%	40.238
Reino Unido						
Ahorro Bruto	0,25%	18,67%	-1,13%	5,43%	9,49%	15.373
Exceso de Ahorro	-6,12%	19,74%	-11,58%	-2,19%	4,07%	15.373
Formación Bruta de Capital	6,37%	12,95%	0,53%	6,09%	12,80%	15.384
Endeudamiento	52,12%	35,99%	34,21%	51,10%	66,04%	15.384
Tenencias de Liquidez	15,93%	19,65%	2,71%	8,46%	20,96%	15.384
Activo no Operativo	20,32%	22,65%	1,56%	11,67%	32,82%	15.351

Nota: "Nro. Obs." indica la cantidad de observaciones firma-año, "p25", "p50", y "p75" representan los percentiles 25, 50 (mediana) y 75 de la distribución. Las definiciones de las variables son las del Cuadro 1.

III. Un análisis preliminar del EA a nivel de firma

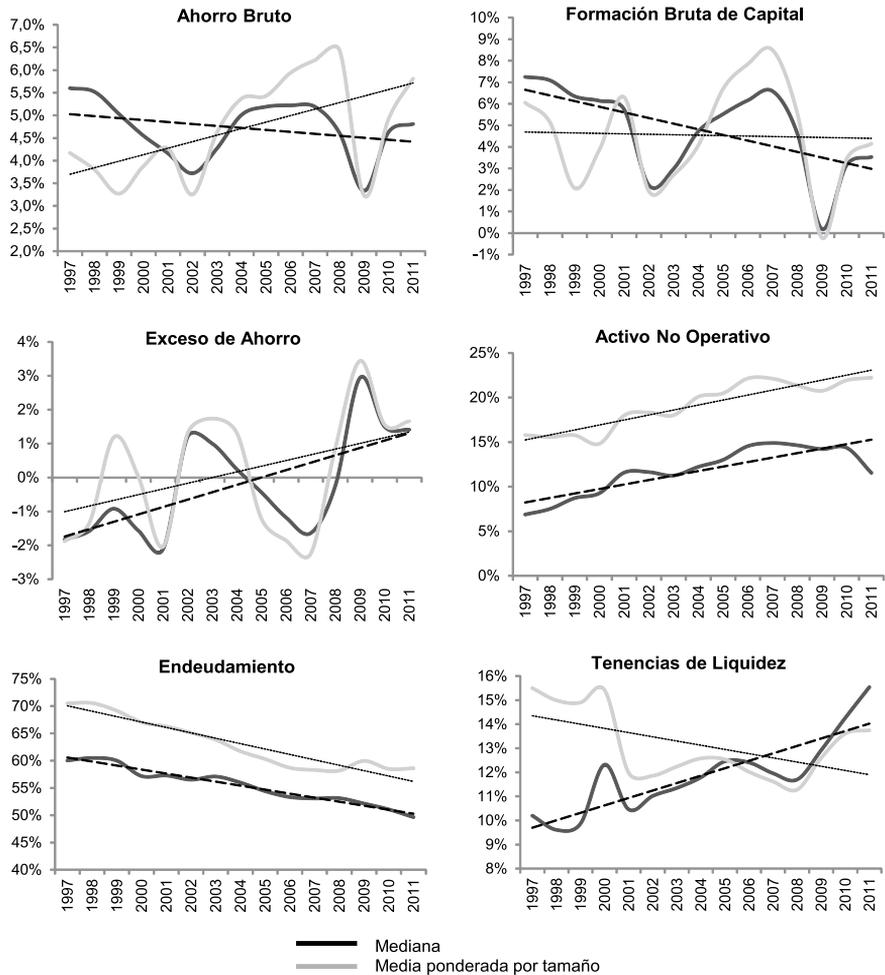
III.1. Exceso de ahorro y aplicaciones en la muestra total

El Gráfico 1 presenta la evolución de las variables de interés en el período 1997-2011. Cada panel del gráfico muestra la trayectoria de la mediana y la media ponderada por tamaño (según Activo Total) de cada una de ellas. El propósito de considerar ambas medidas consiste en captar tanto el comportamiento representativo de la muestra (medido a través de la mediana), como lo sucedido en el agregado (aproximado por la media ponderada). La descripción que sigue se refiere a la evolución de las medias ponderadas por tamaño, reservándose para la sección III.2 un análisis de las diferencias que surgen entre dicha evolución y la que describen las medianas muestrales.

A diferencia de lo que surge en el análisis a nivel agregado que se realiza en la literatura, el Gráfico 1 indica que, entre las firmas industriales estudiadas, prevalece una nítida dinámica anticíclica del EA. Éste tiende a disminuir en las fases de expansión económica previas a las crisis financieras (1999-2000, 2003-2007) y a ascender hasta valores positivos durante las fases recesivas e inmediatamente posteriores a una crisis financiera (1998-1999, 2002-2004 y 2009-2010). Sus oscilaciones son explicadas principalmente por variaciones cíclicas en la formación de capital, y su nivel es siempre superior para la media ponderada por tamaño que para la mediana, indicando que su extensión es mayor entre las firmas más grandes. El mismo comportamiento se repite en el EA de cada uno de los países analizados (ver los gráficos en el Anexo B). Este resultado tiene una gran importancia pues indica que el EA se agudiza en coyunturas de crisis, al caer más la formación de capital que el ahorro bruto. Con todo, se revela también una tendencia ascendente con máximos y mínimos cíclicos que aumentan en el tiempo.

Por otro lado, se advierte un incremento sostenido del ahorro bruto que sólo es perturbado por las coyunturas de crisis financieras y que, con intensidades dispares, es replicado en cada uno de los países estudiados. Ello contrasta con una dinámica mucho más fluctuante de la formación de capital, cuya tendencia de largo plazo exhibe un notorio estancamiento.

Gráfico 1 / Las principales variables de interés durante 1997-2010 para la muestra total



Nota: Exceso de Ahorro, Ahorro Bruto, Formación Bruta de Capital, Activo No Operativo, Endeudamiento y Tenencias de Liquidez, durante el período 1997-2010, según la mediana y el promedio ponderado por tamaño, para la muestra total de firmas manufactureras de Francia, Alemania, Italia, Japón y Reino Unido.

Como contrapartida del creciente EA por sobre la formación de capital tuvieron lugar cambios en la estructura del estado de situación patrimonial de las corporaciones industriales estudiadas. Primero, se produjo una sostenida disminución en el endeudamiento promedio de la muestra, desde el 70% hasta el 58% del activo total. Esto resulta coherente con la mayor disponibilidad de fondos propios

derivada del EA, y con la reiteración de crisis que dificultaron y elevaron el riesgo de la dependencia de financiamiento externo. Nuevamente, los datos a nivel de firma reflejan la política de desendeudamiento identificada en los estudios agregados como aplicación del EA.

Pero las transformaciones del balance no se limitaron a la estructura de capital, sino que también alteraron la composición del activo. El Gráfico 1 permite apreciar que la participación de activos no operativos de largo plazo —que incluye la participación en compañías asociadas y otras inversiones— aumentó de un modo uniforme del 14% al 22%. La media ponderada de las tenencias de liquidez no experimentó cambios significativos e incluso decayó levemente.

En suma, hasta aquí los resultados reflejan las mismas tendencias que las identificadas en otros trabajos (FMI, 2006; OECD, 2007) basados en datos de cuentas nacionales, lo cual sugiere que la muestra es representativa de lo que sucede en el agregado.

III.2. Diferencias según el tamaño de la firma

Con todo, el fenómeno de la concentración de capital, que eleva la incidencia de las firmas más grandes en la evolución del EA en la muestra, y las diferencias que el Gráfico 1 revela entre la evolución de media ponderada y mediana, llevan a preguntarnos por las diferencias en la evolución del EA entre distintos segmentos de tamaño.

Las trayectorias de media ponderada por tamaño y mediana del EA presentan una gran similitud. Sin embargo, la media ponderada por tamaño resulta siempre más elevada que la mediana, indicando que las firmas más grandes experimentaron niveles siempre superiores.⁴ Más aún, al analizar la evolución de las medianas de las variables que componen el EA —el AB y la FBC— se observa una evolución diferente a la hallada para la media. En particular, tanto el ahorro bruto como la inversión muestran una tendencia a la caída cuando se los mide a través de su mediana, lo que implica un deterioro tanto del fondeo interno como de la formación de capital para la firma representativa de la muestra. Con todo, esto no impidió que la mediana del EA siguiera la misma evolución que su media ponderada.

⁴ Lo mismo ocurre para el caso de los activos no operativos y el endeudamiento.

Ello sugiere que la tendencia a la generación de EA no está determinada exclusivamente por la caída de la inversión, o por un inusual crecimiento del ahorro bruto, sino que la combinación de estos factores varía de acuerdo con la firma. Más concretamente, para las firmas más grandes el EA parece obedecer a un gran crecimiento del AB en el marco de un estancamiento de la inversión, mientras que para las firmas más pequeñas, el crecimiento del EA aparenta ser consecuencia de una mayor caída de la FBC que del AB.

Por lo demás, la mediana de las tendencias de liquidez también se mueve en un sentido distinto al exhibido por la media ponderada. Aquella aumenta tendencialmente partiendo de un nivel muy inferior a la media ponderada, lo cual indica que el atesoramiento de liquidez ha sido una aplicación privilegiada entre las firmas de menor tamaño.

A continuación, con el propósito de evaluar en mayor detalle la tendencia seguida por el EA y sus determinantes primarios (el AB y la FBC), realizamos un análisis econométrico preliminar, separando a la muestra en deciles de tamaño. Esto nos permitirá confirmar o rechazar estadísticamente la existencia de una tendencia para estas variables, así como evaluar su robustez ante cambios en el tamaño de las firmas.

En primer lugar, evaluamos la tendencia del EA en toda la muestra y en cada decil de tamaño. Para ello regresamos el EA respecto del tiempo aplicando un modelo de panel con efectos fijos por firma y año (*two-way fixed-effects*). El panel A del Cuadro 3 muestra los resultados y permite confirmar la existencia de una tendencia creciente en el EA de la muestra total y en 8 de los 10 deciles de tamaño. Es interesante analizar la magnitud del coeficiente de la tendencia del EA para la muestra total. Según el Panel A, el EA ha crecido a una tasa promedio de 0,25 puntos porcentuales (p.p.) del Activo Total anualmente, lo que sugiere que entre extremos creció 3,5 p.p. Más aún, los paneles B y C del mismo cuadro muestran la evolución que experimentaron la formación de capital y el ahorro bruto, lo que establece una primera intuición acerca de cuáles son las causas primarias del aumento del EA en nuestra muestra. Aunque la tendencia trazada por el ahorro bruto no resulta homogénea entre grupos de tamaño, la formación de capital muestra una caída en la muestra general que coincide con la reflejada en cada uno de los grupos analizados. En promedio, la caída promedio anual fue de 0,36 p.p. del Activo Total, sumando una contracción total de 5 p.p. entre extremos.

Cuadro 3 / Tendencias del Exceso de Ahorro, el Ahorro Bruto y la Formación Bruta de Capital, por decil de tamaño - Modelo lineal de efectos fijos two-way

Variable Dependiente	Muestra Total	Decil 1	Decil 2	Decil 3	Decil 4	Decil 5	Decil 6	Decil 7	Decil 8	Decil 9	Decil 10
Panel A. Exceso de Ahorro											
Tendencia	0,00247*** (0,000261)	0,0193*** (0,00536)	0,00235 (0,00285)	0,00685** (0,00325)	0,00480*** (0,00162)	0,00308*** (0,00119)	0,00199** (0,000809)	0,00138* (0,00075)	0,000617 (0,000878)	0,00272*** (0,000473)	0,00263*** (0,000265)
Constante	-0,0499*** (0,00296)	-0,266*** (0,0315)	-0,123*** (0,0159)	-0,0915*** (0,0182)	-0,0705*** (0,00829)	-0,0455*** (0,00645)	-0,0389*** (0,00813)	-0,0209** (0,0106)	-0,0226* (0,0123)	-0,0292*** (0,00602)	-0,0232*** (0,00311)
N° de Observaciones	72,496	2,742	4,444	5,427	6,360	7,263	6,672	8,143	9,328	10,531	11,586
R-cuadrado	0,022	0,052	0,025	0,019	0,041	0,043	0,022	0,025	0,021	0,045	0,072
Número de Firmas	9,153	650	847	916	934	936	925	983	974	992	996
Panel B. Formación Bruta de Capital											
Tendencia	-0,00363*** (0,000197)	-0,00518 (0,00371)	-0,00261 (0,0022)	-0,00764*** (0,00177)	-0,00607*** (0,0015)	-0,00547*** (0,00108)	-0,00493*** (0,000672)	-0,00292*** (0,000702)	-0,00211*** (0,000545)	-0,00248*** (0,000385)	-0,00212*** (0,000256)
Constante	0,0589*** (0,00216)	0,154*** (0,0213)	0,125*** (0,0122)	0,142*** (0,00986)	0,139*** (0,0076)	0,112*** (0,0059)	0,112*** (0,00689)	0,0745*** (0,00994)	0,0698*** (0,00764)	0,0718*** (0,00491)	0,0697*** (0,00299)
N° de Observaciones	73,733	2,836	4,598	5,559	6,473	7,364	6,900	8,328	9,426	10,613	11,636
R-cuadrado	0,069	0,041	0,05	0,097	0,091	0,097	0,08	0,101	0,088	0,096	0,127
Número de Firmas	9,233	669	864	922	942	938	945	988	975	993	997
Panel C. Ahorro Bruto											
Tendencia	-0,00106*** (0,000217)	0,0140*** (0,00497)	-0,000241 (0,0025)	-0,00061 (0,00299)	-0,00104 (0,00121)	-0,00199** (0,000825)	-0,00298*** (0,000663)	-0,00139** (0,000556)	-0,00146* (0,00075)	0,00023 (0,00075)	0,000490*** (0,000346)
Constante	0,0478*** (0,00238)	-0,111*** (0,0291)	-0,000221 (0,014)	0,0478*** (0,0168)	0,0651*** (0,0062)	0,0812*** (0,00448)	0,0743*** (0,00667)	0,0531*** (0,00787)	0,0469*** (0,0105)	0,0426*** (0,0044)	0,0448*** (0,00186)
N° de Observaciones	72,496	2,742	4,444	5,427	6,360	7,263	6,672	8,143	9,328	10,531	11,586
R-cuadrado	0,008	0,045	0,021	0,009	0,023	0,033	0,028	0,03	0,006	0,012	0,05
Número de Firmas	9,153	650	847	916	934	936	925	983	974	992	996
Panel D. Exceso de Ahorro											
Tendencia	0,00300*** (0,000268)	0,0166*** (0,00565)	0,00175 (0,00294)	0,00644** (0,00329)	0,00405** (0,00165)	0,00294** (0,00122)	0,00201** (0,000808)	0,00191** (0,000785)	0,00183* (0,00106)	0,00430*** (0,00083)	0,00282*** (0,000747)
Dummy de Recesión	0,0149*** (0,00178)	0,039 (0,025)	0,00955 (0,0115)	0,0106 (0,0131)	0,0144** (0,00637)	0,00289 (0,00499)	0,00318 (0,00514)	0,0165*** (0,00615)	0,0210** (0,0104)	0,0231** (0,00996)	0,00271 (0,00967)
Constante	-0,0575*** (0,003)	-0,261*** (0,0317)	-0,122*** (0,016)	-0,0906*** (0,0183)	-0,0692*** (0,00831)	-0,0453*** (0,00647)	-0,0390*** (0,00813)	-0,0294*** (0,0112)	-0,0417*** (0,0155)	-0,0543*** (0,0124)	-0,0262*** (0,0116)
N° de Observaciones	72,450	2,742	4,444	5,421	6,360	7,255	6,668	8,115	9,328	10,531	11,586
R-cuadrado	0,023	0,054	0,025	0,019	0,042	0,043	0,022	0,026	0,022	0,045	0,072
Número de Firmas	9,144	650	847	913	934	933	924	981	974	992	996
Panel E. Formación Bruta de Capital											
Tendencia	-0,00429*** (0,000202)	-0,00448 (0,00397)	-0,00133 (0,00226)	-0,00708*** (0,00179)	-0,00514*** (0,00153)	-0,00472*** (0,00111)	-0,00501*** (0,000672)	-0,00353*** (0,000734)	-0,00315*** (0,000691)	-0,00377*** (0,000676)	-0,00228*** (0,00072)
Dummy de Recesión	-0,0167*** (0,00134)	-0,01 (0,0159)	-0,0206** (0,00859)	-0,0147** (0,007)	-0,0176** (0,00585)	-0,0137** (0,00458)	-0,0123** (0,00438)	-0,0184** (0,00576)	-0,0181** (0,00648)	-0,0188** (0,00812)	-0,0184 (0,00952)
Constante	0,188*** (0,00226)	0,153*** (0,0214)	0,122*** (0,0122)	0,141*** (0,00986)	0,137*** (0,00762)	0,128*** (0,00592)	0,113*** (0,00689)	0,0838*** (0,0105)	0,0862*** (0,00965)	0,0922*** (0,0101)	0,0701** (0,0111)
N° de Observaciones	73,687	2,836	4,598	5,553	6,473	7,356	6,896	8,300	9,426	10,613	11,636
R-cuadrado	0,072	0,041	0,052	0,098	0,093	0,098	0,081	0,072	0,089	0,097	0,127
Número de Firmas	9,224	669	864	919	942	935	944	986	975	993	997
Panel F. Ahorro Bruto											
Tendencia	-0,00120*** (0,000224)	0,0119** (0,00522)	0,000559 (0,00258)	-0,000347 (0,00303)	-0,000959 (0,00124)	-0,00141* (0,000845)	-0,00303*** (0,000663)	-0,00148** (0,000582)	-0,00131 (0,000909)	0,000541 (0,000607)	0,000532 (0,000447)
Dummy de Recesión	-0,00388*** (0,00148)	0,0306 (0,0231)	-0,0129 (0,0101)	-0,00711 (0,012)	-0,00149 (0,00476)	-0,0104*** (0,00346)	-0,00857** (0,00422)	-0,00248 (0,00456)	0,00249 (0,00576)	0,00455 (0,00728)	0,0006 (0,00591)
Constante	0,0498*** (0,0025)	-0,107*** (0,0293)	-0,00153 (0,014)	0,0479*** (0,0168)	0,0650*** (0,00622)	0,0799*** (0,00449)	0,0750*** (0,00667)	0,0542*** (0,00831)	0,0447*** (0,0105)	0,0377*** (0,00904)	0,0441*** (0,00693)
N° de Observaciones	72,450	2,742	4,444	5,421	6,360	7,255	6,668	8,115	9,328	10,531	11,586
R-cuadrado	0,008	0,046	0,022	0,009	0,023	0,035	0,029	0,029	0,006	0,012	0,05
Número de Firmas	9,144	650	847	913	934	933	924	981	974	992	996

Nota: se muestra la tendencia lineal de las principales variables de interés (Exceso de Ahorro, Formación de Capital Bruto y Ahorro Bruto) en un modelo de efectos fijos two-way con efectos específicos por firma y año. Los resultados se presentan para la muestra total y para cada uno de los deciles de tamaño. Los Paneles A, B y C muestran los resultados de regresiones que incluyen una constante y la tendencia lineal únicamente. Los Paneles D, E y F incluyen una variable *dummy* que identifica los períodos de crisis económica (caída de la inversión agregada) en el país donde la firma está radicada. Los desvíos estándar se reportan entre paréntesis. *, **, ***, indican la significatividad al 10%, 5% y 1%, respectivamente.

Como testeo de robustez, buscamos aislar los efectos que los períodos de crisis financiera y recesión ejercieron sobre estas tendencias. En los paneles D a F se replican las mismas regresiones, pero agregando una variable dicotómica que es igual a 1 en los períodos en que la inversión agregada nacional —según el país al que pertenezca la firma— sufrió una contracción, e igual a cero de lo contrario. La cantidad de deciles en los que el EA registra una tendencia ascendente y estadísticamente significativa aumenta ahora a 9 (ver panel D), manteniéndose las conclusiones referidas a la evolución de ahorro y formación de capital brutos (paneles E y F).

Adicionalmente, podría aducirse que la tendencia a la caída de la formación de capital obedece a que consideramos una muestra que contiene exclusivamente firmas manufactureras, en un período en el que ha tenido lugar un cambio estructural en la composición sectorial del producto, en detrimento del sector industrial y en favor de los servicios. La base WorldScope dificulta un análisis minucioso de esta hipótesis, puesto que el sector servicios tiene una muy baja representación en la muestra de firmas (éstas representan tan solo un 5% del total de firmas manufactureras). Sin embargo, puede afirmarse que la misma tendencia contractiva de la inversión se encuentra entre las firmas de servicios de la muestra. Estos resultados pueden ser solicitados a los autores.

Por último, una potencial explicación para la caída de la tasa de formación de capital observada podría estar dada por el cambio en la composición de los gastos de inversión observado en el período estudiado. Es conocido que entre los gastos de formación de capital, han ido ganando relevancia las inversiones intangibles como aquellos en Investigación y Desarrollo, y han perdido peso los gastos en activos tangibles. Así, se vuelve de interés evaluar cuál ha sido la evolución de la totalidad de los gastos de inversión, sumando a la inversión fija, las inversiones en activos intangibles. La base WorldScope permite medir los gastos de Investigación y Desarrollo, aunque la proporción de firmas que reportan estas inversiones es reducida. Buscando avanzar en tal sentido, creamos una medida adicional de Formación Bruta de Capital que adiciona dichos gastos de I&D. Con esta medida alternativa de FBC, procedemos a obtener una medida alternativa del EA, restando la nueva FBC del AB. Cuando analizamos econométricamente la tendencia de esta medida alternativa de EA, encontramos una tendencia creciente y estadísticamente significativa, y para la FBC, una tendencia negativa y significativa para el total de la muestra y nueve de los diez deciles de tamaño (el Anexo C, muestra estos resultados).

En suma, la información provista por el Cuadro 3 permite confirmar que existe una tendencia ascendente del EA en el período, y verificar que ésta se correspondió con una caída sostenida en la inversión de las empresas de la muestra.

III.3. Una exploración de posibles explicaciones

La disponibilidad de datos a nivel de firma permite realizar una exploración más exhaustiva de la fisonomía interna del crecimiento en el EA corroborado hasta aquí, a partir de preguntas o hipótesis acerca de sus posibles causas. La literatura referida a la acumulación de liquidez y la evolución del ahorro e inversión agregados para el sector corporativo suministra un punto de partida propicio a tal fin. A continuación nos concentramos en dos grandes conjuntos de factores, a saber: (1) las restricciones para acceder a financiamiento externo; (2) las dificultades impuestas por el entorno operativo.

Si bien no se detecta una caída simultánea de los indicadores agregados de acceso al financiamiento del sector privado, las dificultades para acceder a fondos externos han afectado las políticas financieras y la inversión de ciertas firmas, según se desprende de numerosos trabajos de la literatura financiera (Fazzari, Hubbard y Petersen, 1988; Denis, 2011). En particular, las explicaciones teóricas de la acumulación de liquidez muestran que ésta constituye una política financiera clave para amortiguar los efectos del racionamiento financiero sobre la inversión de las firmas más afectadas por este último.

Sería de interés, entonces, evaluar si las dificultades para acceder al financiamiento externo ocasionan al menos una parte de la tendencia a la aparición del EA. En tal sentido puede plantearse la siguiente pregunta, ¿muestran las firmas con distintos niveles de restricciones para acceder al financiamiento externo diferencias en la evolución de su EA? El Gráfico 2 permite extraer una respuesta preliminar. Allí las firmas son ordenadas según el grado de restricciones al financiamiento que enfrentan, medido a través un indicador ampliamente utilizado en la literatura de racionamiento, el índice Whited-Wu (WW).⁵ Para cada firma se computa anualmente el índice WW y se obtiene un valor promedio para todo el período 1997-2011. La muestra total es dividida en deciles de índice WW prome-

⁵ Cuanto mayor resulta el índice WW mayor es el grado de racionamiento financiero que enfrenta la firma. El cálculo del índice se realiza siguiendo la fórmula de Whited y Wu (2006), que se detalla más abajo en la sección metodológica.

dio, y se grafica la evolución en el tiempo de la mediana del EA correspondiente a cada uno de los primeros y últimos tres deciles.

Gráfico 2 / Exceso de Ahorro - Firmas racionadas vs. No racionadas



Nota: se muestra la evolución del Exceso de Ahorro para las firmas que enfrentan un mayor racionamiento (deciles 8, 9 y 10) y aquellas que enfrentan menos racionamiento (deciles 1, 2 y 3). Las firmas fueron separadas en deciles de acuerdo al valor del índice Whited-Wu, y luego se computó el Exceso de Ahorro promedio para cada año y decil.

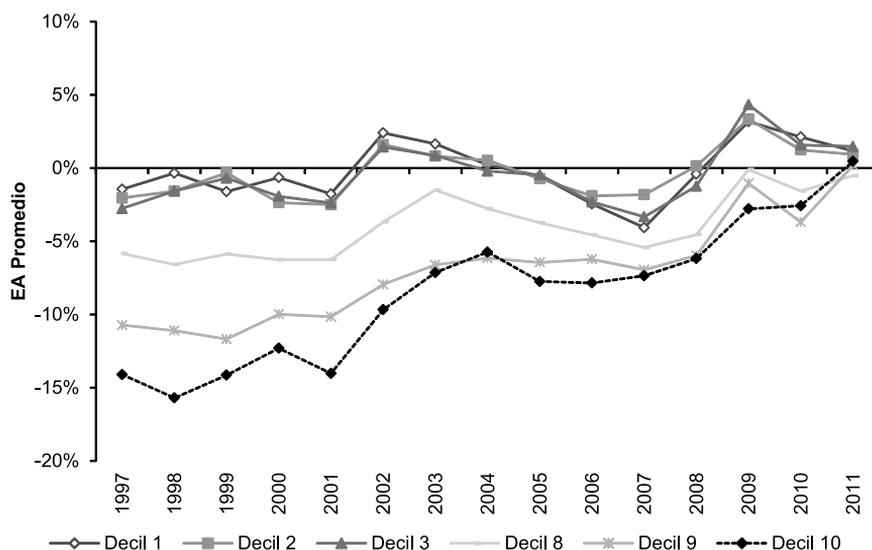
En términos del nivel del EA, el Gráfico 2 muestra que las firmas racionadas (deciles 8, 9 y 10) tienen siempre un EA negativo e inferior a las no racionadas (deciles 1, 2 y 3). Es decir, precisamente las firmas con mayores dificultades para acceder al financiamiento externo dependen en una mayor medida de éste para solventar su inversión. Esta diferencia de EA entre distintos segmentos de EA puede deberse al menor grado de rentabilidad y ahorro bruto de las firmas pequeñas y racionadas. Por el contrario, las firmas no racionadas, no sólo exhiben una menor dependencia del fondeo externo sino incluso por momentos un exceso de fondos internos (esto es, un EA positivo). Con todo, la evolución en el tiempo del EA tendió a acortar las distancias entre racionadas y no racionadas. En efecto, las firmas con mayores restricciones aumentaron su EA mucho más velozmente, lo que brinda razones para presumir que el racionamiento financiero es una causa del incremento del EA. Más adelante, en la sección VI veremos que este efecto puede ser

atribuido al impacto del racionamiento sobre la inversión, que tiende a disminuir a ritmo más acentuado entre las firmas racionadas que entre las no racionadas.

En otro orden, es necesario conocer del modo más directo posible los efectos sobre el EA de las nuevas características que parece haber asumido el entorno operativo. A tal fin, se analizan los efectos de dos rasgos que, como se argumenta en otros estudios (Irvine y Pontiff, 2008), atravesaron severos cambios en los últimos años: la volatilidad y el ritmo de crecimiento de las actividades operativas.

En efecto, dada la mayor volatilidad idiosincrática prevaleciente en el período en cuestión resultaría de interés discernir si las firmas más expuestas a tal volatilidad experimentaron a su vez una inclinación más pronunciada al incremento del EA. El Gráfico 3 presenta un ejercicio orientado por dicha pregunta. Allí las firmas se ordenan en deciles de volatilidad según el coeficiente de variación de su Q de Tobin, para luego graficar la evolución anual de la mediana del EA correspondiente a los primeros y últimos tres deciles de volatilidad.

Gráfico 3 / Exceso de Ahorro - Firmas volátiles vs. No volátiles

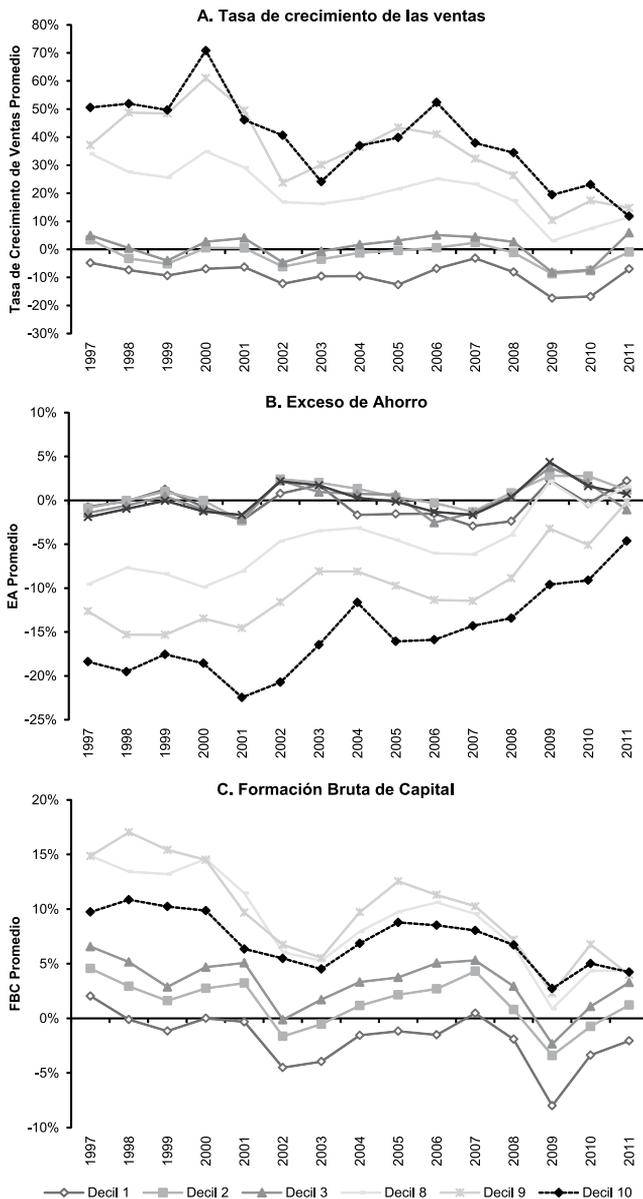


Nota: se muestra la evolución del Exceso de Ahorro para firmas que enfrentan un entorno más volátil (deciles 8, 9 y 10) y aquellas que enfrentan un entorno menos volátil (deciles 1, 2 y 3). Las firmas fueron separadas en deciles de acuerdo al valor del coeficiente de variación de la Q de Tobin, y luego se computó el Exceso de Ahorro promedio para cada año y decil.

Se observa una dinámica similar a la que surge al separar a las firmas según su grado de racionamiento. Por un lado, los deciles de mayor estabilidad son los que muestran siempre un mayor nivel de EA (e incluso los únicos que experimentan niveles positivos en algunos años). Esto puede deberse a que son los segmentos de firmas con elevada volatilidad los que experimentan menor rentabilidad y ahorro bruto (en efecto, la correlación entre volatilidad de Q de Tobin y rentabilidad, o entre volatilidad y ahorro bruto es negativa y significativa). Sin embargo, los estratos más volátiles incrementan su EA a un ritmo muy superior, produciéndose una convergencia entre el EA de los distintos niveles de volatilidad a lo largo del período, lo que sugiere que la volatilidad también jugó un rol en la determinación de la tendencia alcista del EA observada en primer lugar.

Por último, sería plausible conjeturar que un gradual deterioro de las oportunidades de inversión actúa como causa de la extenuación de la formación de capital, sin que ello implique necesariamente un perjuicio sobre la rentabilidad y el ahorro bruto de las firmas afectadas, produciéndose como resultado la elevación observada en el ahorro excedente de toda la muestra. Una hipótesis que se desprende de este planteo es que las firmas más maduras y con una menor tasa de crecimiento son aquellas donde el EA tiende a ser mayor. El Gráfico 4 confirma esta intuición. Para confeccionar dicho gráfico ordenamos a las firmas en deciles de ritmo de crecimiento de ventas promedio durante todo el período 1997-2011, y luego mostramos la evolución en el tiempo de la mediana de tasa de crecimiento de las ventas (Panel A), EA (Panel B) y FBC (Panel C) correspondientes a los primeros y últimos tres deciles.

Gráfico 4 / Tasa de Crecimiento de Ventas, Exceso de Ahorro y Formación Bruta de Capital - Firmas de alto crecimiento vs. Firmas de bajo crecimiento



Nota: se muestra la evolución del ritmo de crecimiento de las ventas, el Exceso de Ahorro y la Formación Bruta de Capital, para las firmas de crecimiento alto (deciles 8, 9, 10) y las de bajo crecimiento (deciles 1, 2 y 3). Las firmas fueron separadas en deciles de acuerdo con tasa de crecimiento de ventas promedio durante el período muestral, y luego se computaron las tasas de crecimiento de ventas, el Exceso de Ahorro y la Formación Bruta de Capital para cada año y decil.

Como se observa en el Panel B del Gráfico 4, el EA es siempre más alto para las firmas más maduras cuyas ventas crecen muy lentamente o incluso se contraen. Los deciles 1, 2 y 3 de crecimiento de ventas promedio muestran niveles permanentemente superiores. Sin embargo, los grupos de firmas de mayor dinamismo (deciles 8, 9 y 10) tienden a acercarse a los niveles de EA de los grupos más maduros. Es sencillo conciliar esta evolución con la relación esperada entre dinamismo de las ventas y EA si se observa (en el Panel A) la trayectoria seguida por el ritmo de crecimiento de los estratos más dinámicos. Como vemos, los deciles 8, 9 y 10 experimentaron en el período una rápida contracción en su ritmo de crecimiento, retrocediendo también su FBC. Esto es, si bien el EA fue mayor entre las firmas de menor crecimiento y más maduras, las firmas más dinámicas, al sufrir un significativo deterioro en su crecimiento fueron las que experimentaron un aumento más acelerado en su EA.

Resumiendo, el racionamiento, la volatilidad y las diferencias en el ritmo de crecimiento de las firmas parecen haber tenido un efecto sobre el crecimiento del EA. En efecto, los resultados preliminares presentados en los Gráficos 2 a 4 sugieren que el EA creció más velozmente entre las firmas más racionadas, aquellas que enfrentaron una mayor volatilidad y aquellas que sufrieron un más abrupto recorte en su ritmo de crecimiento. Sobre la base de estas intuiciones, a continuación se busca reforzar desde un punto de vista teórico las hipótesis que luego serán sometidas a una evaluación más exhaustiva en la sección VI.

IV. Antecedentes teóricos y construcción de hipótesis

Pese a la ausencia de antecedentes teóricos específicos sobre el fenómeno del EA en el sector corporativo, en lo que sigue procuramos elaborar y consolidar las hipótesis acerca de los efectos del racionamiento financiero, la volatilidad operativa y el ritmo de crecimiento sobre el EA a partir de la literatura vinculada a la inversión, el flujo de caja libre y las tenencias de liquidez.

Racionamiento financiero: por un lado, es conocido el argumento según el cual la inversión se ve limitada por el efecto de restricciones al financiamiento, iniciada por Fazzari *et al.* (1988). Según éste, las firmas que enfrentan restricciones para obtener financiamiento externo verían menguada su inversión respecto del nivel “óptimo” si no contarán con el financiamiento interno requerido para éste último.

Pero, fuera de esta razón para esperar una menor inversión, ¿tienen las firmas racionadas motivos para generar más EA que firmas no racionadas? Dada la discusión sobre la utilidad de la metodología de Fazzari *et al.* para identificar la presencia de restricciones financieras, nuevas formas de identificación fueron introducidas en la literatura.⁶ Almeida, Campello y Weisbach (2004) procuran hacerlo a partir del análisis de la demanda de efectivo. Su modelo postula que las firmas racionadas deberían atesorar sistemáticamente una porción del flujo de caja, mientras que por el contrario, las firmas no racionadas no se verían compelidas de este modo a acumular liquidez. Los autores confirman esta hipótesis empíricamente. Por otro lado, evalúan la variación de dicha propensión a ahorrar a lo largo del ciclo de negocios: las recesiones afectan negativamente tanto el monto del flujo de caja como el atractivo de las inversiones corrientes. Allí las firmas racionadas tienden a ahorrar una mayor proporción del flujo de caja, mientras que no se detectan cambios significativos entre las no racionadas. Este trabajo constituye un antecedente relevante para el estudio del exceso de ahorro, al examinar de un modo directo la decisión de atesorar una proporción del flujo de fondos como efectivo.

Por su parte, Acharya, Almeida y Campello (2007) ofrecen un nuevo avance en el estudio de la administración del flujo de caja que las firmas racionadas realizan para atenuar los efectos de las restricciones financieras. Sugieren la existencia de dos formas de amortiguar tales restricciones: atesorar el flujo de caja y así aumentar la liquidez para afrontar inversiones futuras, o reducir el apalancamiento y guardar capacidad de endeudamiento para el futuro. Acharya, Almeida y Campello postulan que la elección entre una y otra estrategia depende de las necesidades de cobertura (*hedging needs*) de cada firma. Aquellas empresas cuyo flujo de caja se correlaciona positivamente con el surgimiento de oportunidades de inversión (baja necesidad de cobertura), pueden financiar las inversiones con dicho flujo, y complementarlo con el financiamiento externo cuya magnitud depende del desendeudamiento consumado en períodos previos. Las firmas con baja correlación entre flujo de caja y oportunidades de inversión (alta necesidad de cobertura) preferirán utilizar el primero para acumular efectivo que pueda ser utilizado en momentos en que las oportunidades de inversión surjan y no se disponga de un flujo corriente para cubrir su financiamiento. Con todo, cualquiera sea el caso en relación a las necesidades de cobertura, tanto la de-

⁶ Iniciada por Kaplan y Zingales (1997), quienes ponen en duda la precisión de la metodología original al analizar las declaraciones de los gerentes en reportes anuales de las firmas identificadas como racionadas por Fazzari, Hubbard y Petersen —por su bajo ratio de *payout*—, y clasificar a éstas en tres subgrupos: no racionadas, posiblemente racionadas, y racionadas. Encuentran que las firmas clasificadas como racionadas exhiben la menor sensibilidad de la inversión al flujo de caja.

manda de efectivo como el desendeudamiento implican que un mayor exceso de ahorro tendrá lugar entre las firmas racionadas.

Una serie de modelos teóricos como Buera y Shin (2013) y Midrigan y Xu (2014) muestran que firmas con mayor nivel de racionamiento financiero se ven compelidas a incrementar el ahorro interno para cubrir los requerimientos financieros de la inversión.

Volatilidad: la mayor volatilidad idiosincrática y sus efectos sobre la inversión tornan esperable que el EA se presente en mayor medida en aquellas firmas que experimentaron una mayor volatilidad a lo largo del período. Si bien los principales modelos teóricos formulados desde 1970 no son conclusivos acerca del impacto de la volatilidad sobre la inversión, una relación negativa entre la volatilidad y la inversión, y positiva entre la volatilidad y el EA resulta esperable a raíz de los hallazgos realizados en la literatura sobre la inversión y la demanda de liquidez.⁷

El ascenso del EA se produjo en paralelo a un aumento de la volatilidad de los flujos de fondos, la rentabilidad y los rendimientos idiosincráticos, y con el recrudescimiento de la competencia en los mercados de bienes (Irvine y Pontiff, 2008; Comin y Philippon, 2006). También se mostró que en este contexto la mayor volatilidad de ventas y costos tuvo un efecto negativo sobre la inversión de las firmas alemanas y que la de los retornos idiosincráticos repercutió negativamente sobre la inversión de firmas manufactureras de Estados Unidos.⁸

Más aún, Bates, Kahlen y Stulz (2009) también muestran cómo los estratos de firmas que experimentaron un mayor incremento en volatilidad en los flujos de fondos fueron a su vez aquellos donde las tenencias de liquidez tendieron a crecer con mayor rapidez. Finalmente, Baum, Kaglayan, Ozkan y Talavera (2006) indican que las políticas de liquidez seguidas por cada firma son afectadas por la volatilidad macroeconómica (aproximada a través de la varianza condicional del producto, la producción industrial, la inflación minorista, y los retornos de

⁷ Un resumen de estos argumentos es proporcionado por Leahy y Whited (1996). Allí se muestra que, en esencia, la relación teórica entre la volatilidad y la inversión depende de la flexibilidad con que cuenta la firma para adaptarse ante cambios imprevistos en el precio de venta, cumpliendo un papel clave la irreversibilidad de la inversión realizada y la flexibilidad con que cuente la firma para adaptar sus coeficientes de trabajo/capital. Estas condiciones de partida se ven reflejadas en una forma funcional asumida para el valor del producto marginal del capital. En principio, si ésta es convexa (cóncava) en una variable aleatoria y volátil, la inversión se verá estimulada (desalentada) ante incrementos en la volatilidad.

⁸ Ver Von Kalckreuth (2000), Leahy y Whited (1996), Guiso y Parigi, (1999) y Baum *et al.* (2008).

mercado). En especial, cuando se trata de firmas con elevado dinamismo, racionamiento financiero e intensidad de capital.

Por último, una formalización del impacto de la volatilidad de ingresos idiosincráticos sobre el ahorro precautorio es proporcionada en Aiyagari (1994).

Ritmo de crecimiento: además de la intuición y resultados que se desprenden del Gráfico 4, algunos aportes clásicos de las Finanzas Corporativas también permiten presumir que el menor ritmo de crecimiento de las actividades operativas actuó como una causa del aumento del EA.

En efecto, en un conocido trabajo, Jensen (1986) estudia las consecuencias de un fenómeno asimilable al EA: el flujo de caja libre, entendido como aquella parte del flujo de caja que excede al requerido para financiar la totalidad de los proyectos de inversión con valor presente positivo al alcance de la firma. Según el autor, tal fenómeno surgía en particular en sectores con altas rentas económicas pero maduros y con escasas oportunidades de crecimiento. Algunos ejemplos citados son los sectores petrolero, siderúrgico, químico, cervecero, tabacalero y productor de papel (Jensen, 1989).

Por otro lado, esta hipótesis también se desprende de los problemas acerca de las trayectorias de crecimiento adoptadas por las grandes empresas desde la posguerra. Los estudios sobre este aspecto (Rumelt, 1982) muestran que la gradual pérdida de dinamismo de los negocios originales redujo las posibilidades de inversión en ellos y motivó la reorientación de los fondos hacia la adquisición de activos en nuevos negocios. En la medida en que esto supone la adquisición de activos ya existentes, y no constituye una operación de formación de capital bruta, se transforma en un motivo de EA.

De hecho, tal hipótesis es explorada en el estudio de las operaciones de fusión y adquisición, las que a su vez pueden interpretarse como aplicaciones del exceso de ahorro. Por ejemplo, al buscar los determinantes de adquisiciones apalancadas Opler y Titman (1991) encuentran que las firmas que inician estas operaciones combinan bajas oportunidades de inversión en sus negocios originales, altos flujos de efectivo, y una mayor inclinación a la diversificación. Arkan y Stulz (2011), por su parte, encuentran evidencias coherentes con la idea de que las

adquisiciones realizadas por firmas maduras son inducidas por el agotamiento de las oportunidades de crecimiento interno.⁹

La literatura reciente sobre dinamismo empresarial en Estados Unidos brinda motivos adicionales para creer que ésta puede ser una causa del crecimiento del EA. En efecto, en Decker, Haltinwager, Jarmin y Miranda (2014), se documenta una caída sostenida de la tasa de creación de nuevas firmas y la pérdida de importancia de firmas jóvenes en Estados Unidos desde la década del 60. Estas evidencias ponen de relieve una caída del dinamismo empresarial en estos años, factor que podría actuar como causa del EA.

En suma, se tienen tres hipótesis no excluyentes mutuamente acerca de los factores que ocasionan el surgimiento del EA en la muestra. A saber:

- el EA es producido por las firmas racionadas en su acceso al financiamiento externo que administran su flujo de fondos para eludir los perjuicios de dichas restricciones,
- el EA es causado por un entorno operativo más volátil que afecta negativamente el atractivo de los proyectos de inversión de las firmas, o
- el EA es causado por un menor crecimiento y menores oportunidades de inversión.

En lo que sigue buscamos someter estas hipótesis a una contrastación econométrica que signifique un avance con respecto a las relaciones halladas en los Gráficos 2 a 4, esencialmente incorporando controles que permitan aislar el efecto de otras variables que presumiblemente pueden afectar el EA o la FBC de las firmas en el período.

V. Metodología

Para evaluar en qué medida tales hipótesis permiten explicar la tendencia creciente del EA a lo largo del período 1997-2011 acudimos a modelos de efectos fijos (en particular, modelos *two-way fixed-effects*) que incorporan como regreso-

⁹ Aunque estos últimos también muestran que las operaciones de adquisición son realizadas en igual proporción por firmas jóvenes y maduras. Es decir, las firmas con Ofertas Públicas Iniciales más recientes muestran una gran actividad de adquisición en los años inmediatamente posteriores, al igual que las firmas maduras.

res a la tendencia y, en forma alternada, medidas de racionamiento, volatilidad y ritmo de crecimiento, así como términos de interacción entre estas medidas y el tiempo, con el objeto de advertir el grado en que las firmas racionadas, volátiles y menos dinámicas muestran una mayor tendencia al incremento del EA.¹⁰

Así, la efectividad de cada hipótesis para explicar la distribución del EA en el período inicial es evaluada considerando el signo y la significatividad de las variables que identifican el racionamiento, volatilidad o dinamismo. Mientras que para considerar su validez para explicar la tendencia se evalúa el signo y significatividad del término de interacción entre la tendencia y las variables que identifican el racionamiento, volatilidad o dinamismo.

Dado que el EA es el resultado de lo acontecido con el ahorro bruto y la formación bruta de capital, y que, de acuerdo con el análisis presentado en la sección III, ésta última mostró una tendencia contractiva para la totalidad de la muestra y para cada decil de tamaño, cada regresión donde el EA aparece como variable dependiente, es replicada adoptando como dependiente a la formación bruta de capital, con el propósito de identificar también el modo en que cada uno de los tres aspectos considerados afectan la inversión. Por lo demás, este paso nos permitirá conectar los resultados obtenidos en la literatura sobre la inversión con el objeto central de nuestra investigación, el EA.

Indicadores de racionamiento, volatilidad y dinamismo: utilizamos cuatro medidas de racionamiento ampliamente difundidas en la literatura para evaluar sus efectos sobre el EA, a saber: el logaritmo natural del activo total (que identifica como racionadas a las firmas de menor tamaño), y los índices creados en la literatura de restricciones financieras: Whited-Wu (2006) y Kaplan-Zingales (1997). El índice Kaplan-Zingales fue desarrollado originalmente por Lamont, Polk y Saa-Requeijo (2001), a partir de una estimación *ordered logit* donde la variable dependiente es un indicador del grado de racionamiento obtenido de información cualitativa de la firma —inspirados en el trabajo de Kaplan y Zingales (1997)— y los regresores son un conjunto de variables cuantitativas de la firma: flujo neto de caja (FNC) normalizado por activo total (AT), Q de Tobin, apalancamiento financiero medido como pasivo total (PT) sobre activo total, dividendos en efectivo y ratio de efectivo a activo total. El índice resultante es el siguiente:

¹⁰ La aplicación de la técnica de efectos fijos por empresa y año permite controlar el efecto de aquellos factores inobservables potencialmente asociados al EA que varían de firma en firma o entre períodos.

$$\text{Índice Kaplan-Zingales} = -1,002 * FNC/AT + 0,283 * Q \text{ de Tobin} + 3,319 * PT/AT - 39,368 * \text{Dividendos en efectivo} - 1,315 * \text{Efectivo}/AT$$

El índice Whited-Wu (2006) fue introducido como respuesta a las debilidades del índice Kaplan-Zingales y representa la estimación de una ecuación de inversión de Euler a partir del Método Generalizado de los Momentos, y una combinación lineal de seis factores empíricos: flujo de caja, una variable *dummy* de pago de dividendos, apalancamiento financiero (medido como pasivo total sobre activo total), tamaño de firma (medido como el logaritmo del activo total – $\log AT$), tasa de crecimiento de las ventas de la industria, y tasa de crecimiento de la firma. Se define a partir de la siguiente ecuación:

$$\text{Índice WW} = -0,091 * \text{Flujo de Caja} + 0,062 * \text{Dummy Dividendos} + 0,021 * \text{Apalancamiento} - 0,044 * \log AT + 0,102 * \text{Crecimiento Ventas Industria} + 0,035 * \text{Crecimiento Ventas}$$

Dados los límites de estos dos últimos índices, señalados por Hadlock y Pierce (2010), para medir el racionamiento y la relación cuadrática encontrada por estos autores entre el tamaño y el racionamiento, incluimos como medida adicional al tamaño de la empresa al cuadrado, $\log(AT)^2$. Al evaluar los efectos del racionamiento sobre la inversión se agregan tres medidas adicionales, cuya utilización en el caso del exceso de ahorro se ve impedida por problemas de endogeneidad: la rentabilidad sobre activos (que identifica como racionadas a las firmas de menor rentabilidad), una variable dicotómica que adopta el valor 1 si la firma distribuye dividendos y cero de no ser así, y otra que adopta valor 1 cuando una firma experimenta ganancias y 0 si sufre pérdidas.

El efecto de la volatilidad del entorno operativo es evaluado mediante cinco variables. Éstas se construyen mediante el coeficiente de variación de: i) las ventas netas, ii) la tasa de crecimiento de las ventas, iii) la Q de Tobin, iv) el costo de ventas, y v) el ratio de ganancias netas a ventas.¹¹ En cada caso se toma un coeficiente de variación móvil con una ventana de cinco años de acuerdo con la fórmula $cv_{-5}^x = \sigma_{-5}^x / E_{-5}^x$, donde σ_{-5}^x representa el desvío estándar móvil de la variable x entre los períodos t y $t-5$, y E_{-5}^x indica la media móvil de la variable x entre los períodos t y $t-5$.

¹¹ La Q de Tobin se computa como: Q de Tobin = (Capitalización Bursátil + Valor de Libros del Pasivo) / Valor de Libros del Activo.

Por su parte, las medidas de crecimiento utilizadas son la tasa de crecimiento interanual de las ventas, la Q de Tobin y, siguiendo a Graham (2000) y Fama y French (2002), consideramos también la inversión en investigación y desarrollo normalizada por el activo total.

Controles: cada regresión incorpora variables de control que procuran aislar los efectos de la situación financiera de la firma:

- *Situación y política financiera.* Siguiendo a autores que han estudiado los efectos del racionamiento sobre la inversión (Duchin, Ozbas y Sensoy, 2010) incluimos un conjunto de indicadores que capturan los efectos de la situación financiera al inicio de cada período: el nivel de endeudamiento, el de endeudamiento de corto plazo, las tenencias de liquidez, y la relación entre activos y pasivos de corto plazo, todos medidos en el período $t-1$; así como la variación de deuda total y la variación de deuda de corto plazo, con el objeto de absorber los efectos de la política financiera implementada durante el período t .
- *Activo no operativo.* Siendo el crecimiento del activo no operativo una de las principales aplicaciones del EA, se incluye el ratio *Activo No Operativo* $t-1$ / *Activo Total* $t-1$ con la finalidad de capturar los efectos que el grado de diversificación ejerce sobre la formación de capital fijo realizada directamente por la empresa y, con ello, sobre su EA (Ahn, Denis y Denis, 2006).
- *El entorno macroeconómico.* Incluimos una variable dicotómica que identifica los períodos en que la inversión agregada nacional —según el país al que pertenezca la firma— sufrió una contracción.

Así, para evaluar la utilidad de las hipótesis presentadas a la hora de explicar la evolución tendencial del EA y la formación de capital, los modelos a estimar vendrán dados por:

$$y = \beta x + \alpha z + \gamma t + \delta tz + u \tag{1}$$

Donde y representa, en cada caso, el EA o formación de capital; βx el vector de coeficientes de las variables de control, multiplicando a la respectiva matriz de controles; t indica el tiempo medido en años; γ representa la tendencia de la variable dependiente que no es captada por las variables de control; tz representa

el término de interacción entre, según sea el caso, la variable de racionamiento, volatilidad o crecimiento, por un lado, y el tiempo, por el otro, y δ es el coeficiente que lo acompaña. Nuestro interés en el coeficiente δ radica en que nos indica la medida en que la tendencia del EA se diferencia según la firma sea racionada o no racionada, volátil o estable, y de alto o bajo crecimiento.

VI. Resultados

Las cuatro columnas en el panel A del Cuadro 4 exhiben los resultados de las regresiones del EA correspondientes a cada una de las medidas de racionamiento. Cuando la variable dependiente es la formación de capital (panel B), se agregan tres columnas correspondientes a medidas de racionamiento adicionales.

Tres de las cuatro medidas sugieren que el EA era inicialmente menor para las firmas racionadas. Si bien el índice Kaplan-Zingales muestra lo contrario, dadas las limitaciones de este último índice para captar el racionamiento (Hadlock y Pierce, 2010), y la coincidencia entre los restantes tres indicadores, nos inclinamos por asumir que el exceso de ahorro al inicio fue menor para las firmas racionadas.

Todas las regresiones del panel A del Cuadro 4 reflejan una tendencia positiva para el EA aún entre firmas no racionadas. Sin embargo, para tres de las cuatro medidas de racionamiento (tamaño, tamaño al cuadrado e índice Whited-Wu) el término de interacción entre el racionamiento y el tiempo indica que el EA entre las firmas racionadas registró una tendencia al aumento significativamente superior al resto de la muestra.

Algo diferente surge cuando se analiza la evolución en el tiempo de la inversión entre las firmas racionadas, aspecto analizado en el panel B del Cuadro 4. En particular, el efecto del racionamiento sobre la inversión es negativo a juzgar por cuatro de las siete medidas disponibles de racionamiento (Kaplan-Zingales, rentabilidad sobre activos, *dummy* de dividendos y *dummy* de resultados positivos), pero resulta positivo para dos de las medidas restantes (tamaño al cuadrado e índice Whited-Wu), por lo que no es posible afirmar que las firmas más racionadas hayan visto limitada su inversión al comienzo del período.

Cuadro 4 / El efecto del racionamiento financiero sobre la tendencia del Exceso de Ahorro - Modelos de efectos fijos por firma

Variables Independientes	Panel A				Panel B						
	Variable Dependiente: Exceso de Ahorro				Variable Dependiente: Formación Bruta de Capital						
Tendencia	0,00936*** (0,00119)	0,00607*** (0,00067)	0,00414*** (0,000959)	0,0118*** (0,00142)	-0,0137*** (0,000751)	-0,00822*** (0,000429)	-0,00312*** (0,000249)	-0,0120*** (0,00212)	-0,00163*** (0,000232)	-0,00182*** (0,000348)	-0,00223*** (0,000271)
Dummy de Recesión	0,00645*** (0,00152)	0,00641*** (0,00152)	0,00622*** (0,00167)	0,00468*** (0,0016)	-0,0109*** (0,0012)	-0,0109*** (0,0012)	-0,00870*** (0,00129)	-0,00676*** (0,00127)	-0,0117*** (0,00111)	-0,0138*** (0,00119)	-0,0116*** (0,00115)
L endeudamiento	-0,0551*** (0,00979)	-0,0562*** (0,00979)	-0,0964*** (0,0179)	-0,0500*** (0,01)	0,0615*** (0,00712)	0,0625*** (0,00715)	0,0531*** (0,00769)	0,0624*** (0,00739)	0,0544*** (0,00661)	0,0591*** (0,00711)	0,0587*** (0,00685)
L pasivo corriente/AT	-0,0365*** (0,0115)	-0,0386*** (0,0114)	-0,0382*** (0,0123)	-0,0489*** (0,0118)	0,136*** (0,00958)	0,133*** (0,00962)	0,136*** (0,00998)	0,135*** (0,00999)	0,0961*** (0,00874)	0,129*** (0,00955)	0,113*** (0,00915)
L demanda liquidez	-0,343*** (0,0128)	-0,343*** (0,0128)	-0,330*** (0,0117)	-0,345*** (0,0129)	0,319*** (0,0087)	0,319*** (0,00872)	0,316*** (0,00889)	0,318*** (0,0101)	0,308*** (0,00824)	0,305*** (0,00865)	0,301*** (0,00847)
L activo nooperativo	-0,236*** (0,0142)	-0,230*** (0,0141)	-0,214*** (0,0126)	-0,235*** (0,012)	0,165*** (0,00871)	0,168*** (0,00871)	0,159*** (0,00909)	0,188*** (0,00916)	0,169*** (0,00838)	0,149*** (0,00848)	0,156*** (0,00842)
var_deuda_total	-0,471*** (0,0108)	-0,469*** (0,0108)	-0,474*** (0,0134)	-0,433*** (0,0113)	0,392*** (0,00932)	0,394*** (0,00932)	0,391*** (0,0097)	0,369*** (0,0104)	0,408*** (0,00873)	0,393*** (0,00929)	0,397*** (0,009)
var_deuda_corriente	-0,126*** (0,0119)	-0,127*** (0,0119)	-0,130*** (0,0127)	-0,132*** (0,0123)	0,229*** (0,0117)	0,228*** (0,0117)	0,231*** (0,0121)	0,225*** (0,0117)	0,201*** (0,0106)	0,227*** (0,0117)	0,216*** (0,0112)
logAT	0,0295*** (0,00236)				-0,00032 (0,00178)						
logAT_t	-0,000477*** (0,0000679)				0,000735*** (0,0000438)						
logAT2		0,000972*** (0,000076)				-0,000127** (0,0000583)					
logAT2_t		-1,61e-05*** (0,00000208)				2,38e-05*** (0,0000137)					
KZ_index			0,0228*** (0,00866)				-0,00287*** (0,00111)				
KZ_index_t			-0,000972 (0,000685)				0,000324*** (0,0000982)				
WW_index				-0,373*** (0,0316)			0,492*** (0,044)				
WW_index_t				0,0152*** (0,00214)			-0,0160*** (0,00327)				
roa							0,327*** (0,0204)				
roa_t							-0,00214 (0,00181)				
paga_div								0,0104*** (0,00369)			
paga_div_t								-0,0000985 (0,000338)			
gana_pierde									0,0409*** (0,00267)		
gana_pierde_t									0,000311 (0,000251)		
Constante	-0,335*** (0,0343)	-0,122*** (0,0175)	0,0808*** (0,0116)	-0,117*** (0,0205)	-0,0839*** (0,0263)	-0,0592*** (0,014)	-0,0700*** (0,00606)	0,200*** (0,0287)	-0,0987*** (0,00545)	-0,0907*** (0,00648)	-0,109*** (0,00578)
Número de Observaciones	60,589	60,589	56,915	57,769	61,422	61,422	56,920	58,465	61,422	61,422	61,422
R-cuadrado	0,2940	0,2930	0,3870	0,3670	0,4780	0,4780	0,4800	0,5020	0,5350	0,4730	0,4980
Número de Firmas	8,393	8,393	8,112	8,212	8,467	8,467	8,112	8,268	8,467	8,467	8,467

Nota: cada columna del Cuadro 4 reporta los resultados de la regresión correspondiente a una medida de racionamiento financiero. En el Panel A la variable dependiente es el Exceso de Ahorro, en el Panel B la variable dependiente es la Formación Bruta de Capital. Cada columna reporta los coeficientes estimados para la tendencia, nuestras variables de control, la medida de racionamiento financiero y el término de interacción entre esta medida y la tendencia. Nuestras variables de control son una variable *dummy* que indica la contracción agregada de la inversión en el país donde la firma está radicada durante el año t (*Dummy de recesión*), la variación de la deuda total y corriente entre los períodos t y $t-1$, los valores rezagados del ratio de Pasivo Total / Activo Total (*endeudamiento*), el Pasivo Corriente / Activo Total (*pasivo corriente/AT*), Efectivo y Equivalentes / Activo Total (*demanda liquidez*), Activos no Operativos / Activo Total (*activo nooperativo*). Las medidas de racionamiento financiero utilizadas son el logaritmo natural del Activo Total (*logAT*), el logaritmo natural del Activo Total al cuadrado (*logAT2*), el índice Kaplan y Zingales (*KZ_index*), el Whited-Wu (*WW_index*), el Retorno sobre Activos (*roa*), una variable *dummy* igual a 1 cuando la firma paga dividendos en efectivo (*paga_div*), una variable *dummy* igual a 1 cuando la firma obtiene un resultado neto positivo (*gana_pierde*). Los desvíos estándar robustos al agrupamiento por firma se reportan entre paréntesis. *, **, ***, indican significatividad al 10, 5, y 1% respectivamente.

El panel B del Cuadro 4 también permite evaluar si existen diferencias en la tendencia que registró la inversión entre empresas racionadas y no racionadas. Al observar los coeficientes que acompañan al tiempo en cada una de las regresiones (es negativo y significativo en todas), se infiere que la tendencia declinante de la inversión se extendió aún entre las firmas no racionadas. Por otro lado, según tres de las medidas (tamaño, tamaño al cuadrado e índice Whited-Wu), las firmas racionadas vieron caer su inversión a un ritmo significativamente superior a las no racionadas.

En suma, puede afirmarse que las firmas racionadas expusieron una tendencia al aumento del EA más acusada que la experimentada por el resto de la muestra a lo largo del período 1997-2011. Esto podría interpretarse como un indicio de que las firmas racionadas administraron el flujo de fondos buscando eludir los perjuicios del racionamiento, tal como se plantea en Almeida, Campello y Weisbach (2004) y Acharya, Almeida y Campello (2007). Sin embargo, una conclusión en tal sentido se ve debilitada por los resultados que muestra el panel B del Cuadro 4: la inversión de las firmas racionadas cayó más que la de las no racionadas.

Con todo, la tendencia descendente en la inversión de las firmas no racionadas sugiere que es incorrecto atribuir la aparición del EA exclusivamente a problemas de racionamiento. Se refuerza así la necesidad de explorar las hipótesis subsiguientes y esclarecer qué efectos tuvieron la volatilidad y el ritmo de crecimiento sobre el EA y la inversión corporativa.

Según se desprende de la sección II, podría presumirse que el incremento en la volatilidad ocasionó un crecimiento en el EA. En consecuencia, el Cuadro 5 permite evaluar en qué medida esta hipótesis se verifica empíricamente.

Cuadro 5 / Efectos de la Volatilidad sobre el Exceso de Ahorro - Modelos de efectos fijos por firma

Variables Independientes	Panel A					Panel B				
	Variable Dependiente: Exceso de Ahorro					Variable Dependiente: Formación Bruta de Capital				
Tendencia	0,000939*** (0,000284)	0,00181*** (0,000225)	0,00155*** (0,000228)	0,00181*** (0,000225)	0,000769*** (0,00028)	-0,000737*** (0,000228)	-0,00191*** (0,000175)	-0,00145*** (0,000183)	-0,00185*** (0,000176)	-0,000224 (0,000216)
Dummy de Recesión	0,00774*** (0,00152)	0,00911*** (0,00155)	0,00840*** (0,00161)	0,00868*** (0,00153)	0,00743*** (0,00156)	-0,0124*** (0,0012)	-0,0139*** (0,00121)	-0,0115*** (0,00122)	-0,0134*** (0,0012)	-0,0122*** (0,00124)
logAT	0,0254*** (0,00243)	0,0263*** (0,00235)	0,0265*** (0,0024)	0,0276*** (0,00237)	0,0247*** (0,00242)	0,00382** (0,00185)	0,000886 (0,00181)	-0,000421 (0,00187)	0,00102 (0,00181)	0,00286 (0,00177)
L_endeudamiento	-0,0516*** (0,00973)	-0,0517*** (0,00978)	-0,0418*** (0,00981)	-0,0525*** (0,00964)	-0,0521*** (0,0102)	0,0519*** (0,00712)	0,0480*** (0,0071)	0,0432*** (0,007)	0,0504*** (0,00712)	0,0440*** (0,00742)
L_pasivo corriente/AT	-0,0302*** (0,0114)	-0,0291** (0,0115)	-0,0376*** (0,0114)	-0,0268** (0,0115)	-0,0270** (0,0117)	0,127*** (0,00964)	0,123*** (0,00964)	0,132*** (0,00966)	0,128*** (0,00963)	0,124*** (0,00973)
L_demanda_liquidez	-0,327*** (0,0129)	-0,321*** (0,0133)	-0,335*** (0,0131)	-0,327*** (0,0131)	-0,316*** (0,0135)	0,296*** (0,00868)	0,287*** (0,00878)	0,296*** (0,00883)	0,295*** (0,00877)	0,287*** (0,00879)
L_activo, nooperativo	-0,221*** (0,0138)	-0,210*** (0,0141)	-0,236*** (0,0124)	-0,217*** (0,0141)	-0,214*** (0,0143)	0,146*** (0,00859)	0,135*** (0,00873)	0,143*** (0,0087)	0,141*** (0,00871)	0,145*** (0,00889)
var_deuda_total	-0,472*** (0,0109)	-0,474*** (0,0111)	-0,472*** (0,0112)	-0,474*** (0,0109)	-0,472*** (0,0112)	0,394*** (0,0095)	0,394*** (0,00966)	0,395*** (0,00973)	0,396*** (0,00959)	0,393*** (0,0099)
var_deuda_corriente	-0,121*** (0,0121)	-0,120*** (0,0123)	-0,124*** (0,0125)	-0,121*** (0,0122)	-0,123*** (0,0125)	0,224*** (0,0119)	0,225*** (0,0121)	0,229*** (0,0122)	0,224*** (0,012)	0,224*** (0,0123)
movcv_ventas_netas	-0,0761*** (0,0186)					0,0967*** (0,0138)				
movcv_ventas_netas	0,00629*** (0,00179)					-0,00845*** (0,0134)				
movcv_crecim_ventas		-6,00e-06** (0,00000192)					2,19E-06 (0,00000224)			
movcv_crecim_ventas_t		3,76e-07** (0,00000163)					-8,60E-08 (0,00000018)			
movcv_cmvm_ventas			-0,0678*** (0,0222)				0,00625 (0,0117)			
movcv_cmvm_ventas_t			0,00496** (0,00227)				-0,000953 (0,00134)			
movcv_resultado_ventas				-5,01e-06* (0,00000301)				-1,75E-06 (0,00000174)		
movcv_resultado_ventas_t				2,98E-07 (0,000000203)				1,19E-07 (0,000000123)		
movcv_tobin_q					-0,0828*** (0,016)				0,113*** (0,0104)	
movcv_tobin_q_t					0,00643*** (0,00158)				-0,0113*** (0,00108)	
Constante	-0,272*** (0,0365)	-0,301*** (0,0346)	-0,298*** (0,0358)	-0,318*** (0,0347)	-0,266*** (0,0362)	-0,148*** (0,0281)	-0,0825*** (0,027)	-0,0783*** (0,028)	-0,0897*** (0,0269)	-0,129*** (0,0271)
Número de Observaciones	57,959	56,244	55,719	57,725	55,057	58,687	56,920	56,393	58,443	55,611
R-cuadrado	0,290	0,288	0,295	0,290	0,289	0,476	0,476	0,483	0,475	0,481
Número de Firmas	7,572	7,108	7,129	7,494	6,991	7,629	7,162	7,183	7,550	7,032

Nota: cada columna del Cuadro 5 reporta los resultados de la regresión correspondiente a una medida de volatilidad. En el Panel A la variable dependiente es el Exceso de Ahorro, en el Panel B la variable dependiente es la Formación Bruta de Capital. Cada columna reporta los coeficientes estimados para la tendencia, nuestras variables de control, la medida de volatilidad y el término de interacción entre esta medida y la tendencia. Nuestras variables de control son una variable *dummy* que indica la contracción agregada de la inversión en el país donde la firma está radicada durante el año t (*Dummy de recesión*), la variación de la deuda total y corriente entre los periodos t y $t-1$, los valores rezagados del ratio de Pasivo Total / Activo Total (*endeudamiento*), el Pasivo Corriente / Activo Total (*pasivo corriente/AT*), Efectivo y Equivalentes / Activo Total (*demanda liquidez*), Activos no Operativos / Activo Total (*activo nooperativo*). Las medidas de volatilidad utilizadas son el coeficiente de variación móvil de las ventas netas (*movcv_ventas_netas*), el del ritmo de crecimiento de las ventas netas (*movcv_crecim_ventas*), el del ratio de costo de ventas a ventas (*movcv_cmvm_ventas*), el del margen de ganancia neta (*movcv_resultado_ventas*), y el de la Q de Tobin. Los desvíos estándar robustos al agrupamiento por firma se reportan entre paréntesis. *, **, ***, indican significatividad al 10, 5, y 1% respectivamente.

Las firmas volátiles mostraban inicialmente un menor EA. Esto se advierte en el signo negativo y la significatividad estadística de cada una de las cinco medidas de volatilidad. Sin embargo, se constata que también fueron las firmas más volátiles aquellas entre las que mayor inclinación a aumentar el EA se evidenció. Concretamente, el panel A del Cuadro 5 muestra que las firmas cuyos costos de ventas, Q de Tobin, ventas y tasa de crecimiento de ventas fueron más volátiles, mostraron una tendencia al aumento del EA significativamente mayor que el resto de la muestra.

Al igual que en el estudio de los efectos del racionamiento sobre la inversión, el panel B del Cuadro 5 muestra la relación entre volatilidad e inversión para cada una de las cinco medidas de volatilidad. Según dos medidas (ventas y Q de Tobin), al inicio del período la inversión era superior para las firmas más volátiles. Sin embargo, de acuerdo con las restantes cuatro medidas, no se detectaban diferencias significativas en la inversión para distintos niveles de volatilidad.

Algo similar ocurre cuando se evalúa la tendencia que recorrió la inversión según el grado de volatilidad. El panel B refleja que, en general, la tendencia a la caída de la inversión se hizo visible aún entre las firmas menos volátiles, aunque de acuerdo con las medidas de volatilidad de ventas y Q de Tobin, la inversión cayó todavía más para las firmas más volátiles.

Resumiendo, si bien la inversión padeció una caída generalizada y el exceso de ahorro tendió a aumentar entre firmas volátiles y estables, se puede afirmar que las firmas más volátiles registraron una mayor caída en su inversión y una inclinación superior que el resto a aumentar el EA.

Resta considerar el rol jugado por el crecimiento y las oportunidades inversión. Del Gráfico 4 se desprenden al menos tres intuiciones relevantes. Se advierte en primer lugar una tendencia a la desaceleración del crecimiento de las ventas de los segmentos más dinámicos, que conduce a la disminución de las diferencias de crecimiento a lo largo del lapso 1997-2011. Por otro lado, al inicio del período las firmas más dinámicas mostraban un ahorro neto muy negativo, que durante 1997-2000 representó en promedio un -20% y -15% del activo para los deciles de crecimiento 10 y 9, respectivamente. Ello contrastaba con el EA de los deciles 1 a 3, cuyo nivel nunca cayó por debajo de -5% del activo. Finalmente, mientras todos los estratos de crecimiento exhibían una tendencia a elevar su EA, los deciles de mayor crecimiento tendían a hacerlo mucho más acelerada-

mente. En particular, para los deciles 10 y 9 el EA aumenta desde los niveles mencionados hasta -5 y 0%, respectivamente. Esto es, aunque los estratos más maduros parecen haber sido siempre los que mayor nivel de EA mostraron, se observó también una tendencia de los estratos más dinámicos a elevar su EA en forma especialmente acelerada, en un marco de franca retracción de su ritmo promedio de ventas.

El Cuadro 6 confirma la intuición derivada del Gráfico 4 acerca del comportamiento del EA entre 1997 y 2011. Pese a que inicialmente mostraban un EA menor, se corrobora que las empresas que sufrieron la mayor desaceleración en su ritmo de crecimiento —que, a su vez, eran las más dinámicas— fueron aquellas donde el EA aumentó más aceleradamente.

Ello se constata observando el coeficiente que corresponde al término de interacción en cada columna del panel A de dicho Cuadro. Tal comportamiento provocó que para 2010-2011 desaparecieran las diferencias del EA que se apreciaban entre el grupo de empresas más dinámicas y el resto de la muestra (siempre que se incorporen las variables de control mencionadas).

Podríamos atribuir estas diferencias en el crecimiento del EA entre estratos de crecimiento a un incremento del ahorro bruto de las firmas más dinámicas superior al aumento que experimentó su formación de capital. Sin embargo, un elemento adicional para la comprensión de aquella distribución del EA surge cuando se considera la evolución de la formación de capital. El panel B del Cuadro 6 muestra que la inversión entre las firmas más dinámicas, que experimentaron una mayor desaceleración en su crecimiento durante el lapso de tiempo considerado, disminuyó significativamente más que lo que cayó para los estratos más maduros de la muestra. Y ello a pesar de haber sido las que mayor inversión mostraban al inicio del período.

En suma, el EA aumentó en mayor medida para aquellas firmas que, aún gozando de un mayor crecimiento y oportunidades de inversión en promedio a lo largo de todo el período 1997-2011, registraron también un mayor deterioro en dicho crecimiento y en su formación de capital.

Cuadro 6 / Efecto del crecimiento sobre el Exceso de Ahorro - Modelos de efectos fijos por firma

Variables Independientes	Panel A			Panel B		
	Variable Dependiente: Exceso de Ahorro			Variable Dependiente: Formación Bruta de Capital		
Tendencia	0,00152*** (0,000221)	0,000917** (0,000395)	0,00227*** (0,000383)	-0,00185*** (0,000173)	-0,00156*** (0,000315)	-0,000943*** (0,000274)
Dummy de Recesión	0,00870*** (0,00152)	0,00814*** (0,00155)	0,0113*** (0,00245)	-0,0107*** (0,00116)	-0,0134*** (0,00121)	-0,0117*** (0,00182)
logAT	0,0249*** (0,00242)	0,0277*** (0,00235)	0,0355*** (0,00456)	0,00362** (0,00175)	0,00394** (0,00179)	-0,00304 (0,0027)
L.endeudamiento	-0,0509*** (0,0098)	-0,0563*** (0,0101)	-0,0436*** (0,0139)	0,0478*** (0,00668)	0,0552*** (0,00731)	0,0543*** (0,00991)
L.pasivo corriente/AT	-0,0349*** (0,0115)	-0,0288** (0,0118)	-0,0501*** (0,0165)	0,117*** (0,00901)	0,125*** (0,00961)	0,163*** (0,014)
L.demanda_liquidez	-0,334*** (0,0127)	-0,331*** (0,0129)	-0,382*** (0,0205)	0,291*** (0,00833)	0,303*** (0,00861)	0,331*** (0,0121)
L.activo.nooperativo	-0,224*** (0,0137)	-0,225*** (0,0141)	-0,331*** (0,0186)	0,141*** (0,00822)	0,150*** (0,00877)	0,198*** (0,0121)
var_deuda_total	-0,471*** (0,0109)	-0,475*** (0,0109)	-0,446*** (0,0159)	0,358*** (0,00901)	0,393*** (0,00952)	0,361*** (0,0129)
var_deuda_corriente	-0,128*** (0,012)	-0,122*** (0,0122)	-0,157*** (0,0174)	0,207*** (0,0111)	0,224*** (0,0119)	0,264*** (0,0165)
crecim_ventas	-0,0376*** (0,00913)			0,103*** (0,00825)		
crecim_ventas_t	0,00454*** (0,00086)			-0,00284*** (0,000735)		
tobin_q		-0,00568** (0,00247)			0,00644*** (0,00229)	
tobin_q_t		0,000737** (0,000305)			-0,000285 (0,000223)	
rd			-0,750*** (0,183)			-0,00264 (0,0706)
rd_t			0,0257** (0,0105)			-0,0138** (0,00544)
Constante	-0,269*** (0,0354)	-0,306*** (0,0348)	-0,433*** (0,0732)	-0,129*** (0,026)	-0,146*** (0,0275)	-0,0624 (0,0439)
Número de Observaciones	60.589	59.676	30.729	61.422	60.419	30.992
R-cuadrado	0,294	0,293	0,365	0,499	0,476	0,486
Número de Firmas	8.393	8.283	4.422	8.467	8.352	4.439

Nota: cada columna del Cuadro 6 reporta los resultados de la regresión correspondiente a una medida de crecimiento. En el Panel A la variable dependiente es el Exceso de Ahorro, en el Panel B la variable dependiente es la Formación Bruta de Capital. Cada columna reporta los coeficientes estimados para la tendencia, nuestras variables de control, la medida de volatilidad y el término de interacción entre esta medida y la tendencia. Nuestras variables de control son una variable *dummy* que indica la contracción agregada de la inversión en el país donde la firma está radicada durante el año *t* (*Dummy de recesión*), la variación de la deuda total y corriente entre los periodos *t* y *t-1*, los valores rezagados del ratio de Pasivo Total / Activo Total (*endeudamiento*), el Pasivo Corriente / Activo Total (*pasivo corriente/AT*), Efectivo y Equivalentes / Activo Total (*demanda_liquidez*), Activos no Operativos / Activo Total (*activo.nooperativo*). Las medidas de crecimiento utilizadas son el ritmo de crecimiento de las ventas netas (*crecim_ventas*), la Q de Tobin (*tobin_q*) y la proporción del gasto en Investigación y Desarrollo a Activo Total (*rd*). Los desvíos estándar robustos al agrupamiento por firma se reportan entre paréntesis. *, **, ***, indican significatividad al 10, 5, y 1% respectivamente.

Resumiendo toda la evidencia recogida en este apartado puede afirmarse que:

- El EA creció entre firmas racionadas y no racionadas, entre firmas volátiles y estables, así como entre firmas de rápido o débil crecimiento.
- En el mismo sentido, la FBC tendió a caer entre firmas racionadas y no racionadas, entre firmas volátiles y estables, así como entre firmas de rápido o débil crecimiento.
- Al inicio del período analizado no se detectaban diferencias en la inversión entre firmas racionadas y no racionadas, impidiendo afirmar que el racionamiento tuviera un efecto perjudicial sobre la inversión.
- A lo largo del período, el EA creció más intensamente entre las firmas racionadas. Esto permitiría suponer que, como se desprende teóricamente de Almeida *et al.* (2004), las firmas racionadas administraron el flujo de fondos para sobrellevar sus restricciones financieras ante el surgimiento de oportunidades de inversión. Sin embargo, en un contexto de caída generalizada de la inversión, ésta cayó significativamente más para las firmas racionadas.
- El EA creció más y la inversión declinó en forma más pronunciada entre aquellas firmas que enfrentaron un contexto operativo más volátil e incierto.
- El EA aumentó más velozmente y la inversión se contrajo más en aquellas firmas que —partiendo de altos niveles de dinamismo— experimentaron una más rápida contracción en su ritmo de crecimiento.
- En conjunto, esta evidencia sugiere que no sólo hubo un crecimiento promedio del EA sino que también tuvo lugar un visible proceso de convergencia entre el EA de firmas con diferentes características:
 - i. Primero, al inicio del período y contra lo que resultaba esperable de acuerdo con la literatura el EA fue inferior entre las firmas racionadas. Sin embargo, éstas elevaron sus niveles de EA a un ritmo significativamente superior. De hecho, el Gráfico 2 complementa el Cuadro 4 e ilustra dicho proceso de convergencia.

- ii. Segundo, si bien se encontró que el EA resultaba menor entre las firmas que enfrentaban un ambiente operativo más volátil al inicio del período, las firmas más volátiles vieron crecer su EA más aceleradamente.
- iii. Por último, tal como se esperaba, el EA es mayor y la FBC menor entre las firmas de menor crecimiento. No obstante, durante el período de análisis las firmas más dinámicas sufrieron una contracción en su crecimiento, convergiendo con las de crecimiento más exiguo, lo que las llevó a aumentar el EA y disminuir su FBC a ritmos significativamente mayores que el resto de las firmas (ver Gráfico 4).

VII. Síntesis y Discusión

Los resultados de este artículo permiten avanzar en la caracterización y explicación del EA en diversos sentidos. En primer lugar, el análisis de los datos a nivel de firma confirma la existencia de una tendencia al aumento del EA para la muestra total y para 9 de los 10 deciles de tamaño. Esta tendencia tuvo como contrapartida una caída de la formación de capital, un descenso en el endeudamiento y un aumento en la participación de los activos no operativos en el total del activo. La acumulación de liquidez avanzó en especial entre las firmas más pequeñas.

Significativamente, el análisis a nivel de firma permite vislumbrar el efecto de las coyunturas recesivas y de crisis financieras sobre el EA. En tales momentos el EA promedio experimenta un repentino y sustancial incremento reflejando un desplome de la formación de capital superior a la contracción del ahorro. Este efecto, que es subestimado cuando el EA se considera a partir de las estadísticas agregadas, permite afirmar que el EA es también en buena medida un resultado de un contexto de crisis.

En el artículo se discuten tres hipótesis explicativas del EA que se asocian a tres de las causas de la caída de la FBC enunciadas en la literatura, a saber: (i) el EA es ocasionado por el racionamiento financiero y la administración del flujo de fondos que las firmas realizan para eludir sus perjuicios; (ii) el EA es causado por un entorno operativo más volátil que reduce el atractivo de los proyectos de inversión disponibles, y (iii) el EA es causado por un menor crecimiento y oportunidades de inversión.

Aunque en el período inicial el EA no se comportó como hubiera sido esperable de acuerdo con nuestras hipótesis, los resultados muestran que éstas resultan válidas para explicar la evolución del EA a lo largo del tiempo: las firmas racionadas, aquellas que enfrentaron un entorno operativo más volátil, y las que experimentaron una mayor desaceleración en su crecimiento, vieron aumentar su EA a un ritmo significativamente superior al resto. A una conclusión análoga puede arribarse a partir del análisis de la inversión. En el marco de una generalizada caída en la formación de capital, las empresas racionadas, más volátiles y con mayor contracción en su crecimiento sufrieron una caída más aguda en su inversión.

Resulta innegable que la tendencia hacia la aparición del EA tuvo entre sus principales causas a las dificultades financieras que se presentaron durante el período, incluyendo en particular a la última crisis iniciada en 2007. Por un lado, esto queda de manifiesto en los incrementos abruptos que sufrió el EA durante o inmediatamente después de cada crisis financiera, tal como se describe en la sección III. Por otro, como hemos corroborado en la sección VI, las firmas racionadas en su acceso al financiamiento experimentaron un aumento tendencial del EA significativamente superior al ocurrido entre las empresas no racionadas.

Sin embargo, nuestros resultados permiten también afirmar que el crecimiento del EA no obedece exclusivamente a las dificultades financieras, sino que es igualmente ocasionado por problemas operativos de diversa naturaleza. Primero, el aumento del EA se verifica aun cuando se controla por los efectos recesivos de las sucesivas crisis financieras ocurridas en el período muestral, lo que sugiere que se produce aun ignorando los efectos inmediatos de estas coyunturas. Segundo, el EA también aumenta entre las firmas no racionadas, insinuando que otras razones no vinculadas a las restricciones financieras presionan sobre él. Tercero, dicho incremento se corresponde con una significativa tendencia decreciente de la formación de capital, que afecta a firmas racionadas y no racionadas en su acceso a financiamiento externo. Y cuarto, el EA tendió a crecer más aceleradamente entre las empresas que mostraron mayores dificultades operativas: aquellas cuyo entorno operativo se evidenció más volátil e incierto, y aquellas que gozando de un mayor dinamismo al inicio del período, vieron contraerse más rápidamente su crecimiento a lo largo del tiempo.

Ello sugiere que la tendencia ascendente del EA hubiera existido aún sin la ocurrencia de las crisis financieras y que, por lo tanto, prevenirlas o restablecer rápidamente el acceso al crédito una vez que estallaron resulta insuficiente para revertir dicha tendencia. Con todo, sería deseable estudiar el comportamiento del exceso de ahorro entre distintos grupos de firmas en el contexto específico de las crisis financieras, análisis que queda pendiente para un estudio posterior.

En la medida en que, como se indicó en la introducción, el EA corporativo se tradujo en una fuente importante de demanda de activos financieros emitidos por el sistema financiero desregulado, puede plantearse incluso que las dificultades de las firmas racionadas para acceder al financiamiento externo, la volatilidad operativa y el deterioro de las oportunidades de crecimiento actuaron también como causas indirectas de la crisis financiera de 2007, a través de su presión alcista sobre el EA. Más aún, ello supone un canal de interrelación entre el proceso de ascenso del EA y la crisis financiera, por el cual el primero contribuye a la gestación de la segunda, y ésta impulsa la expansión del EA.

Estos hallazgos confirman el carácter problemático del aumento en la participación de los beneficios del sector corporativo en el ingreso que ha tenido lugar en los países bajo estudio en los últimos 20 años, y que ha sido abordado por una extensa literatura. En tanto estas firmas continúen conviviendo con un contexto signado por las mencionadas dificultades financieras y operativas, el crecimiento en la participación de los beneficios en el ingreso seguirá dando lugar a una proporción también creciente del ingreso que es sustraída del proceso de inversión.

Por último, en combinación con los resultados ya disponibles en la literatura macroeconómica, este artículo ha documentado tres fenómenos sobre los que existe un conocimiento limitado en la literatura y que merecerían en adelante ser objeto de estudios más específicos: la sostenida caída de la formación de capital, la gradual pérdida de importancia del activo operativo en el total del activo del sector, y el proceso de desendeudamiento.

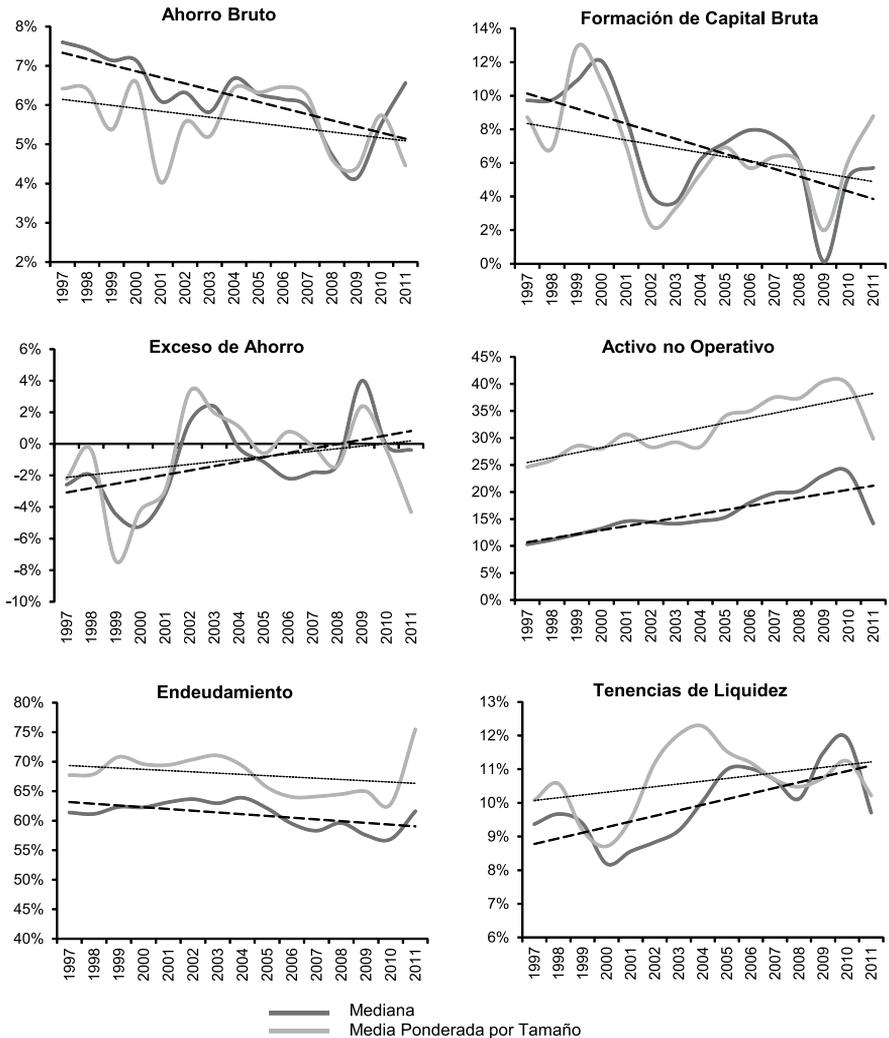
Anexo A / Cantidad de firmas por país y año

Año	Francia	Alemania	Italia	Japón	Reino Unido	Muestra Total
1997	494	417	141	1.128	1.173	3.356
1998	541	485	154	1.114	1.144	3.442
1999	540	530	166	1.120	1.047	3.407
2000	560	526	183	2.578	966	4.818
2001	580	591	190	2.888	1.030	5.283
2002	561	551	199	3.127	1.107	5.548
2003	555	538	198	3.119	1.127	5.540
2004	545	528	205	3.111	1.168	5.560
2005	542	530	204	3.248	1.160	5.686
2006	526	525	215	3.234	1.131	5.633
2007	506	515	211	3.236	1.119	5.589
2008	513	516	217	3.171	1.048	5.469
2009	490	507	212	3.075	1.052	5.339
2010	470	476	200	3.016	951	5.116
2011	37	15	6	2.501	150	2.710

Nota: este cuadro muestra el número de firmas que reportan valores para nuestra medida de Exceso de Ahorro por año y país, así como para la muestra total.

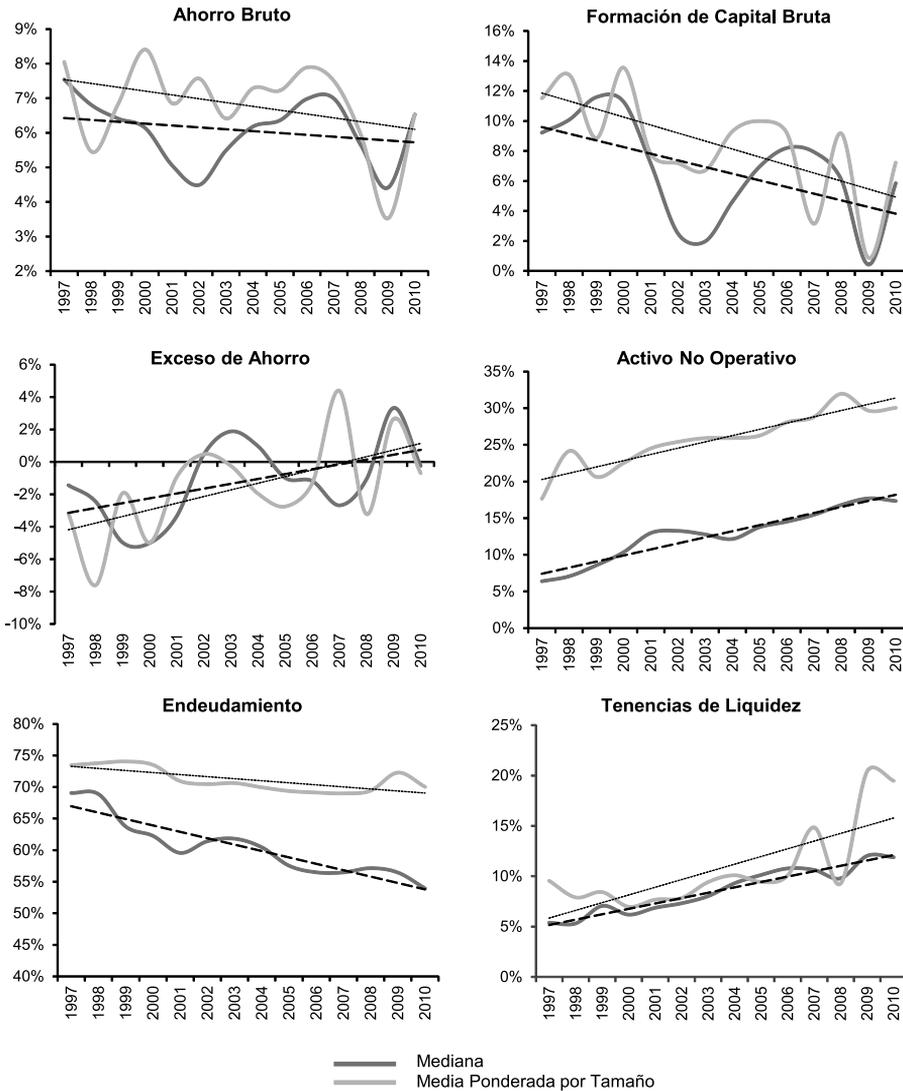
Anexo B

Gráfico B.1 / Las principales variables de interés durante 1997-2010 para firmas de Francia



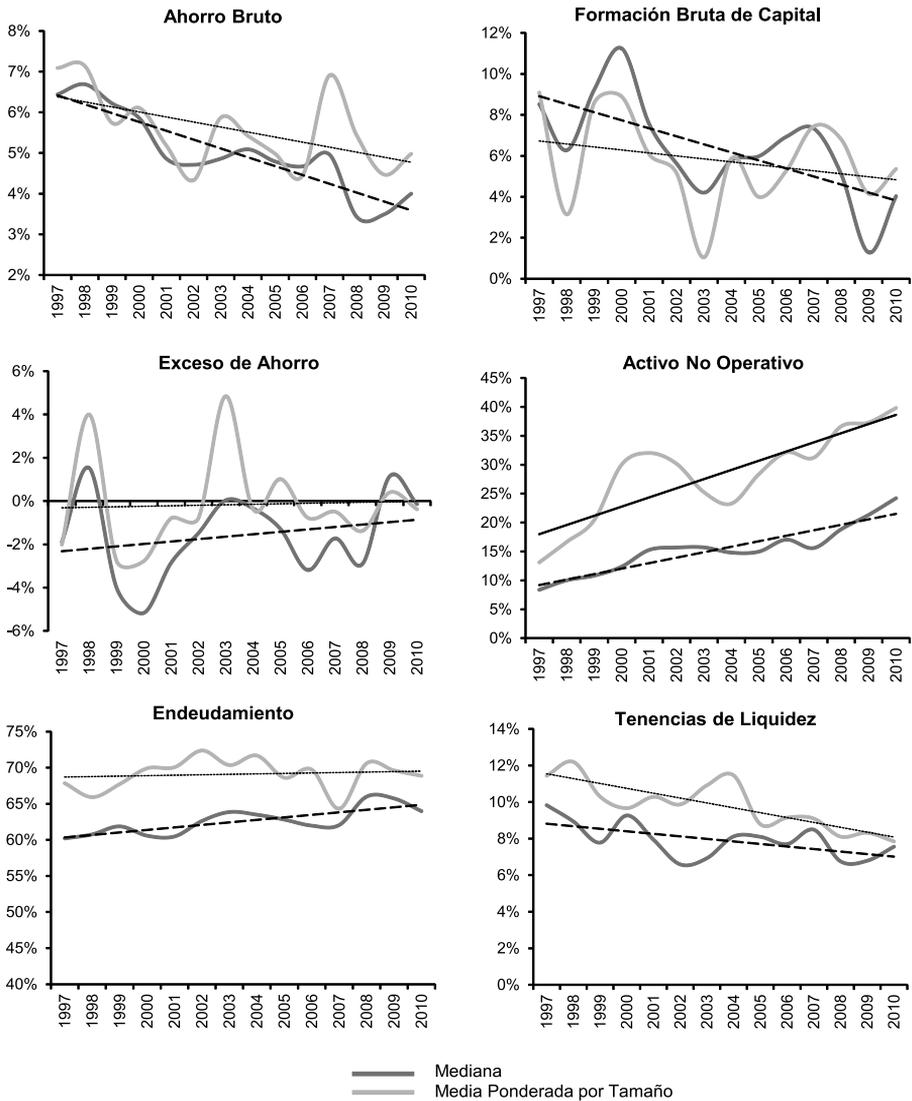
Nota: Exceso de Ahorro, Ahorro Bruto, Formación Bruta de Capital, Activo No Operativo, Endeudamiento y Tenencias de Liquidez, durante el período 1997-2010, según la mediana y el promedio ponderado por tamaño, para la muestra total de firmas manufactureras de Francia.

Gráfico B.2 / Las principales variables de interés durante 1997-2010 para firmas de Alemania



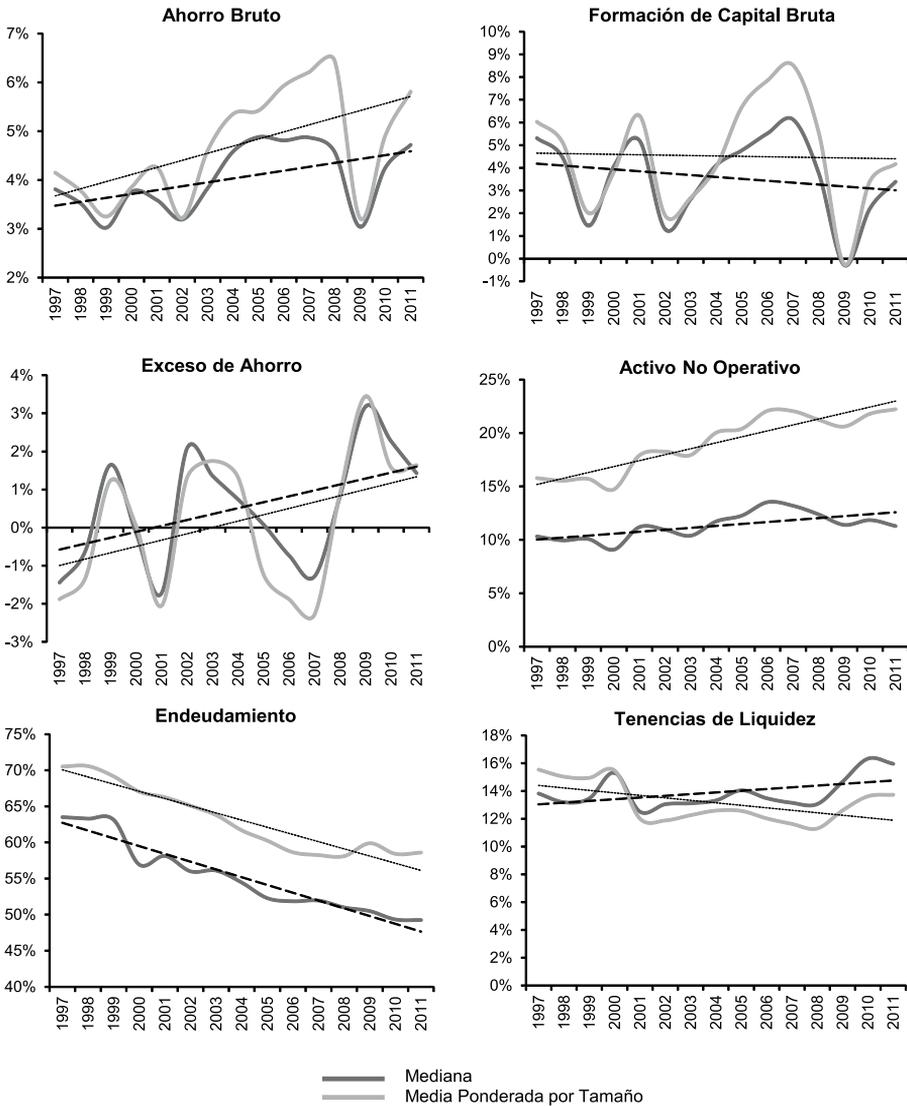
Nota: Exceso de Ahorro, Ahorro Bruto, Formación Bruta de Capital, Activo No Operativo, Endeudamiento y Tenencias de Liquidez, durante el período 1997-2010, según la mediana y el promedio ponderado por tamaño, para la muestra total de firmas manufactureras de Alemania.

Gráfico B.3 / Las principales variables de interés durante 1997-2010 para firmas de Italia



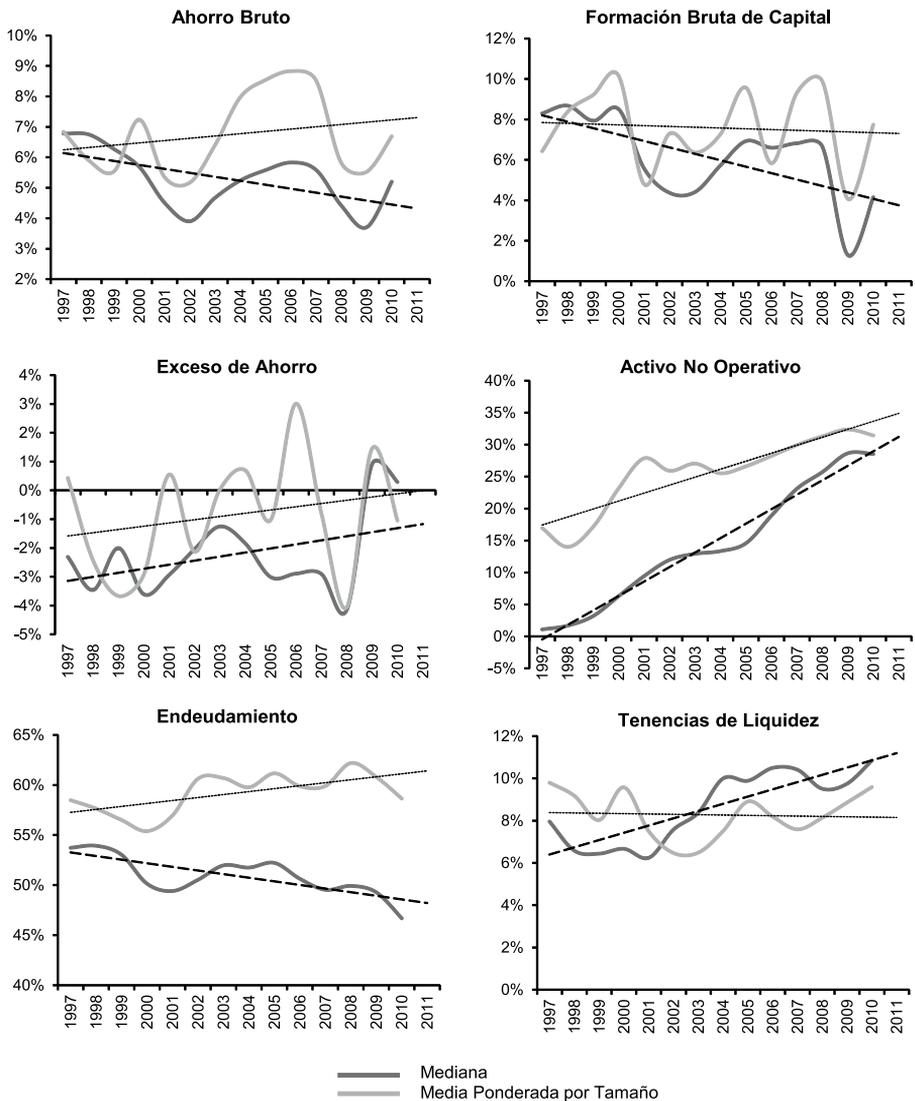
Exceso de Ahorro, Ahorro Bruto, Formación Bruta de Capital, Activo No Operativo, Endeudamiento y Tenencias de Liquidez, durante el período 1997-2010, según la mediana y el promedio ponderado por tamaño, para la muestra total de firmas manufactureras de Italia.

Gráfico B.4 / Las principales variables de interés durante 1997-2010 para firmas de Japón



Exceso de Ahorro, Ahorro Bruto, Formación Bruta de Capital, Activo No Operativo, Endeudamiento y Tenencias de Liquidez, durante el período 1997-2010, según la mediana y el promedio ponderado por tamaño, para la muestra total de firmas manufactureras de Japón.

Gráfico B.5 / Las principales variables de interés durante 1997-2010 para firmas de Reino Unido



Nota: Exceso de Ahorro, Ahorro Bruto, Formación Bruta de Capital, Activo No Operativo, Endeudamiento y Tenencias de Liquidez, durante el período 1997-2010, según la mediana y el promedio ponderado por tamaño, para la muestra total de firmas manufactureras de Reino Unido.

Anexo C / Tendencias del Exceso de Ahorro, la Formación Bruta de Capital, por decil de tamaño - Incluyendo gastos de Investigación y Desarrollo en la Formación Bruta de Capital

Variable Dependiente	Muestra Total	Decil 1	Decil 2	Decil 3	Decil 4	Decil 5	Decil 6	Decil 7	Decil 8	Decil 9	Decil 10
Panel A. Exceso de Ahorro											
Tendencia	0,00295*** (0,000215)	0,0232*** (0,00433)	0,0106*** (0,0021)	0,00791*** (0,00189)	0,00720*** (0,00131)	0,00256*** (0,00082)	0,00252*** (0,000877)	0,00192*** (0,000602)	0,00134* (0,000779)	0,00222*** (0,000355)	0,00214*** (0,000192)
Constante	-5,958*** (0,431)	-46,80*** (8,679)	-21,37*** (4,212)	-16,01*** (3,797)	-14,54*** (2,623)	-5,185*** (1,643)	-5,098*** (1,759)	-3,877*** (1,208)	-2,709* (1,563)	-4,472** (0,712)	-4,312*** (0,385)
Número de Observaciones	34,519	855	1,414	1,576	1,734	2,120	2,674	3,804	4,921	6,714	8,707
R-cuadrado	0,006	0,044	0,022	0,014	0,021	0,006	0,004	0,003	0,001	0,006	0,016
Número de Firmas	4,717	229	298	334	331	355	453	569	630	727	791
Panel B. Formación Bruta de Capital											
Tendencia	-0,00287*** (0,000158)	-0,00431 (0,00282)	-0,00386*** (0,00142)	-0,00242* (0,00133)	-0,00738*** (0,00105)	-0,00482*** (0,000707)	-0,00655*** (0,000672)	-0,00522*** (0,000562)	-0,00258*** (0,000401)	-0,00182*** (0,000284)	-0,00152*** (0,000193)
Constante	5,832*** (0,317)	8,822 (5,658)	7,676*** (2,856)	4,991* (2,666)	14,92*** (2,109)	9,756*** (1,416)	13,22*** (1,347)	10,53*** (1,128)	5,236*** (0,805)	3,700*** (0,569)	3,104*** (0,387)
Número de Observaciones	34,849	857	1,424	1,600	1,744	2,141	2,756	3,872	4,961	6,759	8,735
R-cuadrado	0,011	0,004	0,006	0,003	0,034	0,025	0,04	0,025	0,009	0,007	0,008
Número de Firmas	4,735	230	299	337	331	356	461	571	630	728	792

Nota: se muestra la tendencia lineal de las principales variables de interés (Exceso de Ahorro, Formación de Capital Bruta) en un modelo de efectos fijos por firma, incluyendo los gastos de Investigación y Desarrollo dentro del cómputo de la Formación Bruta de Capital. Los resultados se presentan para la muestra total y para cada uno de los deciles de tamaño. Los Paneles A y B muestran los resultados de regresiones que incluyen una constante y la tendencia lineal únicamente. *, **, ***, indican la significatividad al 10%, 5% y 1% respectivamente.

Referencias

Acharya, V., H. Almeida y M. Campello (2007). “Is Cash Negative Debt? A Hedging Perspective on Corporate Financial Policies”. *Journal of Financial Intermediation*, Vol. 16, pp. 515-554.

Aiyagari, R. (1994). “Uninsured Idiosyncratic Risk and Aggregate Saving”. *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 109, N° 3, pp. 659-684.

Almeida, H., M. Campello y M. Weisbach (2004). “The Cash Flow Sensitivity of Cash”. *The Journal of Finance*, Vol. 59, N° 4, pp. 1777-1804.

Arikan, A. y R. Stulz (2011). “Corporate Acquisitions, Diversification, and the Firm’s Lifecycle”. Fisher College of Business WP 2011-03-018.

Bates, T., K. Kahle y R. Stulz (2009). “Why do U.S. Firms Hold So Much More Cash than They Used To?”. *The Journal of Finance*, Vol. 64, N° 5, pp. 1985-2021.

Baum, C., M. Caglayan, N. Ozkan y O. Talavera (2006). “The Impact of Macroeconomic Uncertainty on Non-financial Firms` demand for liquidity”. *Review of Financial Economics*, Vol. 15, pp. 289-304.

Baum, C., M. Caglayan, A. Stephan y O. Talavera (2008). “Uncertainty Determinants of Corporate Liquidity”. *Economic Modelling* Vol. 25 p. pp. 833-849.

Blundell, R. y S. Bond. (1998). “Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models”. *Journal of Econometrics* Vol. 87, pp. 11-143.

Brown, G. y N. Kapadia (2007). “Firm-specific Risk and Equity Market Development”. *Journal of Financial Economics*, Vol. 84, pp. 358-388.

Buera, F. e Y. Shin (2013). “Financial Frictions and the Persistence of History: A Quantitative Exploration”, *The Journal of Political Economy*, Vol. 121, N° 2, pp. 221-272.

Campbell, J., M. Lettau, B. Malkiel e Y. Xu (2001). “Have Individual Stocks Become More Volatile? An Empirical Exploration of Idiosyncratic Risk”, *The Journal of Finance*, Vol. LVI, N° 1, pp. 1-44.

Campello, M., J. Graham y C. Harvey (2011). “The Real Effects of Financial Constraints: Evidence from a Financial Crisis”. *Journal of Financial Economics*, Vol. 97, pp. 470-487.

Comin, D. y T. Phillipon (2006). “The Rise in Firm-Level Volatility: Causes and Consequences”. En Gertler, M. y K. Roggof, *NBER Macroeconomics Annual 2005*, Vol. 20, MIT Press.

Comisión Europea (2007). “The Labour Income Share in the European Union”. En *Employment in Europe*, Comunidad Europea, Luxemburgo.

Custodio, C., M. Ferreira y L. Laureano (en prensa). “Why are US Firms Using More Short-term Debt?”, *Journal of Financial Economics*, en prensa.

DeAngelo, H., L. DeAngelo y D. Skinner (2004). “Are Dividends Disappearing? Dividend Concentration and the Consolidation of Earnings”. *Journal of Financial Economics*, Vol. 72. pp. 425-456.

Denis, D. e I. Osobo (2008). “Why do Firms Pay Dividends? International Evidence on the Determinants of Dividend Policy”. *Journal of Financial Economics*, Vol. 89, pp. 62-82.

Denis, D. (2011). “Financial Flexibility and Corporate Liquidity”. *Journal of Corporate Finance*, Nº 17, pp. 667-674.

Ellis, L. y K. Smith (2010). “The Global Upward Trend in the Profit Share”. *Applied Economics Quarterly*, Vol. 56, Nº 3, pp. 231-256.

Fama, E. y K. French (2001). “Disappearing Dividends: Changing Firm Characteristics or Lower Propensity to Pay?”, *Journal of Financial Economics*, Vol 60, pp. 3-43.

Fama, E. y K. French (2002). “Testing Tradeoff and Pecking Order Predictions about Dividends and Debt”. *Review of Financial Studies*, Vol 15, pp. 1-33.

Fazzari, S., G. Hubbard y B. Petersen (1988). “Financing Constraints and Corporate Investment”, *Brooking Papers on Economic Activity* 1, pp. 141-195.

FMI (2006). "Awash with Cash: Why are Corporate Savings So High?", *World Economic Outlook*. Abril, pp. 135-159.

Graham, J. (2000). "How Big are the Tax Benefits of Debt?", *Journal of Finance*, Vol. 55, pp. 1901-1941.

Holmström, B. y S. Kaplan (2001). "Corporate Governance and Merger Activity in the United States: Making Sense of the 1980s and 1990s". *The Journal of Economic Perspectives*, Vol. 15, N° 2, pp. 121-144.

International Institute for Labour Studies (2011). "Making Profits Work for Investment and Jobs". En *World of Work Report 2011*. International Institute for Labour Studies-International Labour Organization, pp. 31-54.

Irvine, P. y J. Pontiff (2008). "Idiosyncratic Return Volatility, Cash Flows, and Product Market Competition". *Review of Financial Studies*, Vol. 22, pp. 1149-1177.

Jensen, M. (1986). "Agency Cost of Free Cash Flow, Corporate Finance, and Takeovers". *The American Economic Review*, Vol.76, N° 2, 3 pp. 23-329.

Jensen, M. (1989). "The Eclipse of Public Corporation". *Harvard Business Review*, Septiembre-Octubre, pp. 61-74.

Kahle, K. y R. Stulz (2011). "Financial Policies, Investment and the Financial Crisis: Impaired Credit Channel or Diminished Demand for Capital?", Fisher College of Business Working Paper Series N° 2011-3, Disponible en SSRN: <http://ssrn.com/abstract=1754660>

Kaplan, S. y L. Zingales (1997). "Do Financing Constraints Explain Why Investment is Correlated with Cash Flow?", *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 112, pp. 169-215.

Krishnamurthy, A. y A. Vissing-Jorgensen (2010). "The Aggregate Demand for Treasury Debt". NBER Working Paper N° 12881.

Lamont, O., C. Polk, y J. Saa-Requejo (2001). "Financial Constraints and Stock Returns", *Review of Financial Studies*, 14-2, pp. 529-554.

Midrigan, V. y D. Xu (2014). "Finance and Misallocation: Evidence from Plant-Level Data". *American Economic Review*, Vol. 104, N° 2, pp. 422-58.

OECD (2007). "Corporate Savings and Investment: Recent Trends and Prospects", OECD Economic Outlook, Vol. 82.

Opler, T. y S. Titman (1991). "The Determinants of Leveraged Buyout Activity: Free Cash Flow vs. Financial Distress Costs". *The Journal of Finance*, Vol. 48, N° 5, pp. 1985-1999.

Pozsar, Z. (2011). "Institutional Cash Pools and the Triffin Dilemma of the U.S. Banking System", IMF Working Paper 11/190.

Rumelt, R. (1982). "Diversification Strategy and Profitability". *Strategic Management Journal*, N° 3, pp. 359-369.

Von Kalckreuth, U. (2000). "Exploring the Role of Uncertainty for Corporate Investment Decisions in Germany". Deutsche Bank, Discussion Paper 5/00.

Wei, S. y C. Zhang (2006). "Why Did Individual Stocks Become More Volatile?", *The Journal of Business*, Vol. 79, N° 1, pp. 259-292.

Whited, T. y G. Wu (2006). "Financial Constraints Risk". *The Review of Financial Economics*, Vol. 19, N° 2, pp. 531-559.

Series de tiempo en panel.

Una reseña de la evolución metodológica

Tamara Burdisso

BCRA, UBA

Máximo Sangiácomo*

BCRA, UNLP

Resumen

El trabajo se focaliza en el tratamiento econométrico de los paneles macro, los que la literatura conoce con el nombre de *panel time series*. Este nuevo enfoque rechaza el supuesto de homogeneidad de las pendientes y se ocupa de la no estacionariedad. Además reconoce que la presencia *cross-section* dependence (CSD), *i.e.* cierta estructura de correlación en el término de error entre las unidades debido a la presencia de factores comunes no observables, dilapida las ganancias de eficiencia por operar con un panel. Esto condujo a un nuevo conjunto de estimadores referidos en la literatura como *Common Correlated Effect* (CCE), que esencialmente consiste en aumentar el modelo que se desea estimar mediante la incorporación de los promedios de los individuos en cada t del tiempo, tanto de la variable dependiente como de los regresores específicos de cada individuo. Finalmente, se presentan dos códigos desarrollados en Stata para la evaluación y tratamiento de la *cross-section dependence*.

Clasificación JEL: C23, C87.

Palabras clave: common correlated effect, cross-section dependence, series de tiempo en panel, Stata.

*Una versión de este trabajo ha sido publicada este año en The Stata Journal, Vol. 16, N° 2. Agradecemos a Ricardo Bebczuk por sus ideas inspiradoras y su apoyo motivador. También agradecemos a un referí anónimo por sus útiles sugerencias sobre una versión previa de este trabajo. Las afirmaciones vertidas en el presente trabajo son exclusiva responsabilidad de los autores, y no necesariamente coinciden con la visión del Banco Central de la República Argentina o sus autoridades. E-mail: tburdisso@bcra.gob.ar, maximo.sangiacom@bcra.gob.ar.

Panel times series. A review of methodological developments

Tamara Burdisso

BCRA, UBA

Máximo Sangiácomo

BCRA, UNLP

Summary

The document focuses on the econometric treatment of macro panels, known in literature as panel time series. This new approach rejects the assumption of slopes' homogeneity and handles nonstationarity. It also recognizes that the presence of cross-section dependence (CSD), i.e. some correlation structure in the error term between units due to the presence of unobservable common factors, squanders efficiency gains by operating with a panel. This led to a new set of estimators known in literature as Common Correlated Effect (CCE), which essentially consists of increasing the model to be estimated by adding the averages of the individuals in each time t , of both the dependent variable and the specific regressors of each individual. Finally, two Stata codes developed for the evaluation and treatment of the cross-section dependence are presented.

JEL: C23, C87.

Keywords: common correlated effect, cross-section dependence, panel time series, Stata.

I. Introducción

Los modelos de datos de panel se han vuelto muy populares en la econometría empírica de finales del siglo XX y comienzos del XXI, fundamentalmente por su capacidad para capturar la heterogeneidad del comportamiento socio-económico de los agentes, en comparación con los modelos *cross-section* o de series de tiempo.

El término datos de panel es utilizado para describir una amplia variedad de situaciones en econometría. Básicamente un panel de datos consiste en una muestra de individuos en el tiempo, brindando de esta forma múltiples observaciones para cada individuo, mediante encuestas a familias/empresas, que se realizan con cierta periodicidad.^{1,2} Este tipo de paneles reciben el nombre de *paneles micro* ya que consisten en un gran número de N individuos —cientos o miles— sobre un período corto de tiempo — $T=2$ observaciones por individuo a un máximo de $T=10/20$ —. En contraste, los *paneles macro*, generalmente involucran a un número N de países —que pueden ir desde unos pocos países como el G7 hasta todos los países de la *Penn World Table* o de los *World Development Indicators*—, cuya información se muestra por lo general con frecuencia trimestral o anual, con rangos que van de 20 a 60 años (Arellano, 2003; Hsiao, 2003).

Paneles micro y macro requieren un tratamiento econométrico diferente (Baltagi, 2008). Por ejemplo, el estudio asintótico en paneles micro deber realizarse para N grande y T fijo, mientras que el análisis asintótico en los paneles macro se realiza permitiendo que tanto N como T tiendan a infinito (Phillips and Moon, 1999). Asimismo, un T grande en un panel macro debe lidiar con cuestiones de no estacionariedad propias del análisis de series de tiempo.

Los primeros desarrollos teóricos en el estudio de datos de panel surgieron para el tratamiento de los paneles micro. La literatura de segunda mitad de los 80 y gran parte de los 90 se focalizó en la estructura de los paneles micro: N grande y T chico. El estimador de efectos fijos, el estimador de Anderson y Hsiao, el estimador de Arellano y Bond o el *System GMM* fueron estimadores pensados para lidiar con el diseño del panel micro (ver Arellano, 2003; Hsiao, 2003; Baltagi, 2008). Por el contrario, es hacia finales de los años 90 cuando aparecen los primeros trabajos que advierten que la elección del estimador depende de

¹ Por individuos se entiende, trabajadores, familias, empresas, industrias, regiones, países, etc.

² Datos de panel o datos longitudinales. Los nombres pueden variar dependiendo de la disciplina que analiza los datos.

manera crucial del diseño del panel, *i.e.* del tamaño relativo de N y T (Pesaran y Smith, 1995; Im, Pesaran y Shin, 2003).

En este trabajo nos focalizamos en el tratamiento econométrico de los paneles macro, los que la literatura conoce con el nombre de *panel time series* y que aquí llamamos series de tiempo en panel. En la siguiente sección presentamos una breve descripción de las principales cualidades que caracterizan a la literatura de series de tiempo en panel y, en las secciones III y IV, dos códigos que desarrollamos en Stata para la evaluación y tratamiento de la *cross-section dependence*. Finalmente en la última sección se presentan las conclusiones.

II. Series de tiempo en panel

La investigación empírica como la paridad del poder de compra (PPP), la relación ahorro-inversión o el problema de la convergencia en la teoría del crecimiento, entre otras, se han visto beneficiadas con el advenimiento de los paneles conformados por países, con T grande. El hecho de que T pueda tender a infinito contribuyó al desarrollo de dos grandes líneas de trabajo en la literatura de datos de panel. La primera de estas líneas rechazó el supuesto de homogeneidad de las pendientes, asumido en el uso de los estimadores *pooled* estándar (efectos fijos, diferencia o *System GMM*), y propuso pendientes heterogéneas, *i.e.* una regresión por individuo/unidad (Pesaran y Smith, 1995; Pesaran, Shin y Smith, 1999; Im, Pesaran y Shin, 2003; entre otros).³ Esta literatura se basa en un T lo suficientemente grande como para estimar cada regresión separadamente, *i.e.* una regresión por país.

La otra línea de trabajo se concentró en los métodos de series de tiempo aplicados a panel, ocupándose de la no estacionariedad, las regresiones espurias y las relaciones de cointegración. Incorporar la dimensión *cross-section* a la dimensión temporal, ofrece importantes ventajas en la evaluación de la no estacionariedad y la cointegración. En este sentido, la confianza en la econometría de paneles no estacionarios radica en combinar lo mejor de ambos mundos: el tratamiento de la no estacionariedad según los modelos de series de tiempo y al mismo tiempo incrementar datos y potencia de los test a partir de la dimensión *cross-section*. Particularmente, añadir la dimensión *cross-section* bajo determi-

³ Véase comando *xtmg* en Stata y Eberhardt (2012).

dados supuestos puede interpretarse como diferentes extracciones de una misma distribución poblacional. De ahí que, al combinar la dimensión temporal con la dimensión *cross-section* se incrementa la potencia de los test estadísticos y los estimadores pueden converger en distribución a variables aleatorias normales (Baltagi y Kao, 2003).

Al igual que en el análisis empírico de los modelos de series de tiempo, los test de raíces unitarias se han vuelto en la actualidad una práctica frecuente en los modelos de panel. Es así que, hacia finales de los años 90 comienzan a desarrollarse los primeros test de raíces unitarias en panel.⁴ Desde un punto de vista teórico, estos test realizan diferentes supuestos acerca de la relación con que el número de unidades, N , y el número de períodos, T , tienden a infinito o si alguna de las dimensiones es fija. La forma en que el número de individuos/países N y T tienden a infinito es crucial para determinar las propiedades asintóticas de los estimadores y decidir cuál de los test estadísticos es el más apropiado (Phillips y Moon, 1999 y 2000; Levin y Lin, (LL), 1992).⁵ Uno de los test más utilizados es el test de Im, Pesaran y Shin (IPS, 1997, 2003), ya que resulta ser menos restrictivo que el test de Levin, Lin y Chu (LLC, 2002). De acuerdo con el trabajo de Im, Pesaran y Shin (2003), se considera una muestra de N unidades/países a lo largo de T períodos. Supone además que el proceso estocástico y_{it} es generado por un proceso autorregresivo de primer orden:

$$y_{it} = (1 - \phi_i)\mu_i + \phi_i y_{i,t-1} + \varepsilon_{it}, \quad i = 1, \dots, N \quad t = 1, \dots, T \quad (1)$$

con valores iniciales y_{i0} . Al igual que en el test de Dickey-Fuller (DF), el interés radica en testear la hipótesis nula de raíz unitaria de $\phi_i = 1$ para todo i . La ecuación anterior puede ser reescrita como:

$$\Delta y_{it} = \alpha_i + \beta_i y_{i,t-1} + \varepsilon_{it} \quad \text{donde } \alpha_i = (1 - \phi_i)\mu_i, \quad \beta_i = -(1 - \phi_i) \text{ y } \Delta y_{it} = y_{it} - y_{i,t-1}$$

El test de raíz unitaria es entonces:

$H_0 : \beta_i = 0$ para todo i , vs. las alternativas

$$H_1 : \beta_i < 0, \quad i = 1, \dots, N_1, \quad \beta_i = 0, \quad i = N_1 + 1, N_1 + 2, \dots, N \quad 0 < N_1 \leq N$$

⁴ El primero de estos test fue el de Levin y Lin (1992). Posteriormente aparecen Im, Pesaran y Shin (2003), Maddala y Wu (1999), Choi (2001), Hadri (2000).

⁵ Para un análisis detallado de las propiedades asintóticas de diferentes test de raíces unitarias en panel ver xunitroot en www.stata.com.

Nótese que la hipótesis alternativa permite que los β_i difieran entre unidades, a diferencia de la alternativa homogénea del test de LLC, que plantea $\beta_i = \beta < 0$ para todo i . Asimismo la fracción de unidades que siguen un proceso estacionario es distinta de cero, *i.e.* $\lim_{N \rightarrow \infty} (N_1/N) = \delta$, $0 < \delta \leq 1$. Esta condición es necesaria para la consistencia del test de IPS. El estadístico propuesto por IPS, al que llaman \bar{t}_{IPS} , es definido como el promedio de los estadísticos t individuales de la regresión (aumentada) DF.

Por su parte, Maddala y Wu (MW, 1999) coinciden en la ventaja de la alternativa heterogénea de IPS pero resaltan que promediar los estadísticos DF no es la manera más eficiente de usar la información. Siguiendo a Fisher (1932) proponen un test estadístico que es un promedio de los logaritmos de los p -values asociados al estadístico t de cada unidad. De acuerdo con sus simulaciones, existen una variedad de situaciones donde el test de MW es superior tanto en tamaño como en potencia respecto del IPS, que a su vez es más potente que LL (Smith y Fuertes, 2010). Por otro lado, Breitung (2000) realiza simulaciones de Montecarlo para estudiar la potencia de los test de LL e IPS, y encuentra una dramática pérdida de potencia de ambos tests cuando se incorporan términos determinísticos.

Breitung y Pesaran (2008) proveen una revisión de la evolución de los test de raíces unitarias para panel. Ellos destacan que uno de los objetivos primarios de la aplicación de estos test en panel era mejorar el pobre desempeño de los test de raíces unitarias en series de tiempo. Por ejemplo, el test aumentado de DF por lo general no rechaza la hipótesis nula de que el tipo de cambio real es no estacionario. Por el contrario, los test de raíz unitaria para panel aplicados a un conjunto de países industrializados, generalmente rechazan la hipótesis de una raíz unitaria, *i.e.* el tipo de cambio real muestra un comportamiento estacionario, respaldando empíricamente a la PPP (Coakley y Fuertes, 1997).

Si bien los test de raíces unitarias para panel venían a solucionar la falta de potencia que mostraban dichas pruebas en series de tiempo, los mismos trajeron aparejados varios inconvenientes. En primer lugar, uno de los supuestos claves en los test de raíces unitarias en panel es **la independencia de las unidades**, condición necesaria para que el estadístico promedio de los DF individuales, \bar{t}_{IPS} , converja en distribución a la normal.⁶ En segundo lugar, si se rechaza la hipóte-

⁶ El supuesto de independencia de las unidades es crucial para satisfacer los requerimientos de Lindeberg-Levy del teorema central del límite en la elaboración del estadístico de raíz unitaria y de los estimadores y tests que son promedios de las relaciones individuales (Baltagi y Kao, 2003).

sis nula de raíz unitaria, la interpretación de este resultado se dificulta, ya que la mejor conclusión que se puede extraer, es que existe una fracción de unidades que son estacionarias. Pero nada se puede decir respecto de cuántas y cuáles son las unidades/países con comportamiento estacionario.

Una de las razones por la cual la investigación empírica se preocupa por la presencia de raíces unitarias en modelos de series de tiempo es para evitar el problema de correlación espuria. Como es sabido, cointegración es la condición requerida entre variables $I(1)$, para que la regresión no resulte espuria y el estimador de interés sea consistente. Es decir, si las variables están cointegradas entonces las mismas comparten una tendencia estocástica común que se cancela en la combinación lineal de éstas. Pesaran y Smith (1995) señalaron que el problema de regresión espuria no se origina en la regresiones *cross-section* que surgen al colapsar la dimensión temporal, aún cuando la serie de tiempo de cada unidad/país contenga una raíz unitaria.⁷ Esta observación fue la que condujo a que el problema de correlación espuria se vea bastante mitigado al promediar las unidades. Phillips y Moon (1999, 2000), Pedroni (1996, 1997a y 1997b), y Kao y Chiang (2000) muestran que el *mean group estimator* que ellos proponen es más eficiente que el estimador que arroja una regresión *cross-section*.

Los modelos de cointegración en paneles se preocupan por estudiar relaciones económicas de largo plazo, típicas en el análisis de datos macroeconómicos y financieros. Estas relaciones de largo plazo son a menudo predichas por la teoría económica. Por ende, el interés de la investigación empírica radica en la estimación de los coeficientes de regresión para luego evaluar si las restricciones teóricas se satisfacen. Kao y Chen (1995) mostraron que el estimador *OLS* (*ordinary least squares*) en modelos de paneles cointegrados resulta asintóticamente normal pero sesgado. Chen, McCoskey y Kao (1999) encuentran que el estimador *OLS* corregido por sesgo no mejora respecto del estimador *OLS* en general. Los autores sugieren el uso del estimador *fully modified OLS* (FMOLS) o el *dynamic OLS* (DOLS). Phillips y Moon (1999) y Pedroni (1996) proponen el estimador FM como una generalización del de Phillips y Hansen (1990). Kao y Chiang (2000) estudian la distribución límite en una regresión de cointegración de acuerdo al estimador FM y muestran que es asintóticamente normal.

Asimismo, Pedroni (1996) y Phillips *et al.* (1999) también obtienen resultados similares para la distribución límite del estimador FM. Particularmente, el trabajo

⁷ Véase `commando xtmg` en Stata y Blackburne y Frank (2007).

de Phillips *et al.* (1999) realiza un análisis pormenorizado de los diferentes tipos de relaciones que pueden verificarse en paneles no estacionarios.⁸ Los autores requieren que $N/T \rightarrow 0$, de ahí que los resultados sean válidos para paneles con N moderado y T grande, *i.e.* un panel macro, y no al revés (el típico panel micro). Dentro de los estimadores posibles, el *mean group estimator* (MG) propuesto en Pesaran y Smith (1995) o como lo llaman Phillips *et al.* (1999, 2000) *the average long run estimator* consiste básicamente en estimar el modelo de serie de tiempo $y_{it} = \eta_i + \lambda_i x_{it} + u_{it}$ para cada país y luego obtener el $\hat{\lambda}$, como $\hat{\lambda} = \sum_i \frac{\hat{\lambda}_i}{N}$. La $E(\hat{\lambda}_i) = \lambda$ representa el comportamiento promedio de los países. El estimador MG es un estimador consistente, aún cuando los $\hat{\lambda}_i$ no lo sean.

Al igual que en los test de raíces unitarias presentados anteriormente, el supuesto clave para obtener la consistencia de los estimadores radica en la independencia de los individuos *cross-section*, de modo de añadir información al promediar los parámetros estimados que surgen del análisis de series de tiempo individual, atemperando la virtual correlación espuria. En este sentido, Phillips *et al.* (1999, 2000) proponen una variante sobre el estimador MG, al que denominan FMOLS. La idea detrás del estimador FMOLS es, además de su habilidad para contemplar la heterogeneidad entre las unidades del panel, la capacidad para controlar por el sesgo inducido por la potencial endogeneidad de los regresores y la correlación serial y heteroscedasticidad de los residuos (Pedroni, 2000, 2001, 2007).⁹

Uno de los resultados atractivo de los paneles no estacionarios, es que varios de los test estadísticos y estimadores convergen en distribución a la normal. Tal es el caso de la distribución de estadístico de IPS, como se mencionó anteriormente, y de los estimadores FM y *dynamic OLS* (DOLS) (Kao y Chiang, 2000). Esta convergencia asintótica es un fuerte contraste con el comportamiento de los test de raíces unitarias y con los problemas de correlación espuria de los modelos de series de tiempo.

⁸ Los autores permiten que las series bajo análisis cointegren o no, y presentan un marco para el estudio secuencial y conjunto de la teoría asintótica en paneles no estacionarios. El modelo de panel considera cuatro casos (i) regresión de panel espuria, *i.e.* no hay cointegración entre las series, (ii) cointegración en panel heterogénea, *i.e.* cada individuo tiene su propia relación de cointegración, (iii) cointegración homogénea en panel, (iv) cointegración en panel cercana a la homogénea.

⁹ Mientras el estimador MG (*mean group estimator*) tiene dinámica de corto plazo paramétrica, el estimador FM se basa en métodos no paramétricos para remover los efectos de la dinámica y cualquier tipo de endogeneidad de los residuos sobre los coeficientes de largo plazo (Smith y Fuertes, 2010). El estimador es superconsistente bajo cointegración y es robusto a la omisión de variables que no formen parte de la relación de cointegración (Pedroni, 2007).

La teoría econométrica hasta aquí desarrollada para los test de raíces unitarias en panel y la convergencia asintótica a la distribución normal de los estimadores propuestos que suponen pendientes heterogéneas, se fundaron en la independencia de las unidades (países) del panel, situación que rara vez se verifica en el estudio empírico de los paneles macro. La ausencia de independencia entre las unidades se conoce en la literatura como *cross-section dependence* y su presencia es natural en el estudio de este tipo de datos, e.g. el ciclo económico-financiero mundial a través de la globalización de la actividad económica, las áreas comunes de comercio, el avance tecnológico y los efectos derrame, etc. Desconocer la *cross-section dependence* (CSD), i.e. cierta estructura de correlación en el término de error entre las unidades debido a la presencia de factores comunes no observables, dilapida las ganancias de eficiencia por operar con un panel y conduce a estimadores inconsistentes de los parámetros, invalidando la inferencia teórica en los modelos de datos de panel (Kapetanios, Pesaran y Yamagata, 2011; y Banerjee y Carrion-i-Silvestre, 2011). Nótese que la presencia de factores comunes no observables no es otra cosa que una variable omitida en la especificación del modelo a estimar.

Las primeras armas de los investigadores empíricos para lidiar con la ausencia de independencia de las unidades y remover los factores comunes no observables, consistió en la incorporación de las *dummies* temporales. Sin embargo esta solución asume homogeneidad de las pendientes, i.e. $\lambda_i = \lambda$. Otra de las propuestas consistió en restar a cada variable la media correspondiente, i.e. $\tilde{y}_{it} = y_{it} - \bar{y}_t$, donde $\bar{y}_t = \sum_{i=1}^N y_{it} / N$ y similarmente a los regresores x_{it} . Esto se conoce con el nombre de *de-meaning*, pero una vez más se puede probar que esta potencial solución a la estimación de los factores no observables impone el supuesto de homogeneidad en el impacto de los no observables sobre las unidades.

A fin de modelar explícitamente la *cross-section dependence* se apela a la estimación de factores comunes no observables mediante el uso de las técnicas de componentes principales (Coakley, Fuertes y Smith, 2002; Bai, 2004; Bai y Ng, 2004). Pesaran (2006) objeta la propuesta de componentes principales para la estimación de la *cross-section dependence* de Coakley et. al (2002), y muestra que una combinación lineal de factores comunes no observables puede ser bien aproximada por los promedios sobre los individuos de los regresores del modelo como de la variable dependiente. Esto condujo a un nuevo conjunto de estimadores referidos en la literatura como *Common Correlated Effect* (CCE), que esencialmente consiste en aumentar el modelo que se desea estimar mediante la incorporación de los

promedios de los individuos en cada t del tiempo, tanto de la variable dependiente como de los regresores específicos de cada individuo.¹⁰

Diferentes intensidades en los tipos de manifestaciones de la CSD pueden ilustrarse, *v.gr.* efectos vecindario, efectos de red, la influencia de una unidad dominante o simplemente factores comunes no observables.¹¹ De acuerdo con Pesaran (2006) el modelo econométrico puede representarse como:

$$\begin{aligned} y_{it} &= \eta_i' z_t + \lambda_i' x_{it} + e_{it} \quad i = 1, \dots, N \quad t = 1, \dots, T \\ e_{it} &= \gamma_i' f_t + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (2)$$

donde y_{it} es la observación de la i -ésima unidad en el momento t ; z_t es un vector de $k_z \times 1$ de variables que no difieren sobre las unidades, *i.e.* ordenada al origen, tendencia y/o *dummies* estacionales; x_{it} es un vector de $k_x \times 1$ de regresores observables específicos de cada unidad al momento t ; f_t es un vector $r \times 1$ de factores no observables, que pueden influenciar a cada unidad de manera diferencial y además estar correlacionados con los x_{it} ; y ε_{it} es el disturbio no observable con $E(\varepsilon_{it}) = 0$, $E(\varepsilon_{it}^2) = \sigma_i^2$, el cual se distribuye independientemente a través de i y t . La covarianza entre los errores e_{it} está determinada por el *loading factor* γ_i . Puede observarse además que si f_t está correlacionado con x_{it} , como generalmente ocurren en muchas de las aplicaciones empíricas, *v.gr.* ciclos globales, desconocer la CSD al omitir el factor f_t , resulta en estimadores de λ_i sesgados e inconsistentes.

La idea de Pesaran (2006) es tratar al(los) factor(es) no observable(s) como parámetro(s) molesto(s) que uno desea controlar con el objetivo de tener una mejor estimación de los λ_i , a diferencia de quienes intentan estimarlos. El estimador propuesto, *common correlated effect* (CCE), consiste, como se mencionó anteriormente, en enriquecer el modelo a estimar mediante la incorporación de los promedios *cross-section* en cada t del tiempo, a fin de controlar por los no observables. Esto involucra tanto a las variables independientes como dependientes, como se muestra a continuación:

$$y_{it} = \eta_i' z_t + \lambda_i' x_{it} + \delta_{oi} \bar{y}_t + \delta_i' \bar{x}_t + u_{it} \quad (3)$$

¹⁰ Véase comando `xtcce` para Common Correlated Effects Estimation para paneles estáticos/dinámicos con Cross-Sectional Dependence.

¹¹ Se puede distinguir entre dos tipos de CSD: débil y fuerte. La CSD débil, implica que las dependencias son locales y declinan con N . Este podría ser el caso de las correlaciones espaciales, donde cada unidad está correlacionado sólo con sus vecinos, mientras que CSD fuerte implica que la dependencia afecta a todas las unidades.

Para entender la motivación de este procedimiento, supongamos un solo factor y promediamos la ecuación (2) sobre las unidades:

$$\bar{y}_i = \bar{\eta}' z_i + \bar{\lambda}' \bar{x}_i + \bar{\gamma}'_i + \bar{\varepsilon}_i + \frac{1}{N} \sum (\lambda_i - \bar{\lambda})' x_{it} \quad (4)$$

$$f_i = \bar{\gamma}^{-1} \left\{ \bar{y}_i - \left(\bar{\eta}' z_i + \bar{\lambda}' \bar{x}_i + \bar{\varepsilon}_i + \frac{1}{N} \sum (\lambda_i - \bar{\lambda})' x_{it} \right) \right\} \quad (5)$$

Luego \bar{y}_i y \bar{x}_i funcionan como *proxy* del factor no observable. Notar que la covarianza entre \bar{y}_i y ε_{it} tiende a cero con N , entonces para N grande no hay problemas de endogeneidad. Si bien esta formulación supone coeficientes heterogéneos, existen versiones homogéneas de los mismos (ver Eberhardt y Teal, 2011). Esta misma idea de incorporar los promedios a las regresiones por país, es la que también utiliza Pesaran (2007) para inmunizar al test de raíz unitaria IPS contra la presencia de no observables. Estos test de raíz unitaria que controlan por la *cross-section dependence*, se los conoce como test de segunda generación.

En resumen, Pesaran (2006) permite, además de la heterogeneidad sobre los regresores observables, (i) que los efectos comunes no observables tengan impacto diferencial sobre las unidades, (ii) que los errores por individuo muestren correlación serial y heteroscedasticidad, (iii) y que no sea necesario que los regresores por individuo sean idénticos y/o se distribuyan independientemente a través de los individuos, cualidad relevante en el caso de análisis de paneles de países. Sin embargo, Pesaran (2006) asume que tanto los regresores específicos por individuo como los factores comunes no observables son estacionarios y exógenos. Kapetanios *et al.* (2011) extienden el análisis de Pesaran (2006) permitiendo procesos $I(1)$ de los regresores por individuo como de los efectos no observables. La extensión de los resultados por parte de Kapetanios *et al.* (2011) dista de ser trivial y apela a resultados intermedios bien distintos para derivar la distribución asintótica de los estimadores cuando los datos son $I(1)$ que cuando son $I(0)$. Pero sorprendentemente, simulaciones de Montecarlo sugieren que el método *CCE* propuesto por Pesaran (2006) para abordar la *CSD* es robusto a una amplia variedad de procesos generadores de datos. Este resultado contrasta respecto a las diferencias substanciales que existen en los modelos de series de tiempo para las distribuciones de procesos $I(1)$ vs. la de procesos $I(0)$.

Si bien esta segunda generación de *tests* de raíz unitaria tuvo en cuenta la ausencia de independencia de las unidades al admitir la presencia de factores comunes no observables, los mismos introdujeron nuevos desafíos tanto en la interpretación de los test de raíz unitaria como en la interpretación de los test de cointegración (Breitung *et al.*, 2008). Estos factores comunes no observables pueden mostrar un comportamiento estacionario, *v.gr.* los ciclos económicos globales, o un comportamiento no estacionario, *v.gr.* el avance tecnológico global. En caso de que el factor no observable presente un comportamiento $I(1)$, *i.e.* revele una raíz unitaria, habría que considerar la posibilidad de que dicho factor cointegre al interior de cada unidad como así también entre unidades. De ahí que la interpretación de los test de raíz unitaria de segunda generación difiera respecto a la interpretación estándar de un test de raíz unitaria. Retomemos la ecuación (1), pero ahora conscientes de la presencia de un factor no observable:

$$y_{it} = (1 - \phi_i)\mu_i + \phi_i y_{i,t-1} + \gamma_i f_t + \varepsilon_{it}, \quad i = 1, \dots, N \quad t = 1, \dots, T \quad (6)$$

Rechazar la hipótesis nula $\phi_i = 1$, en favor de la alternativa $\phi_i < 1$, podría encubrir razones bien distintas. Esto podría deberse a que (i) tanto y_{it} como f_t son procesos estacionarios, o bien que (ii) y_{it} y f_t son $I(1)$ y cointegrados. Y esto es independiente del método que se utilice para dar cuenta de la *CSD*.

Retomando la solución propuesta por Pesaran (2006), *i.e. common correlated effect*, para controlar por la presencia de la *CSD*, la misma fue extendida a los test de raíz unitaria por Pesaran (2007) y Pesaran, Smith y Yamagata (2008). La ecuación correspondiente para evaluar la presencia de una raíz unitaria es:

$$\Delta y_{it} = \alpha_i + \beta_i y_{i,t-1} + \delta_{0i} \overline{\Delta y_t} + \delta_{1i} \overline{y_{t-1}} + \varepsilon_{it}, \quad i = 1, \dots, N \quad t = 1, \dots, T \quad (7)$$

i.e. la ecuación convencional aumentada por los promedios de las unidades, tanto del regresor y_{it} como de la variable dependiente Δy_{it} . La hipótesis sería evaluar $\beta_i = 0$, utilizando algún test de panel. El propuesto por Pesaran (2007) consiste, al igual que el IPS (2003), en promediar los estadísticos t_i correspondiente al β_i de la ecuación (7). El nuevo estadístico, al que Pesaran denomina *CIPS* (*cross-sectional Im* Pesaran y Shin), tiene una distribución no estándar, aún con N grande. Esto se diferencia del resultado obtenido por Im *et al.* (2003), que bajo el supuesto de independencia de las unidades, el estadístico *IPS* se distribuye de acuerdo a una normal para N suficientemente grande.

Nótese que la ecuación (7) podría pensarse como un modelo de corrección al equilibrio, donde \bar{y}_i y y_{it} podrían ser $I(1)$, a pesar de que $\beta_i < 0$, simplemente porque cointegran. Esto último desalienta el uso de los test de raíz unitaria en panel ya que se dificulta la interpretación de los mismos. Tanto bajo H_0 como bajo la alternativa se estaría frente a hipótesis conjuntas: bajo H_0 se evalúa en simultáneo que todas las unidades son $I(1)$ y no cointegran mientras que en la alternativa se tiene $\beta_i < 0$ con la posibilidad de que $y_{it} \sim I(1)$ cointegre con el factor no observable.

Sintetizando lo anteriormente expuesto, se puede afirmar que este nuevo enfoque de la econometría de paneles de series de tiempo logra reunir las dos líneas de trabajo postuladas hacia fines de los años 90. Por un lado, el cuestionamiento de la homogeneidad de los parámetros de un modelo de panel macro puede provenir tanto del impacto de los observables —regresores— como de los factores no observables —*factor loadings*—. Desconocer la potencial heterogeneidad de los regresores observables como la de los factores no observables, tiene implicancias aún más serias si las variables observables y/o no observables son no estacionarias. Este punto puede ilustrarse con el siguiente ejemplo: una ecuación en niveles estimada mediante algún estimador *pooled* estándar impone parámetros comunes para todos los países e implanta al mismo tiempo errores no estacionarios si los verdaderos parámetros del modelo son heterogéneos y las variables son no estacionarias (Eberhardt y Teal, 2011). Concretamente, no dar cuenta de la heterogeneidad de los parámetros de los regresores observables del modelo puede conducir a la ruptura de la relación de cointegración entre los regresores y la variable dependiente y producir potenciales resultados espurios (Smith y Fuertes, 2010). Similarmente una ecuación en niveles estimada mediante algún estimador *pooled* estándar y aumentada con $T-1$ variables *dummies* impone una evolución común de los no observables a todos los países, creando errores no estacionarios si los verdaderos no observables presentan un comportamiento no estacionario.

III. Evaluación de la cross-section dependence: XTCSI¹²

Como expusimos en la sección anterior, si bien la *CSD* es más un hecho que una rareza en los paneles macro, varios test se han desarrollado en la literatura a fin de evaluarla. El uso del test del multiplicador de Lagrange (LM) propuesto

¹² Disponible en: <https://ideas.repec.org/c/boc/bocode/s457848.html>

por Breusch-Pagan (1980) podría ser una de las herramientas. Este test consiste en promediar los coeficientes de correlación al cuadrado de los residuos de a pares. Este test fue diseñado en el contexto de ecuaciones aparentemente no relacionadas (SURE, Zellner, 1962), con N fijo y $T \rightarrow \infty$, *i.e.* N pequeño relativo a T . Pesaran (2004) muestra que el test LM presenta serias distorsiones de tamaño cuando N es grande relativo a T , situación que se verifica en muchas de las aplicaciones empíricas. A fin de combatir el sesgo del test LM, Pesaran (2004) propone otro test al que llama *CD*, que consiste en promediar las correlaciones de los residuos de a pares. Bajo la hipótesis nula, para T suficientemente grande, el estadístico *CD* converge en distribución a la $N(0,1)$, cuando $N \rightarrow \infty$. Sin embargo, como resalta Pesaran (2004) el test *CD* puede resultar inconsistente en varias alternativas relevantes.

Pesaran, Ullah y Yamagata (2008), partiendo del test LM de Breusch-Pagan, proponen un nuevo test LM que corrige el sesgo del anterior, en paneles con regresores estrictamente exógenos y errores normales. Simulaciones de Montecarlo analizan la potencia y el tamaño de los tres estadísticos disponibles. Los autores concluyen que el test LM ajustado por sesgo controla de manera exitosa el tamaño del test manteniendo una potencia razonable.

Siguiendo el documento de Pesaran *et. al* (2008), diseñamos el código XTCSI, que computa los tres estadísticos antes mencionados de la siguiente manera:

Considerando el siguiente modelo de datos en panel:

$$y_{it} = \lambda_i' x_{it} + u_{it} \quad \text{para } i = 1, 2, \dots, N; t = 1, 2, \dots, T \quad (8)$$

Donde la matriz $X_i = (x_{i1}, \dots, x_{iT})'$ de regresores puede contener en su primera columna el vector unitario para la constante y en la segunda una tendencia.¹³

Para cada i , $u_{it} \sim IIDN(0, \sigma_{ui}^2)$, para todo t , sin embargo podrían estar *cross-section correlated*.

Breusch y Pagan (1980) propusieron el siguiente estadístico LM para testear bajo la hipótesis nula correlación cero de los *cross equation error*:

¹³ La incorporación de la constante y la tendencia en la matriz X_i a diferencia de lo presentado en la ecuación (2), donde ambas aparecían explicitadas en la matriz Z_i , es a los fines de simplificar el cálculo matricial que se muestra para la obtención del estadístico LM_{adj} .

$$LM = T \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \widehat{\rho}_{ij}^2 \quad (9)$$

Donde $\widehat{\rho}_{ij}$ es la estimación muestral de la correlación de los errores que surgen de la estimación MCO de la regresión para cada individuo del panel.

Se puede demostrar que bajo la hipótesis nula:

$$H_0 : Cov(u_{it}, u_{jt}) = 0, \text{ para todo } t \text{ y } i \neq j \quad (10)$$

el estadístico LM se distribuye asintóticamente como una chi-cuadrado con $N(N-1)/2$ grados de libertad. Sin embargo, es probable que el test LM exhiba distorsiones sustanciales de tamaño para N grande y T chico, una situación usual en aplicaciones empíricas.

Ullah (2004) provee técnicas unificadas para obtener los momentos exactos y aproximados de los estimadores econométricos y los test estadísticos. Pesaran, Ullah y Yamagata (2008) utilizan este enfoque para corregir el sesgo en muestras chicas del estadístico LM.

Asumiendo:

Supuesto 1: Para cada i , los errores, u_{it} , son independientes con media 0 y varianza $0 < \sigma_i^2 < \infty$.

Supuesto 2: Bajo la hipótesis nula definida por $H_0 : u_{it} = \sigma_i \varepsilon_{it}$, $\varepsilon_{it} \sim IIDN(0,1)$ para todo i y t .

Supuesto 3: Los regresores, x_{it} , son estrictamente exógenos tal que $E(u_{it} / X_i) = 0$ para todo i y t , donde $X_i = (x_{i1}, \dots, x_{iT})'$ y $X_i' X_i$ es una matriz definida positiva.

Los autores introducen la siguiente matriz idempotente de rango $T - k$:

$$M_i = I_T - H_i; \quad H_i = X_i (X_i' X_i)^{-1} X_i' \quad (11)$$

Considerando el modelo de datos en panel (8) y bajo los supuestos 1 a 3 la media exacta y la varianza de $(T - k)\widehat{\rho}_{ij}^2$ están respectivamente dadas por:

$$\mu_{Tij} = E[(T-k)\hat{\rho}_{ij}^2] = \frac{1}{T-k} Tr[E(M_i M_j)] \quad (12)$$

y

$$v_{Tij}^2 = Var[(T-k)\hat{\rho}_{ij}^2] = \{Tr[E(M_i M_j)]\}^2 a_{1T} + 2Tr\{E[(M_i M_j)^2]\} a_{2T}, \quad (13)$$

donde:

$$a_{1T} = a_{2T} - \frac{1}{(T-k)^2}, \quad a_{2T} = 3 \left[\frac{(T-k-8)(T-k+2) + 24}{(T-k+2)(T-k-2)(T-k-4)} \right]^2 \quad (14)$$

Utilizando (12) y (13) el test estadístico LM ajustado por sesgo se define como:

$$LM_{adj} = \sqrt{\frac{2}{N(N-1)}} \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \frac{(T-k)\hat{\rho}_{ij}^2 - \mu_{Tij}}{v_{Tij}} \quad (15)$$

Bajo los supuestos 1 a 3, asumiendo que H_0 definida por (10), primero $T \rightarrow \infty$ después $N \rightarrow \infty$ se tiene:

$$LM_{adj} \rightarrow_d N(0,1) \quad (16)$$

Para lidiar con el sesgo de N grande del test LM , Pesaran (2004) sugiere utilizar el estadístico CD definido por:

$$CD = \sqrt{\frac{2T}{N(N-1)}} \left(\sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \hat{\rho}_{ij} \right) \quad (17)$$

y muestra que bajo H_0 y para un T suficientemente grande $CD \rightarrow_d N(0,1)$ a medida que $N \rightarrow \infty$.

Sintaxis

`xtcsi depvar indepvars [if] [in] [, trend]`

Descripción

xtcsi implementa en paneles heterogéneos (balanceados) distintos test de *error cross-section independence*: i) el test LM Breusch y Pagan (1980); ii) el test LM ajustado por sesgo de Pesaran, Ullah y Yamagata (2008); iii) el test CD Pesaran (2004).

Opciones

trend especifica una tendencia lineal a ser incluida en cada modelo de regresión individual.

Resultados

Escalares

r(N_g) Número de individuos del panel

r(lm) estadístico LM de Breusch y Pagan (1980)

r(p_lm) *p-value* de chi-cuadrado con $N(N-1)/2$ grados de libertad

r(lm_adj) estadístico LM ajustado por sesgo de Pesaran, Ullah y Yamagata (2008)

r(p_lm_adj) *p-value* de Normal(0,1) a dos colas

r(lm_cd) estadístico CD Pesaran (2004)

r(p_lm_cd) *p-value* de Normal(0,1) a dos colas

III.1. Ejemplo empírico: XTCSI

En esta sección ilustramos el uso de xtcsl. Con el fin de evaluar la hipótesis nula de ausencia de correlación entre las unidades tomamos datos de Katz (2014), que analiza los determinantes de la inversión extranjera directa en ocho países de América Latina para el período de 1981-2012. Siguiendo la especificación presentada en su trabajo, la variable dependiente es la inversión extranjera directa como porcentaje del PIB (lfdi_gdp_1), mientras que los regresores son el cambio en el PIB per cápita (dlgdp_pc), el cambio en el IPC (infla), tipo de cambio real (lrcr), los términos de intercambio (ltot), el estado de derecho (rule_of_law) y la apertura comercial (laper_gdp). Todas las variables están en logaritmos, menos el estado de derecho.

```
. use b_csd.dta, clear
```

```
. tsset id year, y
    panel variable: id (strongly balanced)
    time variable: year, 1981 to 2012
        delta: 1 year
. xtcsi lfdi_gdp_1 dlgdp_pc infla ltcr ltot rule_of_law_1 laper_gdp, trend
```

Bias-adjusted LM test of error cross-section independence

H0: $\text{Cov}(u_{it}, u_{jt}) = 0$ for all t and $i \neq j$

Test	Statistic	p-value
LM	25.9	0.5786
LM adj*	-2.077	0.0378
LM CD*	0.6665	0.5051

*two-sided test

Los resultados muestran que, si bien LM y LM CD no pueden rechazar la hipótesis nula de ausencia de correlación entre los países para todo t , el test LM ajustados por sesgo de Pesaran, Ullah y Yamagata (2008) la rechaza a un nivel de confianza del 3,8%.

IV. El test de IPS en presencia de la cross-section dependence: XTCIPS¹⁴

Siguiendo a Pesaran (2007), implementamos en Stata el test CIPS y el CIPS* (variante truncada del CIPS) al que llamamos XTCIPS. Tal cual lo puntualizamos anteriormente, la distribución límite del estadístico CIPS no es normal, y los correspondientes valores críticos están tabulados en Pesaran (2007). El código está diseñado para paneles balanceados, pero podría adaptarse para paneles desbalanceados, aunque eso implicaría realizar una simulación de Montecarlo para la obtención de los valores críticos acorde a la estructura del panel. Eso fue lo que se hizo en Bebczuk, Burdisso y Sangiácomo (2012).

Sintaxis

```
xtcips varname [if] [in], maxlags(#) bglags(numlist) [ q trend noc ]
```

¹⁴ Disponible en: <https://ideas.repec.org/c/boc/bocode/s457850.html>

Descripción

xtcips estima el test CIPS de raíces unitarias en paneles heterogéneos (balanceados) desarrollado por Pesaran (2007; Sección 4, pp. 275-279).

Hay tres especificaciones posibles:

Caso I: modelos sin intercepto o tendencia (ver opción **noc**)

Caso II: modelos con intercepto individual específico (*default*)

Caso III: modelos con tendencia lineal (ver opción **trend**)

Permite establecer especificaciones dinámicas individuales en cada regresión basada en dos criterios alternativos (ver opción **maxlags**(#)):

i) Test de Wald de la hipótesis lineal compuesta sobre los parámetros del modelo (*default*)

ii) Test Portmanteau (Q) de ruido blanco (ver opción **q**)

Informa el *valor p* del test Multiplicador de Lagrange de correlación serial de Breusch-Godfrey de cada regresión individual (ver opción **bglags**(*numlist*))

La hipótesis nula es (homogéneo no estacionario):

$$H_0 : \beta_i = 0 \quad \text{para todo } i$$

vs. las alternativas:

$$H_1 : \beta_i < 0, \quad i = 1, \dots, N_1, \quad \beta_i = 0, \quad i = N_1 + 1, N_1 + 2, \dots, N$$

en la siguiente regresión de Dickey-Fuller *cross-section augmented* (CADF):

$$\Delta y_{it} = \alpha_i + \beta_i y_{i,t-1} + \delta_{0i} \Delta \bar{y}_i + \delta_{1i} \bar{y}_{i,t-1} + \varepsilon_{it}, \quad i = 1, \dots, N \quad t = 1, \dots, T$$

Opciones

maxlags(#) requerida. Entero positivo. Establece la especificación dinámica individual. Indica el número máximo de rezagos que se incluirán en el modelo a estimar para cada individuo. Entonces, xtcips determina el número de rezagos a incluir en cada regresión individual con un proceso iterativo de 0 hasta **maxlags**, basado en el nivel de significación del test establecido para seleccionar la diná-

mica, donde la estrategia sugerida es seleccionar el mayor rezago significativo ya sea, —i) al rechazar H_0 (al 5 % o inferior) en el test de Wald¹⁵ o; ii) al no rechazar H_0 (al 95 % o superior) en el test Portmanteau (Q) de ruido blanco— o **maxlags**, lo que suceda primero.

bglags(*numlist*) requerida. Establece el orden de correlación serial a ser probado en el test de multiplicador de Lagrange de Breusch-Godfrey en cada regresión individual. Si se proporciona un solo valor (entero positivo), ese orden se utiliza para todos los individuos. Si se proporciona una lista de números, su longitud debe coincidir con la cantidad de individuos en el panel.

trend incluye una tendencia temporal en la ecuación estimada (Caso III).

q establece el test Portmanteau (Q) de ruido blanco como el criterio para determinar la especificación dinámica.

noc suprime el término constante (Caso I).

Resultados

xtcps guarda los siguientes resultados en r():

Escalares

r(cips) estadístico CIPS

Matrices

r(cv) Valores críticos de la distribución promedio de Dickey-Fuller individuales *cross-sectionally* aumentados

r(W) Diagnósticos de las regresiones individuales

¹⁵ Se estima el modelo con el número de rezagos especificado de acuerdo a maxlag(L), y el planteo del test de Wald es el siguiente: primero testea la hipótesis nula del test $H_0 : \delta_{0i}^1 = \delta_{0i}^2 = \delta_{0i}^3 = \dots = \delta_{1i}^1 = \delta_{1i}^2 = \delta_{1i}^3 = \dots = \delta_{1i}^L = 0$. Si no se rechaza H_0 , la especificación sugerida sería el DF estándar sin aumentar. En caso de rechazar H_0 , se testea entonces $H_0 : \delta_{0i}^2 = \delta_{0i}^3 = \dots = \delta_{0i}^L = \delta_{1i}^2 = \delta_{1i}^3 = \dots = \delta_{1i}^L = 0$. Si no se rechaza H_0 , la especificación sugerida sería el DF aumentado en un rezago. En caso de rechazar H_0 , se procede de igual manera hasta determinar el rezago máximo para el maxlag(L) especificado.

IV.1. Ejemplo empírico: XTCIPS

En esta sección ilustramos el uso de `xtcips`. Con los mismos datos utilizados en la sección III.1, evaluamos la presencia de una raíz unitaria para el logaritmo de la IED como% del PIB (`lfdi_gdp_1`), cuando tenemos en cuenta la CSD.

```
. use b_csd.dta, clear

. tsset id year, y
    panel variable: id (strongly balanced)
    time variable: year, 1981 to 2012
    delta: 1 year

. xtcips lfdi_gdp_1, maxl(5) bglag(1) trend
```

Pesaran Panel Unit Root Test with cross-sectional and first difference mean included for `lfdi_gdp_1`

Deterministics chosen: constant & trend

Dynamics: lags criterion decision General to Particular based on F joint test

H0 (homogeneous non-stationary): $b_i = 0$ for all i

CIPS = -3.920	N,T = (8,32)		
	10%	5%	1%
Critical values at	-2.71	-2.86	-3.15

Como puede observarse el valor del estadístico es -3,92 el cual está debajo del valor crítico al nivel de significación del 1%, por lo tanto, este test de segunda generación rechaza la hipótesis nula de un proceso de raíz unitaria para la inversión extranjera directa como porcentaje del PIB.

V. Conclusiones

El presente trabajo reseña la evolución metodológica de los últimos años de las series de tiempo en panel —*panel time series*—, incorporando a la discusión las particularidades que ofrecen este tipo de datos, *i. e.* la heterogeneidad de los individuos y la posible no estacionariedad de las variables bajo análisis.

La consideración de estas cualidades establece un conjunto de estimadores diferentes a los utilizados usualmente en los paneles micro ya que la presencia de factores comunes no observables dilapida las ganancias de eficiencia por operar con un panel.

En este sentido, uno de los problemas que enfrenta el análisis de las series de tiempo en panel, en particular los llamados paneles macro, es la ausencia de independencia de las unidades debido a la presencia de efectos no observables que afectan a todas las unidades de manera diferenciada. Este inconveniente se conoce en la literatura como *cross-section dependence*.

A fin acompañar los desarrollos teóricos con la implementación empírica se presentaron dos códigos elaborados en Stata. El primero (XTCSI), implementa: i) el test LM Breusch y Pagan (1980); ii) el test LM ajustado por sesgo de Pesaran, Ullah y Yamagata (2008); iii) el test CD Pesaran (2004) para evaluar la presencia de *cross-section dependence*; mientras que el segundo (XTCIPS), implementa el test para evaluar la presencia de raíces unitarias con una estructura de datos en panel desarrollado por Im, Pesaran y Shin (2003) al que se le incorpora la propuesta de Pesaran (2007) para remediar los efectos de la *cross-section dependence*.

Referencias

Arellano M (2003). *Panel Data Econometrics (Advanced Texts in Econometrics)*. Oxford University Press.

Bai J. (2004). "Estimating Cross-section Common Stochastic Trends in Non-Stationary Panel Data". *Journal of Econometrics*, 122, pp. 137-183.

Bai J. y S. Ng (2004). "A Panic Attack on Unit Roots and Cointegration". *Econometrica*, 72(4), pp.1127-1178.

Baltagi B. H (2008). *Econometric Analysis of Panel Data*. 4th Edition. John Wiley & Sons, Ltd.

Baltagi B. H. y C. Kao (2003). "Nonstationary Panels, Cointegration in Panels and Dynamic Panels: A survey". en B. H. Baltagi (ed.) *Nonstationary panels, cointegration in panels and dynamic panels, Advances in Econometrics*, Vol 15.

Banerjee A. y J. Carrion-i-Silvestre (2011). "Testing for Panel Cointegration using Common Correlated Effects Estimators". Mimeo. Department of Economics, University of Birmingham.

Bebczuk R., T. Burdisso y M. Sangiácomo (2012). "Credit vs. Payment Services: Financial Development and Economic Activity Revisited". Documento de Trabajo N° 56, BCRA.

Blackburne, E. F. y M. W. Frank (2007). "Estimation of Nonstationary Heterogeneous Panels". *The Stata Journal*, Vol. 7, N° 2, pp. 197-208. <http://www.stata-journal.com/sjpdf.html?articlenum=st0125>

Breitung J. y M.H. Pesaran (2008). "Unit Roots and Cointegration in Panels", en L. Matyas and P. Sevestre, *The Econometrics of Panel Data (Tercera Edición)*, Kluwer Academic Publishers.

Breusch, T. S. y A. R. Pagan (1980). "The Lagrange Multiplier Test and its Applications to Model specification Tests in Econometrics", *Review of Economic Studies* 47, pp. 239–53.

Burdisso, T. y M. Sangiácomo (2016). "Panel Time Series: Review of the Methodological Evolution". *The Stata Journal*, Vol. 16, N° 2, pp. 424-442.

Chen B., S. McCoskey y C. Kao (1999). "Estimation and Inference of a Cointegrated Regression in Panel Data: A Montecarlo Study". *American Journal of Mathematical and Management Sciences*, 19, pp. 75-114.

Choi I. (2001). "Unit Root Test for Panel Data". *Journal of International Money and Finance*, Vol. 20, Issue 2, pp. 249-272.

Coakley J. y Fuertes A. M. (1997). "New panel unit root tests of PPP". *Economics Letters*, Volume 57, Issue 1, Pages 17-22.

Coakley J., A. M. Fuertes y R. P. Smith (2002). "A Principal Component Approach to Cross-Section Independence in Panels". Mimeo. Birkbeck College, University of London.

Eberhardt, M. (2012). "Estimating panel time-series models with heterogeneous slopes". *The Stata Journal*, Vol. 12, N° 1, pp. 61-71. <http://www.stata-journal.com/article.html?article=st0246>

Eberhardt M. y F. Teal (2011). "Econometric for Gumbler: A New Look at the Literature on Cross Country Growth Empirics". *Journal of Economic Surveys*, Vol 25, N°1, pp. 109-155.

Fisher, R.A. (1932). *Statistical Methods for Research Workers*, Oliver and Boyd, Edinburgh.

Hadri K. (2000). "Testing for Stationary in heterogeneous Panel Data". *The Econometric Journal*, Vol 3, Issue 2, pp. 148-161.

Hsiao C. (2003). *Analysis of Panel Data*. Cambridge University Press.

Im K. S., M. H. Pesaran y Y. Shin (2003). "Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels". *Journal of Econometrics*, 115(1), pp. 53-74.

Kao C. y B. Chen (1995). “On the Estimation and Inference for Cointegration in Panel Data when the Cross-Section and Time Series Dimension”. Manuscript, Center for Policy Research, Syracuse University.

Kao C. y M. Chiang (2000). “On the Estimation and Inference of a Cointegrated Regression in Panel Data. In Nonstationary Panels, Cointegration in Panels and Dynamic Panels”. Editado por B.H. Baltagi, *Advances in Econometrics*, Vol 15.

Kapetanios G., M. H. Pesaran y T. Yamagata (2011). “Panels with non-stationary multifactor error structures”. *Journal of Econometrics*, 160, pp. 326-348.

Katz, S. (2014). “Análisis de los determinantes de los flujos de inversión extranjera directa (IED) en América Latina”, Banco Interamericano de Desarrollo, mimeo.

Levin A. y C. F. Lin (1992). “Unit Root Test in Panel Data: Asymptotic and Finite Sample Properties”. Unpublished manuscript, University of California, San Diego.

Levin A., C. F. Lin, y C. J. Chu (2002). “Unit Root tests in Panel Data: Asymptotic and Finite Sample Properties”. *Journal of Econometrics*, Vol. 108, pp. 1–24.

Maddala G. S. y S. Wu (1999). “A Comparative Study of Unit Root Tests with Panel data and A New Simple Test”. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61, pp. 631-652.

Pedroni P. (1996). “Fully Modified OLS for Heterogeneous Cointegrated Panels and the case of Purchasing Power Parity”. Working paper, Department of Economics, Indiana University.

Pedroni P. (1997a). “Panel Cointegration: Asymptotic and Finite Sample Properties of Pooled Time Series Tests with and Application to the PPP Hypothesis”. Working paper, Department of Economics, Indiana University.

Pedroni P. (1997b). “Cross Sectional Dependence in Cointegration tests of Purchasing Power Parity in Panels”. Working paper, Department of Economics, Indiana University.

Pedroni P. (2000). “Fully Modified OLS for Heterogeneous Cointegrated Panels. In Nonstationary panels, cointegration in panels and dynamic panels”. Editado por B.H. Baltagi, *Advances in Econometrics*, Vol. 15.

Pedroni P. (2001). “Purchasing Power Parity Tests in Cointegrated Panels”. *Review of Economic and Statistics*, 83, pp. 1371-1375

Pedroni P. (2007). “Social Capital, barriers to production and Capital Shares: Implications for the Importance of Parameter Heterogeneity from a Nonstationary Panel Approach”. *Journal of Applied Econometrics*, Vol 22, N°2, pp. 429-451.

Pesaran M. H., Y. Shin y R. Smith (1999). “Pooled Mean Group estimation of Dynamic Heterogeneous Panels”. *Journal of the American Statistical Association*, 94 (446), pp. 289-326.

Pesaran M. H. (2006). “Estimation and Inference in large heterogeneous panels with a multifactor error structure”. *Econometrica*, 74(4), pp. 967-1012.

Pesaran M. H. (2007). “A simple Panel Unit Root Test in the presence of Cross-Section Dependence”. *Journal of Applied Econometrics*, 22, pp. 265–312.

Pesaran M. H. y R. Smith (1995). “Estimating long-run relationships from dynamic heterogeneous panels”. *Journal of Econometrics*, 68(1), pp. 79-113.

Pesaran M. H., A. Ullah y T. Yamagata (2008). “A bias-adjusted LM test of error cross-section independence”. *Econometrics Journal*, Vol. 11, pp. 105–127.

Pesaran, M. H. (2004). General diagnostic tests for cross section dependence in panels. CESifo Working Papers, No.1233, pp. 255–60.

Phillips P. C. B. y B.E. Hansen (1990). “Statistical Inference in Instrumental variables regression with I(1) Processes”. *Review of Economic Studies* 57(1), pp.99-125

Phillips P. C. B. y H. Moon (1999). “Linear regression Limit Theory for Nonstationary Panel Data”. *Econometrica*, 67 1057-1111.

Phillips P. C. B. y H. Moon (2000). “Nonstationary Panel Data Analysis: an Overview of Some Recent Developments”. *Econometric Reviews*, 19(3), pp. 263-286.

Smith R. P. y A. M. Fuertes (2010). “Panel Time series”. Mimeo, abril, Centre for Microdata Methods and Practice.

Ullah, A. (2004). *Finite Sample Econometrics*. New York: Oxford University Press.

Zellner, A. (1962). “An efficiency Method of estimating Seemingly Unrelated Regression Equations and Tests for Aggregation Bias”. *Journal of the American Statistical Association*, 57, pp. 348–68.

Pautas generales para la publicación de trabajos técnicos

La revista está orientada a la publicación de artículos de economía de carácter teórico, empírico o de política aplicada que se refieran tanto a la economía Argentina como al ámbito internacional.

Características Generales del Proceso de Referato

La publicación de los artículos estará sujeta a un proceso de referato que consta de una revisión anónima por parte de dos comentaristas, quienes evaluarán las características generales del trabajo, como originalidad, relevancia, metodología, entre otros.

La decisión de publicación utilizará la recomendación de los comentaristas como guía básica, pero no excluyente, pudiendo el editor sugerir modificaciones adicionales. Los autores recibirán copias de los comentarios (también anónimos), independientemente del resultado de la evaluación.

Pautas generales para la presentación de trabajos

Los artículos contarán con una extensión preferentemente no mayor a treinta páginas incluyendo cuadros, tablas, gráficos y anexos, y pueden ser enviados en idioma español o en inglés. En este último caso serán traducidos al español para su publicación.

Los trabajos deberán enviarse en formato PDF por correo electrónico a la dirección: ensayos.economicos@bcra.gob.ar.

La primera hoja del documento deberá contener el título del trabajo, el nombre de los autores y su pertenencia institucional y un resumen del trabajo de no más de 150 palabras. Al pie de página pueden indicarse direcciones de email, comentarios y/o agradecimientos. Luego del resumen se agregarán hasta cinco categorías de la clasificación del JEL (Journal of Economic Literature) y las palabras clave.

Las notas estarán numeradas de manera consecutiva al pie de la página. Las ecuaciones deberán numerarse consecutivamente a la derecha de la página. Cuadros, gráficos y figuras deberán tener un orden consecutivo y estar citadas en el texto. Una vez aceptado el documento para su publicación, se solicitarán los respectivos soportes electrónicos de cuadros, gráficos, figuras y ecuaciones para realizar la edición.

Para las referencias bibliográficas en el texto se empleará la fórmula: Svensson y Taylor (2002); en caso de más de dos autores se empleará la fórmula Svensson et al. (2002), y deberán citarse inmediatamente luego de la última sección del trabajo antes de los posibles apéndices o anexos. Se utilizarán las siguientes formas:

- Para publicaciones periódicas: Blanchard, O. y D. Quah (1989); «The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Aggregate Supply», *The American Economic Review*, 79, pp. 655-73.
- Para libros: Hendry, D.F. (1995); *Dynamic Econometrics, Advanced Texts in Econometrics*, Oxford University Press.
- Para artículos en libros: Williamson, J. H. (1971); «On the Normative Theory of Balance of Payments Adjustment» en G. Clayton, J. C. Gilbert y R. Sedgwick (eds.), *Monetary Theory and Monetary Policy in the 1970's*, Oxford, Oxford University Press.
- Para documentos de trabajo: Billmeier, A. (2004); «Ghostbusting: Which Output Gap Measure really matters?», IMF, Working paper 04/146.