



Protección de los acreedores, intercambio de información y crédito para pequeñas y medianas empresas: datos comparativos entre países	
ARTURO GALINDO Y ALEJANDRO MICCO	7
Mecanismos de transmisión del riesgo de impago y coordinación de la política macroeconómica	
KARLO MARQUES JUNIOR Y FERNANDO MOTTA CORREIA	33
Las fusiones y adquisiciones realizadas por empresas españolas en América Latina: un estudio desde la perspectiva del análisis de redes	
ÁNGELES SÁNCHEZ DÍEZ, PABLO GALASO RECA Y JOSÉ MANUEL GARCÍA DE LA CRUZ	55
Operaciones de acarreo de divisas (<i>carry trade</i>) y sus efectos sobre la turbulencia cambiaria en Chile	
PAULO COX Y JOSÉ GABRIEL CARREÑO	75
La dinámica del desempleo en el Uruguay a través de la teoría de la reacción en cadena	
MARTÍN LEITES Y SYLVINA PORRAS	101
Determinantes de las horas de trabajo de las mujeres en México: un enfoque de pseudopanel (2005-2010)	
ARMANDO SÁNCHEZ V., VERÓNICA VILLARESPE R., DIEGO A. ROMÁN C. Y ANA LIZ HERRERA M.	127
Intersección entre la clase y el género y su efecto sobre la calidad del empleo en Chile	
OMAR AGUILAR, PABLO PÉREZ, RUBÉN ANANÍAS, CLAUDIA MORA Y OSVALDO BLANCO	141
Brasil, 1981-2013: efectos del crecimiento económico y de la desigualdad de los ingresos en la pobreza	
FRANCISCO JOSÉ SILVA TABOSA, PABLO URANO DE CARVALHO CASTELAR Y GUILHERME IRFFI	163
El desempeño del sector de <i>software</i> y servicios informáticos en la Argentina: evidencia microeconómica sobre los programas públicos de apoyo	
MARIANO PEREIRA, MARÍA FLORENCIA BARLETTA Y GABRIEL YOGUEL	181
Cambios estructurales en la industria brasileña (1995-2009)	
HELENA LOIOLA PERSONA Y MARIA APARECIDA SILVA OLIVEIRA	201

CEPAL

REVISTA

COMISIÓN
ECONÓMICA PARA
AMÉRICA LATINA
Y EL CARIBE



NACIONES UNIDAS

CEPAL

Nº 120

DICIEMBRE • 2016

CEPAL

REVISTA

COMISIÓN
ECONÓMICA PARA
AMÉRICA LATINA
Y EL CARIBE

ALICIA BÁRCENA
Secretaria Ejecutiva

ANTONIO PRADO
Secretario Ejecutivo Adjunto

OSVALDO SUNKEL
Presidente del Consejo Editorial

MIGUEL TORRES
Editor Técnico



NACIONES UNIDAS

CEPAL

ISSN 0252-0257

Alicia Bárcena
Secretaria Ejecutiva

Antonio Prado
Secretario Ejecutivo Adjunto

Osvaldo Sunkel
Presidente del Consejo Editorial

Miguel Torres
Editor Técnico

La *Revista CEPAL* —así como su versión en inglés, *CEPAL Review*— se fundó en 1976 y es una publicación cuatrimestral de la Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL). Goza de completa independencia editorial y sigue los procedimientos y criterios académicos habituales, incluida la revisión de sus artículos por jueces externos independientes. El objetivo de la *Revista* es contribuir al examen de los problemas del desarrollo socioeconómico de la región, mediante enfoques analíticos y de política, en artículos de expertos en economía y otras ciencias sociales, tanto de las Naciones Unidas como de fuera de la Organización. La *Revista* se distribuye a universidades, institutos de investigación y otras organizaciones internacionales, así como a suscriptores individuales.

Las opiniones expresadas en los artículos son las de sus respectivos autores y no reflejan necesariamente los puntos de vista de la CEPAL.

Las denominaciones empleadas y la forma en que aparecen presentados los datos no implican de parte de las Naciones Unidas juicio alguno sobre la condición jurídica de países, territorios, ciudades o zonas, o de sus autoridades, ni respecto de la delimitación de sus fronteras o límites.

Para suscribirse, diríjase a la siguiente página web: <http://ebiz.turpin-distribution.com/products/197588-revista-de-la-cepal.aspx>.

El texto completo de la *Revista* puede obtenerse también en la página web de la CEPAL (www.cepal.org) en forma gratuita.

Esta Revista, en su versión en inglés, CEPAL Review, es indizada en el Social Sciences Citation Index (SSCI), publicado por Thomson Reuters, y en el Journal of Economic Literature (JEL), publicado por la American Economic Association

Publicación de las Naciones Unidas
ISSN: 0252-0257
ISBN: 978-92-1-121929-6 (versión imprenta)
ISBN: 978-92-1-058566-8 (versión pdf)
LC/G.2694-P
Copyright © Naciones Unidas, diciembre de 2016
Todos los derechos reservados
Impreso en Naciones Unidas, Santiago
S.16-00698

La autorización para reproducir total o parcialmente esta obra debe solicitarse a la Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL), División de Publicaciones y Servicios Web, publicaciones@cepal.org. Los Estados Miembros de las Naciones Unidas y sus instituciones gubernamentales pueden reproducir esta obra sin autorización previa. Solo se les solicita que mencionen la fuente e informen a la CEPAL de tal reproducción.

Índice

Protección de los acreedores, intercambio de información y crédito para pequeñas y medianas empresas: datos comparativos entre países <i>Arturo Galindo y Alejandro Micco</i>	7
Mecanismos de transmisión del riesgo de impago y coordinación de la política macroeconómica <i>Karlo Marques Junior y Fernando Motta Correia</i>	33
Las fusiones y adquisiciones realizadas por empresas españolas en América Latina: un estudio desde la perspectiva del análisis de redes <i>Ángeles Sánchez Díez, Pablo Galaso Reca y José Manuel García de la Cruz</i>	55
Operaciones de acarreo de divisas (<i>carry trade</i>) y sus efectos sobre la turbulencia cambiaria en Chile <i>Paulo Cox y José Gabriel Carreño</i>	75
La dinámica del desempleo en el Uruguay a través de la teoría de la reacción en cadena <i>Martín Leites y Sylvina Porras</i>	101
Determinantes de las horas de trabajo de las mujeres en México: un enfoque de pseudopanel (2005-2010) <i>Armando Sánchez V., Verónica Villarespe R., Diego A. Román C. y Ana Liz Herrera M.</i>	127
Intersección entre la clase y el género y su efecto sobre la calidad del empleo en Chile <i>Omar Aguilar, Pablo Pérez, Rubén Ananías, Claudia Mora y Osvaldo Blanco</i>	141
Brasil, 1981-2013: efectos del crecimiento económico y de la desigualdad de los ingresos en la pobreza <i>Francisco José Silva Tabosa, Pablo Urano de Carvalho Castelar y Guilherme Irffi</i>	163
El desempeño del sector de <i>software</i> y servicios informáticos en la Argentina: evidencia microeconómica sobre los programas públicos de apoyo <i>Mariano Pereira, María Florencia Barletta y Gabriel Yoguel</i>	181
Cambios estructurales en la industria brasileña (1995-2009) <i>Helena Loiola Persona y Maria Aparecida Silva Oliveira</i>	201
Orientaciones para los colaboradores de la <i>Revista CEPAL</i>	223

Notas explicativas

- Los tres puntos (...) indican que los datos faltan, no constan por separado o no están disponibles.
- La raya (-) indica que la cantidad es nula o despreciable.
- La coma (,) se usa para separar los decimales.
- La palabra "dólares" se refiere a dólares de los Estados Unidos, salvo cuando se indique lo contrario.
- La barra (/) puesta entre cifras que expresen años (por ejemplo, 2013/2014) indica que la información corresponde a un período de 12 meses que no necesariamente coincide con el año calendario.
- Debido a que a veces se redondean las cifras, los datos parciales y los porcentajes presentados en los cuadros no siempre suman el total correspondiente.

Protección de los acreedores, intercambio de información y crédito para pequeñas y medianas empresas: datos comparativos entre países

Arturo Galindo y Alejandro Micco

Resumen

Utilizando la Encuesta mundial sobre el ambiente de los negocios (*World Business Environment Survey* o WBES) para empresas en 61 países y variables ficticias que permiten abordar los componentes específicos, observados y no observados, de cada uno de ellos, así como una endogeneidad parcial, se analiza el papel de la protección de los acreedores (por ejemplo, la ejecución de contratos de crédito) y del desarrollo de mecanismos de información crediticia (como los registros de préstamo) en la determinación de la disponibilidad de financiación bancaria para pequeñas y medianas empresas (pymes). Se encuentra que una mejor protección de los acreedores y el desarrollo de mecanismos de intercambio de información reducen la brecha de financiamiento existente entre las pequeñas y las grandes empresas. Los países con un bajo nivel de protección de los acreedores pueden compensar esta falencia mediante la implementación de mecanismos de información crediticia.

Palabras clave

Pequeñas empresas, empresas medianas, financiamiento de empresas, crédito, controles de crédito, acceso a la información, modelos econométricos

Clasificación JEL

G30, G10, K40

Autores

Alejandro Micco es Subsecretario del Ministerio de Hacienda de Chile. alejandro.micco@gmail.com

Arturo Galindo es Jefe de la División de Desarrollo Estratégico del Banco Interamericano de Desarrollo. agalindo@iadb.org

I. Introducción

Existe una vasta literatura en la que se destaca la influencia positiva del desarrollo del sector financiero de un país sobre el nivel y la tasa de crecimiento del ingreso per cápita. El crédito proporcionado por el sector bancario es la fuente de financiamiento más importante para las empresas y los hogares en la mayoría de los países, sobre todo en los países en desarrollo. Desafortunadamente, el crédito bancario es más costoso y más limitado para las pymes que para las grandes empresas, que además disponen de una mayor oferta de opciones financieras. Mediante el uso de datos de sección transversal comparables sobre el crédito bancario comercial en 61 países, ajustando por efectos fijos del país, analizamos la importancia de: i) el papel del sistema jurídico al requerir y ejecutar el pago del préstamo y la superioridad del régimen de derecho común a este respecto, y ii) los distintos tipos de protección institucional, como los organismos de información crediticia, que pueden corregir las asimetrías de información que desalientan a los prestamistas, y su papel a la hora de determinar el acceso al crédito bancario. Constatamos que el porcentaje de financiamiento total que se obtiene de los bancos es alrededor de 30 puntos porcentuales más alto en el caso de las pymes en países con regímenes de derecho común que en aquellos con sistemas de tradición romanista. La existencia de un registro de crédito también aumenta alrededor de 30 puntos porcentuales el nivel de crédito bancario para pymes en relación con las grandes empresas. Asimismo, nuestros resultados revelan que los derechos de los acreedores y la existencia de un registro de crédito son sustitutos el uno del otro. En consecuencia, los registros de crédito tienen un fuerte impacto sobre el crédito en países con bajos niveles de protección jurídica (véase el cuadro 3).

En los mercados financieros, las asimetrías de información y la incapacidad de hacer cumplir los contratos constituyen un gran obstáculo para el acceso a los recursos financieros. La estructura financiera, no obstante, no es independiente del tamaño de la empresa. De hecho, la escala empresarial es una variable clave en el análisis de las restricciones financieras (Beck, Demirgüç-Kunt y Maksimovic, 2005). Las empresas grandes y pequeñas no tienen las mismas oportunidades de acceso a fuentes externas de financiamiento.

Los problemas relacionados con los costos de agencia, las asimetrías de información y los costos fijos de transacción generan imperfecciones en el mercado financiero. Por lo general, las pequeñas empresas son las más afectadas por estas imperfecciones, ya que su información interna puede ser bastante poco clara o, al menos, no está tan disponible para el público como la de las empresas más grandes. Las pequeñas empresas que buscan acceder a pequeños préstamos enfrentan costos de transacción más elevados y primas por riesgo más altas, debido a que su situación financiera es menos transparente y a que tienen menos garantías subsidiarias para ofrecer (Beck y Demirgüç-Kunt, 2006). Beck, Demirgüç-Kunt y Maksimovic (2005), Beck y otros (2006), y Schiffer y Weder (2001) registran resultados similares. En el último estudio también se confirma que las pequeñas empresas enfrentan mayores obstáculos al crecimiento.

En la literatura reciente sobre financiamiento empresarial se ha destacado el papel del desarrollo financiero y la protección jurídica de los acreedores externos en relación con el desempeño empresarial. Una de las principales consecuencias es que los sistemas financieros subdesarrollados pueden limitar la capacidad de inversión de las empresas. En estos estudios existen dos amplias perspectivas respecto del crédito al sector privado en distintas economías (Djankov, McLiesh y Shleifer, 2007). La primera pone énfasis en el poder de los acreedores: cuando los bancos tienen la capacidad de exigir el pago, confiscar la garantía subsidiaria o incluso asumir el control de la empresa, están dispuestos a ofrecer más crédito (Townsend, 1979). La segunda perspectiva resalta la importancia de la información en la actividad crediticia. Existe una vasta literatura en la que se analizan los problemas que plantean el riesgo moral y la selección adversa en la actividad financiera y se explica cómo estos

factores reducen el acceso al crédito¹. Cuanta más información tienen los prestamistas sobre los prestatarios, su historial de crédito y su nivel total de deuda, más se mitigan estos problemas.

En la literatura sobre los mercados de crédito se han identificado distintas formas en las que un prestamista puede resolver los problemas de pago; la más destacada es el uso de una garantía subsidiaria. El ofrecimiento de una garantía subsidiaria puede servir como mecanismo para mitigar asimetrías de información y así resolver los problemas de racionamiento del crédito. Si la tasa de interés no cumple con eficacia su papel debido a efectos indirectos sobre la calidad media de las carteras de crédito, los bancos pueden recurrir a la garantía subsidiaria. Si se considera la posibilidad de equiparar la garantía subsidiaria a una determinada tasa de interés, puede lograrse un equilibrio sin racionamiento del crédito.

Sin embargo, no todos los préstamos pueden respaldarse fácilmente con una garantía subsidiaria. La constitución de una garantía de préstamo suele ser problemática para ciertas empresas (por ejemplo, empresas nuevas, microempresarios y pymes) que a menudo no cuentan con suficientes activos fijos para ofrecer como garantía subsidiaria. La constitución de una garantía también supone un problema en aquellos países donde los derechos de los acreedores no están bien protegidos y donde el proceso de confiscación de la garantía es costoso y lleva mucho tiempo. En este contexto, el marco institucional para la protección jurídica de los acreedores tiene una influencia particularmente fuerte en el acceso al crédito, sobre todo para las pymes.

En La Porta y otros (1997 y 1998) y Schiantarelli (1996) se presenta un análisis de la importancia de la garantía subsidiaria en relación con los contratos de crédito y las instituciones que respaldan el uso de esta garantía. De estas publicaciones se desprenden dos datos centrales: i) el financiamiento externo es más costoso que el financiamiento interno, a menos que los préstamos estén totalmente garantizados, y ii) la prima sobre el financiamiento externo es una función inversa del valor neto de un prestatario (activos líquidos más el valor colateral de los activos ilíquidos). Los organismos de información crediticia y los registros de crédito también pueden mitigar la asimetría de información entre prestamistas y prestatarios². El historial de préstamos y pagos de los prestatarios reduce las asimetrías de información y permite a los prestamistas determinar el potencial de pago de sus clientes. Este mecanismo crea otra forma de garantía subsidiaria —la garantía de la reputación— que los bancos pueden utilizar para analizar a posibles prestatarios³. La información sobre solvencia crediticia puede, por tanto, ser una fuente extremadamente valiosa de evaluación del riesgo crediticio, mejorada y basada en hechos para los acreedores, y, en tal sentido, puede facilitar el acceso de las pymes y de otras empresas al financiamiento. La diferencia radica, no obstante, en que mientras que los datos de crédito y otros datos relevantes de las grandes empresas en general se encuentran ampliamente disponibles, esto no suele ocurrir con la información de las pymes.

Facilitar el flujo de estos datos relacionados al crédito y otra información financiera relevante sobre las pymes ayuda a reducir sus limitaciones en materia de financiamiento. Al garantizar que los acreedores tengan un acceso rápido a información precisa, significativa y suficiente sobre las pymes se mejora de manera sistemática y oportuna su capacidad para evaluar la solvencia crediticia de estas empresas y aumentar su acceso al financiamiento mediante créditos. Usando una encuesta realizada a distintos bancos, Beck, Demirgüç-Kunt y Martínez Pería (2008) confirman la importancia de disponer de datos adecuados sobre el historial de crédito de las pymes: el 70% de los bancos en los países en desarrollo y el 44% de los bancos en los países desarrollados que respondieron a la

¹ Véase una descripción de la literatura en Stiglitz y Weiss (1981) y Freixas y Rochet (2008).

² Los registros de crédito pueden ser privados o públicos, y sus prácticas varían en cuanto a la información que recolectan (sobre comportamiento crediticio positivo, negativo o ambos).

³ Véase información teórica sobre la reducción de la asimetría de información en Pagano y Jappelli (1993), Padilla y Pagano (1997), y Bannardo, Pagano y Piccolo (2009).

encuesta afirmaron que la existencia de un organismo de información crediticia en su país facilitaba el otorgamiento de préstamos a las pymes.

Este estudio tiene por objeto analizar la importancia que tienen los derechos jurídicos de los acreedores y los mecanismos de intercambio de información de los prestatarios en las variaciones del acceso al crédito bancario de empresas de distintos tamaños en diferentes países. Cuando la protección jurídica es ineficaz y hay una falta de información sobre el prestatario, los bancos deben ejercer una supervisión más estricta sobre los prestatarios. Dados los costos de supervisión fijos, el otorgamiento de préstamos a pymes resulta menos rentable que el otorgamiento de préstamos a grandes empresas, por lo que cabe esperar que la falta de protección jurídica e información aumente de manera desproporcionada las restricciones financieras de las pymes.

En la mayoría de los estudios transversales no se ajusta por la posible endogeneidad de las instituciones de información y protección de los acreedores (organismos de información crediticia). Es probable, por ejemplo, que tras un aumento de los préstamos bancarios, los países tiendan a establecer registros de crédito y leyes de protección de los acreedores más estrictas. En consecuencia, es posible que una simple regresión en corte transversal entre préstamos bancarios y protección de los acreedores y organismos de información crediticia sobrestime el efecto causal de estos dos factores sobre los préstamos empresariales.

Para evitar este problema de endogeneidad, usamos variables ficticias de países para estimar un modelo Tobit de diferencias en diferencias a nivel de la empresa a fin de comparar el crédito bancario a pymes con el crédito bancario a grandes empresas en distintos países, con distintos niveles de protección jurídica e instituciones de información. Esta metodología nos permite ajustar por cualquier variable de país omitido y por el problema de endogeneidad mencionado. Para evaluar la importancia de los derechos jurídicos de los acreedores, usamos el índice de derechos de los acreedores propuesto en primer lugar por La Porta y otros (1997 y 1998). Este índice mide los derechos jurídicos de los acreedores respecto de los morosos en distintas jurisdicciones. Para evaluar la importancia de la información en términos de crédito, usamos la existencia y cobertura de organismos de información crediticia, que son los encargados de recolectar, distribuir y, en muchos casos, analizar datos sobre el comportamiento de un prestatario recabados de diversas fuentes con el propósito de que los acreedores puedan analizar a sus posibles clientes. Como ya se indicó, la información recopilada por registros de créditos públicos o privados, ya sea sobre comportamiento crediticio positivo o negativo, o ambos, varía.

Constatamos que el establecimiento de mecanismos de información crediticia —medidos, entre otras cosas, por la población que cubren los organismos de información crediticia o los registros públicos de crédito— es importante para reducir la brecha de acceso al financiamiento bancario entre pequeñas y grandes empresas. El aumento de una desviación estándar en la cobertura de las instituciones de información sobre solvencia crediticia reduce prácticamente a la mitad la brecha de financiamiento de las pequeñas empresas. En los países en que los registros de crédito cubren menos del 1% de la población total, el porcentaje de inversión en pequeñas empresas financiado por crédito bancario corresponde solo al 40% del porcentaje de inversión en grandes empresas financiado por bancos. Esta cifra se eleva al 63% en los países en que los registros de crédito cubren más del 1% de la población total (véase el gráfico 1A).

También constatamos que el grado de las limitaciones de crédito para las pequeñas empresas depende de la calidad del marco reglamentario: en aquellos países en que los derechos de los acreedores están protegidos (y se cumplen), las empresas más pequeñas tienen un mayor acceso al crédito bancario para fines de inversión. En nuestra muestra, este efecto es grande. En los países basados en el derecho inglés (donde la protección de los acreedores es alta), el porcentaje de inversión financiado con crédito bancario en pequeñas empresas corresponde al 75% del porcentaje financiado

en grandes empresas. Esta proporción se reduce al 50% en los países no basados en el derecho inglés (véase el gráfico 1B).

El resto de este estudio se encuentra organizado como se detalla a continuación. En la sección II se describe brevemente la literatura empírica disponible sobre el impacto de los organismos de información crediticia y la protección jurídica en los mercados de crédito. En la sección III se detalla la metodología econométrica que se ha utilizado. En la sección IV se presentan los datos y algunos resultados incondicionales. En las secciones V y VI se registran nuestras bases de referencia y los resultados de robustez. Por último, en la sección VII se plantean las conclusiones.

II. Un análisis de la evidencia empírica

La evidencia empírica a nivel agregado del país respalda la idea de que el cumplimiento de los derechos jurídicos de los acreedores y el intercambio de información mediante organismos de información crediticia o registros públicos de crédito tienen un efecto positivo en los mercados de crédito en lo que respecta al acceso al crédito, las tasas de interés y las tasas de morosidad⁴.

Mediante el uso de datos a nivel del país, correspondientes a 129 jurisdicciones para el período 1978-2003, Djankov, McLiesh y Shleifer (2007) encuentran que tanto la protección de los acreedores como el intercambio de información tienen una correlación positiva con el crédito en relación con el producto interno bruto (PIB). Si bien ambos tipos de instituciones juegan un papel complementario en la promoción del crédito privado, los autores dan cuenta de que la eficacia de cada una de estas instituciones varía de un país a otro en virtud del tipo de sistema jurídico vigente. Mientras que la protección jurídica de los acreedores se asocia con las tradiciones del derecho inglés, los organismos de información crediticia y los registros públicos de crédito son más eficaces en países de tradición romanista.

Jappelli y Pagano (2002) proporcionan una evidencia parecida a la presentada por Djankov, McLiesh y Shleifer (2007), aunque para una muestra de países mucho más pequeña. De modo similar, en un estudio de corte transversal, Warnock y Warnock (2008) muestran que el desarrollo de mercados de crédito hipotecario tiene una correlación positiva con el establecimiento de organismos de información crediticia⁵.

La evidencia empírica a nivel de la empresa es más escasa, pero es necesaria para poder evaluar el impacto del intercambio de información en el acceso al crédito, que depende de las características de las empresas que buscan obtener un préstamo. Galindo y Miller (2001) analizaron datos de balances generales transversales (principalmente de grandes empresas que cotizan en bolsa) y encontraron que el intercambio de información reduce las limitaciones de crédito, sobre todo en el caso de empresas pequeñas y jóvenes. Estimaron ecuaciones de inversión y hallaron que la inversión era menos sensible al flujo de caja de una empresa —una medición tradicionalmente utilizada para evaluar las limitaciones de crédito— en los países con instituciones de intercambio de información más desarrolladas. Como ya se mencionó, es probable que estas estimaciones de corte transversal tengan un sesgo por exceso debido a la endogeneidad.

Love y Mylenko (2003) usan datos de la Encuesta WBES para evaluar el impacto de la existencia de un organismo de información crediticia sobre la percepción de las empresas que

⁴ Galindo y Micco (2007) presentan pruebas de que el desarrollo financiero también tiene un impacto en la volatilidad del crédito, al tiempo que Feldmann (2013) muestra que el desarrollo financiero también incide en las decisiones laborales de las empresas.

⁵ Otros autores —como el BID (2004), Powell y otros (2004), Barron y Staten (2003), y Kallberg y Udell (2003)— destacan el impacto de los organismos de información crediticia sobre el crédito privado y revelan que la información sobre solvencia crediticia ayuda a los prestamistas a reducir las tasas de morosidad.

enfrentan limitaciones de crédito y sobre una mayor probabilidad de que una empresa dependa de un préstamo bancario. Estos autores constatan que la existencia de un organismo privado de información crediticia se asocia a situaciones en las que pocas empresas afirman tener limitaciones financieras y más empresas dependen de un crédito bancario. Este último resultado es más relevante para las pequeñas y medianas empresas.

A nivel de la empresa existe poca evidencia respecto del impacto y la interacción de la existencia de organismos de información crediticia y de políticas de protección jurídica de los acreedores. Brown, Jappelli y Pagano (2009) recurren a estimaciones de corte transversal y un panel de información sobre países en transición en Europa oriental para evaluar el papel del intercambio de información en países con derechos de acreedores y leyes empresariales débiles. Estos autores sostienen que, en el agregado, el intercambio de información se asocia con un crédito más abundante y más barato. A nivel de la empresa, sobre la base de datos de corte transversal, encuentran que el intercambio de información y la transparencia son sustitutos el uno del otro en la mejora del acceso al crédito. Este es el primer estudio en el que se incluyen datos de panel en una evaluación del impacto del intercambio de información, pero los resultados no son concluyentes en lo que respecta a la relación entre los organismos de información crediticia, la protección jurídica de los acreedores y el acceso al crédito para distintos tipos de empresas (en términos de tamaño y transparencia). Esto se debe, en parte, a que su muestra no proporciona una variación de corte transversal con respecto a la protección jurídica de los acreedores. Además, estos autores no ajustan por tendencias temporales individuales de los países durante un período en que las economías en transición estaban sufriendo diversos cambios.

Usamos una estrategia de diferencia en diferencia para analizar el impacto de la protección de los acreedores y el intercambio de información sobre el porcentaje de inversión financiado con crédito bancario. Mediante una estrategia similar y datos de corte transversal de las Encuestas WBES del Banco Mundial, Galindo y Micco (2005) muestran que una protección jurídica débil tiene un mayor impacto negativo en las pymes⁶. De conformidad con Djankov, McLiesh y Shleifer (2007), sostienen que la brecha en el acceso al crédito entre las pymes y las grandes empresas es mayor en países no basados en el derecho inglés.

En ninguno de estos estudios previos se analizó el impacto o la interacción de los organismos de información crediticia y las políticas de protección jurídica de los acreedores usando una metodología de diferencias en diferencias.

III. Métodos econométricos

Nuestra hipótesis plantea que, en comparación con las grandes empresas, las pymes deberían tener un mayor acceso relativo al crédito en países donde los derechos jurídicos de los acreedores están bien establecidos y el intercambio de información está más desarrollado. La variable dependiente en nuestro estudio es el porcentaje de financiamiento que proviene de los bancos. Dado que esta variable está restringida a entre 0 y 100, usamos el modelo de regresión censurado de Tobit e introducimos variables ficticias de países para captar efectos fijos de los países⁷. Si bien Greene (2004) muestra que los coeficientes de situación en el modelo Tobit, a diferencia de aquellos en los modelos Probit y Logit, no se ven afectados por el problema de parámetros incidentales, se realizan estimaciones de mínimos cuadrados ordinarios (MCO) para la robustez. Para ajustar por características relevantes a nivel de la empresa que pueden afectar el acceso al crédito bancario, se estiman modelos empíricos

⁶ Este es un documento de trabajo anterior centrado únicamente en la protección de los acreedores.

⁷ La prueba de especificación de Hausman-McFadden para la independencia de alternativas irrelevantes rechaza la hipótesis nula de que los coeficientes para el modelo con y sin variables ficticias de los países son iguales ($\chi^2(13)=78,6$).

a nivel de la empresa. A esos efectos, se efectúan ajustes por variables utilizadas habitualmente en la literatura —como la vocación exportadora de la empresa, o la falta de dicha vocación, y la estructura de propiedad de la empresa (si es de propiedad estatal o de capitales extranjeros)— y se utilizan variables ficticias por sector que indican el área en que opera la empresa. Para captar la diferencia en la brecha de financiamiento asociada con distintos niveles de intercambio de información y protección de los acreedores, se incluyen también variables ficticias de tamaño (pequeña y mediana) e interacciones entre estas variables ficticias y las medidas de intercambio de información y protección de los acreedores.

Se analizan las variaciones país-empresa mediante la estimación del siguiente modelo Tobit:

$$C_{ijc} = \begin{cases} C_{ijc}^* & \text{si } 0 < C_{ijc}^* < 1 \\ 0 & \text{si } C_{ijc}^* \leq 0 \\ 100 & \text{si } C_{ijc}^* \geq 1 \end{cases}$$

donde C^* es la siguiente variable latente:

$$C_{ijc} = \alpha_j + \alpha_c + \delta X_{ijc} + \delta_1 \text{Small}_{ijc} + \delta_2 \text{Medium}_{ijc} + \delta_3 \text{Small}_{ijc} * \text{Inf}_c \\ + \delta_4 \text{Medium}_{ijc} * \text{Inf}_c + \delta_5 \text{Small}_{ijc} * \text{CR}_c + \delta_6 \text{Medium}_{ijc} * \text{CR}_c + \varepsilon_{ijc}$$

donde C_{ijc} denota el porcentaje de inversión financiado con crédito bancario en la empresa i , el sector j y el país c ; α_j y α_c son efectos fijos del sector y del país; X_{ijc} es un vector de variables específicas de la empresa; Small_{ijc} es una variable ficticia equivalente a 1 si la empresa es pequeña; Inf_c es una medida de intercambio de información en el país c ; CR_c es una medida de protección jurídica de los acreedores, y ε_{ijc} es un término de error normal. En algunas especificaciones incluimos términos de interacción entre Inf_c y CR_c .

A priori se esperaría un coeficiente negativo para las variables ficticias Small (Pequeña) y Medium (Mediana), ya que las pequeñas y medianas empresas tienen menos acceso al crédito bancario que las grandes empresas (grupo testigo). Las principales variables de interés son variables ficticias de tamaño que interactúan con CR e Inf . Se espera un signo positivo para cada una de estas cuatro variables. Las mejoras en los derechos de los acreedores o la creación de registros de crédito (mejor información) deberían aumentar el acceso al crédito bancario de todas las empresas (principal efecto), y en particular de las pymes (efecto adicional).

Además, se procede a ajustar por efectos fijos a nivel del país para captar cualquier variable institucional o macroeconómica que también pueda incidir en el acceso al crédito bancario. En particular, las variables ficticias de los países dan cuenta del principal efecto de una mayor solidez en los derechos jurídicos de los acreedores y el intercambio de información. Dado que las variables ficticias de tamaño interactúan con variables que no varían a nivel del país, se utilizan errores estándar agrupados para ajustarlas⁸. Esto es sumamente importante, ya que las variables que interactúan con las variables de tamaño no varían a nivel de la empresa, sino solo a nivel del país. Moulton (1990) demostró los importantes sesgos por defecto en los errores estándar estimados que pueden resultar de estimar los efectos de las variables explicativas agregadas sobre las variables de respuesta específicas individuales (en este caso, específicas de la empresa). Los errores estándar agrupados ayudan a reducir ese sesgo. Se ponderan las observaciones por el inverso de la cantidad de empresas en cada celda de tamaño del país para ajustar por las distintas cantidades de empresas en los diferentes países⁹. También ajustamos por efectos específicos del sector.

⁸ En especial, agrupamos a nivel de tamaño del país. Véanse Moulton (1990) y Judson y Owen (1996).

⁹ Sin ponderaciones, los países con más observaciones marcarán el rumbo de los resultados, aunque nuestras variables de interés solo varían entre un país y otro.

La elección de la metodología empírica empleada en este estudio se relaciona estrechamente con la reciente investigación de Greene sobre efectos fijos en modelos de variable dependiente limitada. En muchos estudios a nivel de la empresa, los autores han optado por usar modelos Tobit de efecto aleatorio para estimar el impacto de variables que afectan a todo el país sobre indicadores truncados específicos de la empresa, como el porcentaje de inversión financiado por el crédito, donde la contabilización de los efectos individuales parece relevante¹⁰. Greene (2002 y 2004), no obstante, muestra que, si las variables indicativas no se encuentran no correlacionadas con los efectos individuales (una suposición generalmente difícil de aceptar), el modelo de efecto aleatorio puede derivar en estimaciones sesgadas de los parámetros de la pendiente del modelo. En ese caso, la metodología preferida es el modelo Tobit de efecto fijo, ya que el sesgo en los parámetros de la pendiente atribuido al problema de parámetros incidentales tiende a ser insignificante.

Los efectos fijos a nivel del país nos permiten abordar los componentes específicos de cada país, observados y no observados, así como, en algunos casos, la endogeneidad parcial y la causalidad inversa. Todo aumento en el crédito total que lleva al establecimiento de organismos de información crediticia y mecanismos de protección de los acreedores se ajusta por el efecto fijo. Únicamente los cambios atípicos en la cantidad relativa de crédito a las pymes, que suponen cambios en los registros de crédito y los derechos de los acreedores a nivel del país, no serán considerados por el efecto fijo del país; por tanto, la causalidad inversa seguirá teniendo cierto alcance.

IV. Datos

En esta sección se describen las fuentes de datos y variables utilizadas en el análisis empírico. La principal fuente de datos es la Encuesta WBES¹¹. Otras fuentes incluyen varios documentos de investigación que ofrecen valiosos datos acerca del establecimiento de organismos de información crediticia y disposiciones reglamentarias sobre la protección de los acreedores en todo el mundo¹². A los efectos de este estudio, la variable dependiente es el uso de empresas de distinto tamaño. Nuestro propósito es probar si el acceso al crédito —definido como el porcentaje de inversión financiado con crédito bancario— depende del nivel de protección jurídica de los acreedores, el establecimiento de mecanismos de intercambio de información, el tamaño de las empresas o la interacción entre el tamaño, por una parte, y la protección de los acreedores y el intercambio de información, por la otra.

Los resultados de la Encuesta WBES proporcionan un conjunto de datos a nivel de la empresa que consiste en respuestas de más de 10.000 empresas de todo el mundo a preguntas relacionadas con el ambiente de los negocios en un país. La encuesta incluye preguntas referidas a la estructura de financiamiento de las empresas. Se pidió a los gerentes comerciales que indicaran qué porcentaje de la inversión se financió en el último año a través de las siguientes fuentes: i) beneficios acumulados, ii) fondos de familiares y amigos, iii) fondos propios, iv) crédito de proveedores, v) contratos de arrendamiento financiero, vi) prestamistas, vii) otro apoyo del sector público, viii) bancos comerciales locales, ix) bancos extranjeros, x) bancos de desarrollo y xi) otros. A los efectos de nuestro análisis, definimos la variable dependiente como la suma del porcentaje de inversión financiado con crédito proporcionado por bancos comerciales locales y bancos extranjeros; a esto lo denominamos “acceso al crédito bancario”.

Al construir la variable “acceso al crédito bancario”, se tuvo mucho cuidado de excluir datos erróneos. Se dejaron de lado a todas las empresas que informaron porcentajes de fuentes de

¹⁰ Véase, por ejemplo, Beck, Demirgüç-Kunt y Maksimovic (2001).

¹¹ Este conjunto de datos se ha utilizado en varios estudios de corte transversal. Véanse, por ejemplo, Beck, Demirgüç-Kunt y Maksimovic (2005), y Beck y otros (2006).

¹² Véanse, por ejemplo, La Porta y otros (1997 y 1998), y Djankov, McLiesh y Shleifer (2007).

financiamiento que totalizaban menos del 90% o más del 110%. De este modo, quedó abierta la posibilidad de pequeños errores en la adición, pero se eliminaron datos excesivamente erróneos.

Otra variable esencial a nivel de la empresa en este estudio es el tamaño de las empresas. Estos datos también se obtuvieron de la Encuesta WBES, que clasifica a las empresas en tres grupos según su tamaño: las pequeñas empresas se definen como aquellas con más de 5 y menos de 50 trabajadores, las empresas medianas son las que tienen más de 50 y menos de 500 empleados y las grandes empresas son las que cuentan con más de 500 trabajadores. Otras variables a nivel de la empresa incluidas en el análisis empírico y que pueden afectar el acceso al financiamiento son: la estructura de propiedad de la empresa (si es de propiedad estatal o de capitales extranjeros), la vocación exportadora y el sector económico en que opera la empresa¹³.

En el cuadro 1 se presentan algunas estadísticas descriptivas básicas para la variable dependiente de los 61 países en que los datos del organismo de información crediticia y las leyes de protección de los acreedores pueden equipararse a los datos de la Encuesta WBES. La empresa media en la muestra financia el 16,2% de su inversión con crédito bancario. Como es de esperar, las grandes empresas financian un mayor porcentaje de la inversión con crédito que las pymes, ya que las primeras tienen menores asimetrías de información y más garantías, por lo que les resulta más fácil obtener acceso a los mercados de crédito. Las empresas exportadoras —definidas como aquellas empresas en las cuales las exportaciones representan al menos el 1% del total de ventas— tienen mayor acceso al crédito que otras empresas. Esto puede deberse a que la actividad exportadora es indicativa de una alta productividad y, por lo tanto, de altas probabilidades de pago a los acreedores, con lo que reduce las limitaciones financieras. Esto ocurriría con empresas de todos los tamaños. En la muestra no se registran diferencias incondicionales relevantes entre los porcentajes de inversión financiados por pymes de capitales extranjeros.

Cuadro 1
Inversión financiada con crédito bancario: estadísticas descriptivas
(En niveles y porcentajes)

		Total	Exportación	Empresas de capitales extranjeros	Empresas de propiedad estatal
Total ^a 6 616	Media	16,2	23,2	11,6	23,3
	Desviación estándar	27,0	30,4	24,1	31,7
Pequeñas 2 803	Media	11,3	17,5	12,1	14,2
	Desviación estándar	22,8	26,8	27,4	26,1
Medianas 2 797	Media	17,5	22,4	9,3	20,8
	Desviación estándar	27,7	29,9	21,8	30,5
Grandes 1 014	Media	26,1	29,1	17,2	32,0
	Desviación estándar	32,0	32,9	27,5	34,2

Fuente: Elaboración propia, sobre la base de Banco Mundial, World Business Environment Survey (WBES).

^a No todas las empresas tienen esta variable, por lo cual el total no corresponde a la suma de las empresas por tamaños.

Para medir el desarrollo de los registros de crédito, se utilizaron datos del proyecto Doing Business del Banco Mundial. Las principales variables son la existencia de cualquier registro de crédito, una variable ficticia equivalente a 1 si hay un registro público de crédito o un organismo privado de información crediticia, y la cobertura de registros públicos y privados. La cobertura de un organismo privado de información crediticia da cuenta de la cantidad de personas o empresas registradas por

¹³ El conjunto de datos no incluye la cantidad de empleados, las cifras de ventas ni el nivel de activos. Por lo tanto, en este estudio se utiliza la única variable de tamaño disponible.

un organismo público o privado de información crediticia, con información sobre historial de pagos, deudas impagas o crédito pendiente. La cantidad se expresa como porcentaje de la población adulta. Además, se construyó un índice que toma el máximo entre aquellos dos valores como la variable relevante para la economía y se analizó el papel de cada tipo de cobertura en forma individual. Por ejemplo, si un país tiene un organismo privado de información crediticia que cubre 550 habitantes por cada 1.000 y un registro público de crédito que solo cubre 200 habitantes por cada 1.000, entonces se escoge 550 (el más grande de los dos). El motivo es evitar la duplicación de prestatarios (muchos de los cuales pueden aparecer en ambos registros). En un ejercicio no informado, se utilizó cada una de las medidas de cobertura por separado. Esta medida otorga cierta información sobre el número de pymes que pueden estar cubiertas por los registros de crédito. Por ejemplo, en el caso de Chile, un país de la muestra con un nivel de desarrollo medio, el registro privado de crédito tiene 227 entradas cada 1.000 adultos. En ese mismo año, dicho país tenía 1,9 grandes empresas cada 1.000 adultos, 1,5 empresas medianas cada 1.000 adultos y 25 pequeñas empresas y 123 microempresas cada 1.000 adultos¹⁴. En el anexo se incluyen los datos por país usados en el estudio.

Para representar el estado de la protección jurídica de los acreedores se recurre a un conjunto de variables citado con frecuencia en la literatura relacionada¹⁵. Estas variables son medidas de ciertos tipos de instituciones y de normas y reglamentos que afectan directamente la capacidad de un acreedor para confiscar la garantía de manera efectiva y eficaz¹⁶. Siguiendo a Galindo y Micco (2007), se usa una medida de derechos efectivos de los acreedores que combina una variable jurídica que refleja la protección de los acreedores sobre la base de La Porta y otros (1997) y un indicador del estado de derecho (derivado del Banco Mundial). Esta variable capta no solo el marco reglamentario en torno a los derechos de los acreedores en los procedimientos de quiebra, sino también el grado de cumplimiento con las leyes de quiebra. Por su parte, la protección de los derechos de los acreedores es representada mediante el tipo de sistema jurídico vigente¹⁷. Aquí se recurrió a la proposición avalada por La Porta y otros (1997) de que los países con regímenes de derecho común se caracterizan por tener una mejor protección de los acreedores.

En el gráfico 1 y el cuadro 2 se presentan algunas estadísticas básicas que sustentan el estudio econométrico. En el gráfico 1 se muestra el porcentaje medio de la inversión de empresas de distinto tamaño que ha sido financiado con crédito bancario en países en los que el desarrollo de organismos de información crediticia ha alcanzado distintos niveles (véase el gráfico 1A) y que tienen distintos sistemas jurídicos (véase el gráfico 1B)¹⁸.

El desarrollo de los organismos de información crediticia se mide como el porcentaje de la población cubierto por un organismo privado de información crediticia o un registro público de crédito. Con el propósito de tener una cantidad similar de países en cada grupo, dividimos la muestra en países con cobertura superior o inferior al 1%. Como era de esperar, las empresas más grandes pueden acceder a más crédito para financiar sus inversiones. En los países con registros de crédito más sólidos, no obstante, las empresas de todos los tamaños tienen más disponibilidad de crédito que en los países donde los organismos de información crediticia tienen menor presencia. La diferencia

¹⁴ En Chile, las empresas grandes, medianas y pequeñas se definen como aquellas que tienen ventas anuales por más de 3,8 millones de dólares, 961.000 dólares y 92.000 dólares, respectivamente.

¹⁵ Véanse La Porta y otros (1997 y 1998), y Galindo y Micco (2007).

¹⁶ El índice de derechos de los acreedores mide: i) si hay restricciones, como el consentimiento del acreedor, cuando un deudor solicita una reorganización; ii) si los acreedores con garantía pueden confiscar la garantía tras la aprobación de la solicitud de reorganización (en otras palabras, si no hay una paralización automática o una congelación de activos ordenada judicialmente); iii) si los acreedores con garantía reciben el pago en primer lugar derivado de los beneficios de la liquidación de una empresa en situación de quiebra, y iv) si un administrador, y no la gerencia, es responsable del manejo del negocio durante la reorganización.

¹⁷ Varios autores han vinculado una tradición jurídica basada en el derecho inglés a una mejor protección de los acreedores. Véase, por ejemplo, La Porta y otros (1997 y 1998).

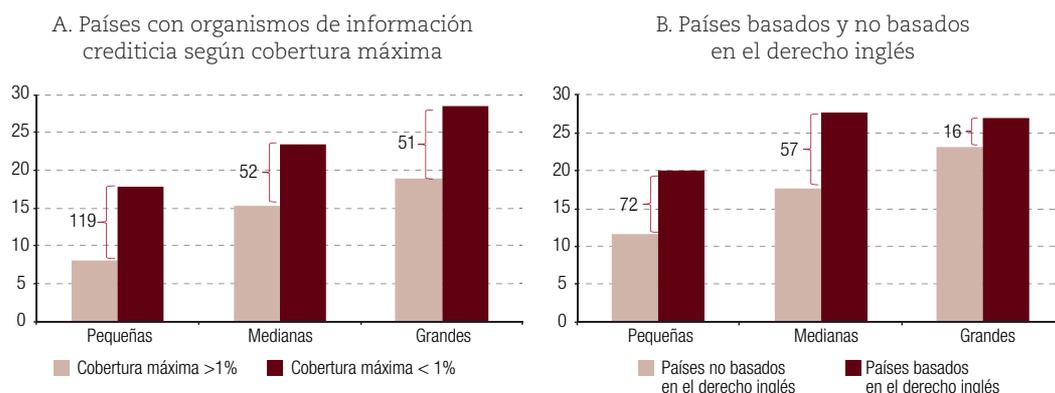
¹⁸ Como valor de corte, usamos una cobertura máxima del 1%.

en el acceso al crédito es proporcionalmente mayor para las pequeñas empresas. Cuando dividimos la muestra en países basados y no basados en el derecho inglés obtenemos resultados similares. En ambos grupos, las grandes empresas tienen más acceso al crédito que las pequeñas empresas, pero esta diferencia es bastante insignificante en los países basados en el derecho inglés.

Además, en el cuadro 2, la muestra se divide en países con índices de cobertura alta y baja para registros de crédito u organismos de información crediticia, usando como límite un nivel de cobertura del 1% de la población total (10%); la muestra también se divide de acuerdo con el nivel de protección de derechos de los acreedores. Como era de esperar, en cada cuadrante, el porcentaje de inversión financiado con crédito bancario aumenta con el tamaño de las empresas. También como era de esperar, el porcentaje de financiamiento es mayor en los países con una mayor protección de los acreedores para cualquier segmento de tamaño de empresas. Resulta especialmente interesante destacar cómo el porcentaje de crédito en las pequeñas empresas alcanza un nivel similar en los países con una fuerte protección de los acreedores y sin registro de crédito, y en los países con una débil protección de los acreedores y registro de crédito. La presencia de un organismo de información crediticia o de un registro de crédito, por lo tanto, parece compensar las deficiencias en las reglamentaciones de los derechos de los acreedores. Esto es importante para los países en desarrollo, ya que una organización institucional débil en el sector financiero, algo que podría ser difícil de solucionar en el corto plazo, podría compensarse con una mayor oferta de información.

Gráfico 1

Inversión financiada con crédito bancario, por tamaño de la empresa
(En porcentajes)



Fuente: Elaboración propia, sobre la base de Banco Mundial, World Business Environment Survey (WBES).

Nota: Se excluye a Portugal por tener el mismo número de observaciones en cada grupo.

Cuadro 2

Inversión financiada con crédito bancario, por tamaño de la empresa, presencia o ausencia de mecanismos de intercambio de información y tipo de sistema jurídico
(En porcentajes)

	Países no basados en el derecho inglés			Países basados en el derecho inglés		
	Pequeñas	Medianas	Grandes	Pequeñas	Medianas	Grandes
Sin registro público o privado	5,4	10,3	13,6	25,9	34,4	35,0
<i>Cantidad de países</i>	18	18	18	4	4	4
Con registro público o privado	15,2	21,7	28,7	16,8	24,0	22,3
<i>Cantidad de países</i>	32	32	31	7	7	7

Fuente: Elaboración propia, sobre la base de Banco Mundial, World Business Environment Survey (WBES).

V. Resultados de referencia

En el cuadro 3 se muestran los resultados de referencia. En lo que respecta a los controles a nivel de la empresa, se encuentra que las exportadoras financian con préstamos bancarios alrededor de un 10% más de su inversión que las empresas que atienden el mercado interno¹⁹. No se hallan grandes diferencias entre los porcentajes de financiamiento de las empresas de propiedad estatal o de capitales extranjeros. Por último, si bien esto no se incluye en los cuadros, las empresas que operan en el sector manufacturero, quizás debido al carácter tangible de sus activos, tienen mayor acceso a préstamos bancarios. En un país con una cobertura media de información de crédito (113), las pequeñas empresas financian con crédito alrededor de 30 puntos porcentuales menos de su inversión que las grandes empresas, al tiempo que el diferencial correspondiente para las empresas medianas ronda los 11,5 puntos porcentuales²⁰.

Enfocándose en las variables de interés para este estudio, encontramos que el desarrollo de mecanismos de intercambio de crédito altera la brecha de financiamiento entre grandes y pequeñas empresas. En la columna 1 se indica que un aumento de una desviación estándar en la cobertura de las instituciones de intercambio de información de crédito (119 cada 1.000 habitantes) por encima del promedio (113) reduce la brecha de financiamiento entre grandes y pequeñas empresas a casi 22 puntos porcentuales (de 30 puntos) y la brecha entre empresas grandes y medianas a 8,5 puntos porcentuales (de 11,5)²¹. El efecto de los mecanismos de intercambio de información no solo es estadísticamente significativo, sino que también es bastante grande en relación con las brechas de financiamiento prevalentes entre grandes y pequeñas empresas.

En la columna 2 también se muestra que la presencia de instituciones de intercambio de información de crédito influye a la hora de explicar la brecha de financiamiento entre grandes y pequeñas empresas. La variable ficticia usada para representar la existencia de un registro público o un organismo privado de información crediticia indica que, en aquellos países en los que operan dichas instituciones, la brecha entre grandes y pequeñas empresas se reduce 39 puntos porcentuales. En el caso de las empresas medianas, la brecha se reduce 17 puntos porcentuales. En la columna 3 se muestran resultados cualitativamente similares cuando las variables ficticias se usan en relación con la existencia de instituciones de intercambio de información y su cobertura. La existencia de organismos de intercambio de información crediticia incrementa notoriamente el acceso de las empresas al crédito, con un impacto diferencial en las empresas más pequeñas.

En la columna 4 se señala si hay alguna diferencia entre los registros de crédito que incluyen información positiva (buenos antecedentes de pago) y los registros que incluyen solo antecedentes negativos en sus informes de crédito. No se encontró ninguna diferencia estadísticamente significativa entre la inclusión de información positiva y negativa y la inclusión de información únicamente negativa en los informes de crédito.

Una regresión no presentada incluye interacciones adicionales que separan la cobertura de registros públicos de crédito y organismos privados de información crediticia. Los resultados indican que el impacto en las pequeñas y medianas empresas no presenta una diferencia significativa cuando se discrimina entre los dos tipos de instituciones, aunque el impacto en las empresas medianas pareciera responder principalmente a información proveniente de organismos privados de información crediticia.

¹⁹ Como medida de robustez, usamos una definición diferente de empresas exportadoras (exportaciones >10% de ventas), pero los resultados no cambian.

²⁰ Estos resultados provienen de la columna 1. Para calcular el valor para las pequeñas y medianas empresas, tomamos $CL=0,5$ (CL es 0 o 1) y cobertura máxima = 113 (la cobertura máxima media en la muestra): $-30 = -48 + 0,07 \times 113 + 19,9 \times 0,5$.

²¹ La reducción estimada en la brecha de crédito es $119 \times 0,07$ para las pequeñas empresas y $119 \times 0,025$ para las empresas medianas.

Cuadro 3
Resultados econométricos de referencia

Variable dependiente: porcentaje de inversión financiado con crédito bancario (nivel de empresa)	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Empresas exportadoras	10,546 [2,369]***	10,195 [2,366]***	10,191 [2,379]***	10,174 [2,359]***	9,690 [2,320]***	10,248 [2,335]***	9,812 [2,339]***	3,781 [1,058]***
Propiedad estatal (empresa)	-6,535 [4,201]	-7,740 [4,216]*	-8,106 [4,224]*	-7,613 [4,224]*	-6,550 [4,177]	-5,634 [4,182]	-6,903 [4,212]	-4,265 [1,741]**
Propiedad de capitales extranjeros (empresa)	-0,266 [3,080]	-0,250 [3,075]	-0,039 [3,071]	-0,336 [3,076]	-0,266 [3,067]	-0,462 [3,093]	-0,232 [3,064]	0,116 [1,456]
Pequeñas empresas	-48,184 [4,980]***	-66,341 [9,290]***	-64,858 [9,295]***	-68,018 [9,323]***	-57,882 [8,264]***	-43,239 [4,794]***	-58,035 [8,339]***	-10,690 [1,702]***
Empresas medianas	-23,681 [4,007]***	-32,804 [6,859]***	-32,696 [6,879]***	-34,610 [7,199]***	-27,403 [6,080]***	-19,078 [3,735]***	-27,365 [6,121]***	-3,627 [1,346]***
Cobertura del registro de crédito	0,070		0,042			0,058	0,028	0,013
Pequeñas empresas	[0,013]***		[0,017]**			[0,013]***	[0,016]*	[0,005]**
Cobertura del registro de crédito	0,025		0,010			0,015	-0,001	0,004
Empresas medianas	[0,010]**		[0,011]			[0,011]	[0,014]	[0,004]
Registro público o privado		39,089	28,189	35,888	33,617		27,299	
Pequeñas empresas		[8,962]***	[10,500]***	[11,144]***	[8,315]***		[9,401]***	
Registro público o privado		17,511	15,440	13,970	14,934		15,243	
Empresas medianas		[6,817]**	[7,682]**	[7,934]*	[6,464]**		[7,423]**	
Registro con información positiva				5,787				
Pequeñas empresas				[9,737]				
Registro con información positiva				6,296				
Empresas medianas				6,296				
País basado en el derecho inglés	19,878	32,019	26,009	32,643				6,510
Pequeñas empresas	[7,833]**	[9,042]***	[9,966]***	[8,783]***				[2,623]**
País basado en el derecho inglés	18,764	22,334	21,293	23,023				7,884
Empresas medianas	[5,407]***	[5,588]***	[5,838]***	[5,675]***				[2,369]***
Efecto de derechos de los acreedores (país)					26,992	17,790	21,639	
Pequeñas empresas					[4,522]***	[5,052]***	[5,551]***	
Efecto de derechos de los acreedores (país)					17,416	15,430	17,627	
Empresas medianas					[4,425]***	[4,729]***	[5,099]***	
Observaciones	6 470	6 604	6 604	6 604	6 470	6 604	6 604	6 604
Efectos fijos del país	Sí							
Efectos fijos del sector	Sí							
Cantidad de países	61	61	61	61	61	61	61	61

Fuente: Banco Mundial, World Business Environment Survey (WBES) y S. Djankov, C. McLiesh y A. Shleifer, "Private credit in 129 countries", *Journal of Financial Economics*, vol. 84, N° 2, Amsterdam, Elsevier, 2007.

Nota: Errores estándar robustos entre paréntesis. Agrupamientos por tamaño de país. * significativo al 10%; ** significativo al 5%; *** significativo al 1%.

Para estudiar el papel de la protección jurídica de los acreedores, se incluyó la interacción de las variables ficticias de tamaño de la empresa con las medidas de protección de los derechos de los acreedores. En las columnas 1 a 4 se presenta una interacción entre el tamaño de la empresa y una variable ficticia que indica si un país tiene un sistema basado en el derecho inglés, lo que ha resultado

ser una buena variable sustitutiva para los derechos efectivos de los acreedores (CL). La brecha de crédito entre pequeñas y grandes empresas es entre 20 y 30 puntos porcentuales menor en países con regímenes basados en el derecho inglés en comparación con países que tienen otros sistemas jurídicos. En el caso de las empresas medianas, la brecha con las grandes empresas se reduce entre 18 y 32 puntos porcentuales.

Siguiendo a Galindo y Micco (2007), en las columnas 5 a 7 se agregó una interacción del tamaño con un indicador de protección de los derechos efectivos de los acreedores sobre la base de la interacción señalada por La Porta y otros (1997 y 1998) entre los derechos de los acreedores y el indicador de estado de derecho del conjunto de datos de indicadores mundiales de gobernabilidad²². Encontramos resultados muy sólidos respecto del impacto de las reglamentaciones de los derechos de los acreedores en la reducción de la brecha de financiamiento entre pequeñas y grandes empresas y entre empresas medianas y grandes. El aumento de una desviación estándar en nuestra medida de derechos efectivos de los acreedores (0,516) reduce la brecha entre pequeñas y grandes empresas entre 9 y 14 puntos porcentuales y la brecha entre empresas medianas y grandes entre 8 y 9 puntos porcentuales. En una regresión no presentada en este estudio en la que se utilizó el logaritmo de la cantidad de días que el sistema de justicia necesita para ejecutar un contrato como una medida de protección de los acreedores, se obtuvieron resultados similares.

Por último, en la columna 8 se reestimó la especificación de la columna 1 usando mínimos cuadrados ordinarios. Los coeficientes estimados tienen el mismo signo esperado y son significativos a niveles convencionales. Debido a la naturaleza censora de los datos, no resulta sorprendente que las pendientes estimadas sean más pequeñas en valores absolutos.

La mejora de la protección de los derechos de los acreedores es el principal orientador de políticas para reducir la brecha de financiamiento. Sin embargo, y especialmente en el caso de las pequeñas empresas, el esfuerzo para reforzar los derechos efectivos de los acreedores puede fortalecerse con esfuerzos para desarrollar mecanismos de intercambio de información. Estos esfuerzos proporcionarán una mayor recompensa si los beneficios de los mecanismos de información son mayores en países con baja protección de los acreedores. Para probar esta hipótesis, las columnas 1, 2, 4 y 5 del cuadro 3 se calculan en el cuadro 4, al tiempo que se incluye un término de interacción entre el intercambio de información y la protección de los acreedores. Para cada una de las cuatro especificaciones, el término de interacción es negativo para las pequeñas y medianas empresas y es estadísticamente significativo en todos los casos para las pequeñas empresas. Esto supone que el efecto beneficioso de las instituciones de intercambio de información es mayor en los países con baja protección de los acreedores. Los países sin regímenes basados en el derecho inglés pueden, por tanto, compensar la ausencia de derechos efectivos de los acreedores en sus mercados de crédito con el establecimiento de instituciones de intercambio de información.

En suma, nuestros resultados de referencia indican que la protección jurídica de los acreedores y el desarrollo de organismos de información crediticia públicas o privadas tienen una fuerte correlación con el acceso a los mercados de crédito, sobre todo para las pequeñas empresas. En la sección VI ajustamos por el nivel de desarrollo y distintas submuestras con el propósito de lograr una mejor comprensión de la robustez de estos resultados.

²² Véase Kaufmann, Kraay y Mastruzzi (2009).

Cuadro 4

Resultados econométricos cuando se ajusta por el efecto de interacción entre el intercambio de información y la protección de los acreedores

Variable dependiente: porcentaje de inversión financiado con crédito bancario (nivel de empresa)	(1)	(2)	(3)	(4)
Empresas exportadoras	10,300 [2,359]***	10,000 [2,339]***	10,084 [2,330]***	9,499 [2,307]***
Propiedad estatal (empresa)	-7,158 [4,203]*	-8,763 [4,212]**	-5,810 [4,177]	-6,920 [4,165]*
Propiedad de capitales extranjeros (empresa)	0,037 [3,076]	-0,278 [3,057]	-0,522 [3,083]	-0,263 [3,059]
Pequeñas empresas	-51,739 [5,693]***	-72,842 [11,168]***	-43,978 [4,888]***	-57,367 [8,188]***
Empresas medianas	-24,723 [4,551]***	-34,245 [7,805]***	-19,475 [3,789]***	-26,579 [5,927]***
Registro público o privado		47,353		33,772
Pequeñas empresas		[11,224]***		[8,357]***
Registro público o privado		19,290		14,535
Empresas medianas		[8,177]**		[6,368]**
Cobertura del registro de crédito	0,092		0,073	
Pequeñas empresas	[0,018]***		[0,018]***	
Cobertura del registro de crédito	0,032		0,024	
Empresas medianas	[0,015]**		[0,014]*	
Régimen basado en el derecho inglés (país)	31,556	55,616		
Pequeñas empresas	[11,397]***	[13,229]***		
Régimen basado en el derecho inglés (país)	22,476	30,022		
Empresas medianas	[7,154]***	[10,190]***		
Derechos efectivos de los acreedores (país)			23,826	44,053
Pequeñas empresas			[6,171]***	[9,157]***
Derechos efectivos de los acreedores (país)			17,629	30,435
Empresas medianas			[5,607]***	[7,786]***
Registro público o privado x régimen basado en el derecho inglés		-35,180	-0,037	0,000
Pequeñas empresas		[17,419]**		
Registro público o privado x régimen basado en el derecho inglés		-10,944		
Empresas medianas		[12,285]		
Cobertura de registro de crédito x régimen basado en el derecho inglés	-0,051			
Pequeñas empresas	[0,025]**			
Cobertura de registro de crédito x régimen basado en el derecho inglés	-0,017			
Empresas medianas	[0,019]			
Registro público o privado x derechos efectivos de los acreedores				-26,367
Pequeñas empresas				[10,542]**
Registro público o privado x derechos efectivos de los acreedores				-20,811
Empresas medianas				[9,425]**
Cobertura de registro de crédito x derechos efectivos de los acreedores			-0,037	
Pequeñas empresas			[0,018]**	
Cobertura de registro de crédito x derechos efectivos de los acreedores			-0,020	
Empresas medianas			[0,015]	

Cuadro 4 (conclusión)

Variable dependiente: porcentaje de inversión financiado con crédito bancario (nivel de empresa)	(1)	(2)	(3)	(4)
Observaciones	6 604	6 604	6 604	6 604
Efectos fijos del país	Sí	Sí	Sí	Sí
Efectos fijos del sector	Sí	Sí	Sí	Sí
Cantidad de países	61	61	61	61

Fuente: Banco Mundial, World Business Environment Survey (WBES) y S. Djankov, C. McLiesh and A. Shleifer, "Private credit in 129 countries", *Journal of Financial Economics*, vol. 84, N° 2, Amsterdam, Elsevier, 2007.

Nota: Los errores estándar robustos se muestran entre paréntesis. Los agrupamientos son por tamaño de país. * significativo al 10%; ** significativo al 5%; *** significativo al 1%.

VI. Robustez

Una posible causa de los resultados expuestos es que las mediciones utilizadas para captar el desarrollo de los organismos de información crediticia o la protección jurídica de los acreedores son variables sustitutas para el desarrollo económico. Es muy probable que los países más desarrollados tengan instituciones de información sobre solvencia crediticia más robustas y derechos efectivos de los acreedores más afianzados (gracias a un firme respeto del estado de derecho). Para enfrentar este posible sesgo, ajustamos por el desarrollo económico de dos maneras posibles: primero, usando variables ficticias que indican si un país es un país de ingresos bajos o de ingresos medios según la clasificación del Banco Mundial (columnas 1 a 4 del cuadro 5) y segundo, usando el PIB per cápita en virtud de la paridad del poder adquisitivo (PPA) (columnas 5 y 6). Como antes, se consideraron medidas del desarrollo de la información de crédito —la variable de cobertura máxima y la variable ficticia—, así como la medición de la protección jurídica de los acreedores. Cualitativamente, los resultados fueron los mismos. Si bien se registra una reducción en las estimaciones puntuales de la variable de cobertura máxima y la variable ficticia del registro de crédito, los resultados siguen apuntando en la misma dirección: los registros de crédito juegan un importante papel en la reducción de la brecha de financiamiento entre las pequeñas y las grandes empresas. No resulta sorprendente constatar que los derechos efectivos de los acreedores —las variables sustitutas para protección jurídica de los acreedores, que incluyen el estado de derecho— son más débiles cuando se incluyen ajustes por nivel de ingreso, pero, en la mayoría de las especificaciones, siguen siendo significativos. En el caso de los países basados en el derecho inglés, los resultados son los mismos que antes.

Cuadro 5
Resultados econométricos cuando se ajusta por el nivel de ingreso

Variable dependiente: porcentaje de inversión financiado con crédito bancario (nivel de empresa)	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Empresas exportadoras	9,627 [2,344]***	9,959 [2,349]***	9,536 [2,340]***	9,956 [2,355]***	9,707 [2,337]***	9,635 [2,324]***	10,139 [2,344]***
Propiedad estatal (empresa)	-7,036 [4,238]*	-5,403 [4,209]	-6,210 [4,234]	-5,067 [4,208]	-6,517 [4,239]	-5,964 [4,230]	-5,150 [4,220]
Propiedad de capitales extranjeros (empresa)	0,256 [3,108]	0,004 [3,108]	-0,026 [3,097]	-0,280 [3,117]	-0,223 [3,086]	-0,283 [3,088]	-0,434 [3,092]
Pequeñas empresas	-35,353 [11,982]***	-22,886 [10,704]**	-34,358 [13,548]**	-23,535 [13,637]*	-62,474 [9,231]***	-56,641 [8,552]***	-45,276 [4,992]***
Empresas medianas	-24,777 [9,415]***	-17,529 [10,071]*	-31,952 [11,696]***	-24,138 [12,675]*	-31,139 [6,692]***	-27,550 [6,195]***	-21,946 [4,010]***

Cuadro 5 (conclusión)

Variable dependiente: porcentaje de inversión financiado con crédito bancario (nivel de empresa)	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Registro público o privado	29,737		28,967		31,678	31,142	
Pequeña empresa	[8,904]***		[8,706]***		[9,075]***	[8,830]***	
Registro público o privado	14,864		15,564		14,716	15,452	
Empresas medianas	[6,755]**		[6,791]**		[6,768]**	[6,750]**	
Cobertura del registro de crédito		0,036		0,043			0,044
Pequeñas empresas		[0,014]**		[0,015]***			[0,015]***
Cobertura del registro de crédito		0,015		0,019			0,010
Empresas medianas		[0,013]		[0,013]			[0,013]
Régimen basado en el derecho inglés (país)	29,137	22,942			28,716		20,642
Pequeñas empresas	[8,062]***	[7,375]***			[8,582]***		[7,238]***
Régimen basado en el derecho inglés (país)	23,359	21,660			21,671		19,827
Empresas medianas	[5,958]***	[6,252]***			[5,616]***		[5,557]***
Derechos efectivos de los acreedores (país)			13,902	8,297		19,634	
Pequeñas empresas			[7,172]*	[7,116]		[8,328]**	
Derechos efectivos de los acreedores (país)			19,508	16,569		19,088	
Empresas medianas			[6,943]***	[6,734]**		[7,222]***	
Bajos ingresos (país)	-47,813	-44,401	-34,878	-34,416			
Pequeñas empresas	[11,840]***	[13,013]***	[16,606]**	[17,690]*			
Bajos ingresos (país)	-14,649	-14,271	6,737	5,266			
Empresas medianas	[8,295]*	[10,927]	[13,954]	[15,965]			
Ingresos medios (país)	-23,197	-17,893	-20,339	-15,815			
Pequeñas empresas	[7,859]***	[9,106]**	[10,496]*	[12,288]			
Ingresos medios (país)	-4,600	-2,620	4,544	5,679			
Empresas medianas	[7,110]	[8,569]	[9,690]	[11,266]			
Ln per cápita PIB (país)					12,670	6,009	10,659
Pequeñas empresas					[3,841]***	[5,984]	[4,113]***
Ln per cápita PIB (país)					5,381	-1,660	5,826
Empresas medianas					[2,872]*	[4,909]	[3,700]
Observaciones	6 604	6 604	6 604	6 604	6 604	6 604	6 604
Efectos fijos del país	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Efectos fijos del sector	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Cantidad de países	61	61	61	61	61	61	61

Fuente: Banco Mundial, World Business Environment Survey (WBES) y S. Djankov, C. McLiesh y A. Shleifer, "Private credit in 129 countries", *Journal of Financial Economics*, vol. 84, N° 2, Amsterdam, Elsevier, 2007.

Nota: Los errores estándar robustos se muestran entre paréntesis. Los agrupamientos son por tamaño de país. * significativo al 10%; ** significativo al 5%; *** significativo al 1%; Ln: Logaritmo natural.

En el cuadro 6 se presentan las estimaciones para el intercambio de información y la protección jurídica de los acreedores usando la especificación de la columna 2 del cuadro 3, pero excluyendo un país de la muestra a la vez. En todos los casos, nuestros principales coeficientes estimados son positivos y significativos a intervalos de confianza convencionales.

Cuadro 6
Resultados econométricos al excluir un país a la vez

País	Pequeñas empresas			Empresas medianas			Registro público o privado			Régimen basado en el derecho inglés (país)			Países
	Coef.	Desviación estándar	Coef.	Desviación estándar	Coef.	Desviación estándar	Coef.	Desviación estándar	Coef.	Desviación estándar	Coef.	Desviación estándar	
Ninguno	-66,341	[9,290]***	-32,804	[6,859]***	39,089	[8,962]***	17,511	[6,817]**	32,019	[9,042]***	22,334	[5,588]***	61
Albania	-65,209	[9,231]***	-33,498	[6,918]***	38,078	[8,898]***	18,174	[6,863]***	31,566	[8,956]***	22,599	[5,595]***	60
Argentina	-66,596	[9,348]***	-32,976	[6,901]***	39,407	[9,006]***	16,986	[6,855]**	32,245	[9,111]***	22,904	[5,630]***	60
Armenia	-63,817	[9,182]***	-32,488	[6,949]***	36,660	[8,879]***	17,166	[6,905]**	30,975	[8,935]***	22,285	[5,593]***	60
Azerbaiyán	-65,239	[9,245]***	-33,386	[6,925]***	38,117	[8,920]***	18,068	[6,874]***	31,587	[8,977]***	22,648	[5,597]***	60
Bangladesh	-66,873	[9,378]***	-32,768	[6,927]***	39,730	[9,000]***	17,420	[6,882]**	33,706	[8,904]***	22,299	[5,794]***	60
Belarús	-66,238	[9,325]***	-32,779	[6,877]***	38,459	[8,969]***	17,598	[6,810]***	32,193	[9,034]***	22,235	[5,584]***	60
Belize	-66,511	[9,414]***	-32,554	[6,861]***	39,503	[9,101]***	17,253	[6,834]**	31,518	[9,230]***	22,822	[5,581]***	60
Bolivia (Estado Plurinacional de)	-66,506	[9,338]***	-32,854	[6,891]***	39,161	[9,009]***	17,775	[6,860]***	32,233	[9,087]***	22,315	[5,648]***	60
Bosnia y Herzegovina	-62,505	[9,286]***	-31,276	[7,143]***	35,778	[8,928]***	16,218	[7,048]**	30,590	[8,956]***	21,853	[5,625]***	60
Brasil	-66,097	[9,273]***	-32,613	[6,832]***	39,398	[8,945]***	17,997	[6,797]***	31,497	[9,000]***	21,751	[5,574]***	60
Bulgaria	-66,896	[9,527]***	-33,134	[7,105]***	39,678	[9,189]***	17,860	[7,033]**	32,388	[9,099]***	22,437	[5,651]***	60
Camboya	-59,600	[8,966]***	-32,151	[6,724]***	32,481	[8,656]***	16,605	[6,692]**	28,977	[8,672]***	22,002	[5,484]***	60
Canadá	-65,690	[9,385]***	-32,674	[6,929]***	38,300	[9,112]***	17,386	[6,914]**	30,046	[9,945]***	22,033	[6,058]***	60
Chile	-66,101	[9,328]***	-32,799	[6,885]***	38,323	[8,982]***	16,797	[6,842]**	32,414	[9,056]***	22,905	[5,615]***	60
China	-68,120	[9,821]***	-33,284	[7,189]***	40,713	[9,425]***	17,959	[7,103]**	32,763	[9,204]***	22,470	[5,669]***	60
Colombia	-66,467	[9,357]***	-32,983	[6,909]***	39,208	[9,016]***	17,251	[6,879]**	32,119	[9,106]***	22,769	[5,637]***	60
Costa Rica	-66,193	[9,329]***	-32,892	[6,895]***	39,227	[8,988]***	16,933	[6,850]**	31,875	[9,083]***	22,835	[5,620]***	60
Croacia	-70,658	[9,725]***	-34,550	[7,154]***	43,113	[9,369]***	19,164	[7,063]***	33,732	[9,240]***	22,971	[5,659]***	60
República Checa	-66,101	[9,400]***	-35,390	[6,934]***	38,760	[9,068]***	19,817	[6,879]***	31,665	[9,023]***	23,303	[5,638]***	60
República Dominicana	-66,207	[9,315]***	-32,729	[6,874]***	38,380	[8,979]***	16,871	[6,838]**	32,742	[9,044]***	22,844	[5,615]***	60
Ecuador	-66,213	[9,332]***	-32,681	[6,886]***	38,788	[9,007]***	17,822	[6,857]***	32,188	[9,074]***	22,042	[5,641]***	60
El Salvador	-66,419	[9,294]***	-32,900	[6,869]***	38,901	[8,974]***	16,832	[6,824]**	32,271	[9,068]***	22,898	[5,610]***	60
Francia	-66,595	[9,316]***	-32,787	[6,874]***	38,032	[8,974]***	17,355	[6,822]**	33,068	[9,016]***	22,529	[5,588]***	60
Georgia	-66,321	[9,379]***	-34,121	[6,936]***	38,920	[9,098]***	18,631	[6,929]***	31,935	[9,046]***	22,830	[5,633]***	60

Cuadro 6 (continuación)

País	Empresas medianas						Registro público o privado						Régimen basado en el derecho inglés (país)						
	Pequeñas empresas		Empresas medianas		Pequeñas empresas		Empresas medianas		Pequeñas empresas		Empresas medianas		Pequeñas empresas		Empresas medianas		Países		
	Coef.	Desviación estándar	Coef.	Desviación estándar	Coef.	Desviación estándar	Coef.	Desviación estándar	Coef.	Desviación estándar	Coef.	Desviación estándar	Coef.	Desviación estándar	Coef.	Desviación estándar	Coef.	Desviación estándar	
Alemania	-67,343	[9,390]***	-33,178	[6,935]***	38,404	[9,064]***	17,431	[6,899]**	33,484	[9,068]***	22,819	[5,643]***	60						
Guatemala	-65,682	[9,271]***	-32,476	[6,849]***	38,910	[8,948]***	17,539	[6,823]**	31,824	[9,044]***	22,115	[5,627]***	60						
Haití	-66,342	[9,336]***	-32,804	[6,889]***	39,459	[9,014]***	17,778	[6,862]***	32,000	[9,104]***	22,362	[5,638]***	60						
Honduras	-66,101	[9,275]***	-32,644	[6,849]***	39,121	[8,953]***	17,534	[6,821]**	31,781	[9,064]***	22,164	[5,624]***	60						
Hungría	-66,165	[9,247]***	-32,789	[6,833]***	39,706	[8,947]***	17,113	[6,777]**	31,266	[9,041]***	22,417	[5,583]***	60						
India	-69,311	[9,794]***	-34,094	[7,160]***	42,014	[9,563]***	18,714	[7,203]***	28,801	[9,784]***	20,436	[5,992]***	60						
Indonesia	-65,691	[9,190]***	-32,386	[6,794]***	39,322	[8,884]***	18,100	[6,748]***	31,445	[9,002]***	21,752	[5,572]***	60						
Italia	-66,129	[9,238]***	-32,723	[6,824]***	38,616	[8,935]***	17,291	[6,810]**	32,054	[9,023]***	22,246	[5,617]***	60						
Kazajistán	-66,096	[9,499]***	-30,476	[6,858]***	38,859	[9,145]***	15,353	[6,814]**	31,765	[9,078]***	21,224	[5,535]***	60						
Kirguistán	-64,962	[9,336]***	-30,766	[6,898]***	37,794	[8,999]***	15,613	[6,847]**	31,578	[9,026]***	21,578	[5,559]***	60						
Lituania	-66,483	[9,299]***	-33,115	[6,868]***	40,158	[8,963]***	16,769	[6,811]**	31,455	[9,080]***	23,094	[5,567]***	60						
Malasia	-66,361	[9,412]***	-32,919	[6,921]***	39,178	[9,127]***	17,730	[6,895]**	32,436	[9,988]***	23,181	[5,856]***	60						
México	-65,713	[9,253]***	-32,400	[6,836]***	39,433	[8,920]***	18,183	[6,804]***	31,453	[9,019]***	21,647	[5,606]***	60						
Moldova (República de)	-66,820	[9,723]***	-30,081	[6,964]***	39,700	[9,347]***	15,086	[6,899]**	32,156	[9,161]***	21,176	[5,544]***	60						
Nicaragua	-65,936	[9,265]***	-32,535	[6,838]***	39,364	[8,951]***	17,743	[6,807]**	31,606	[9,056]***	21,981	[5,606]***	60						
Pakistán	-67,705	[9,237]***	-32,813	[6,854]***	40,812	[8,843]***	17,495	[6,812]**	37,300	[7,796]***	23,135	[5,526]***	60						
Panamá	-66,117	[9,300]***	-32,738	[6,866]***	39,102	[8,954]***	17,067	[6,833]**	31,732	[9,061]***	22,455	[5,616]***	60						
Perú	-66,768	[9,337]***	-33,077	[6,900]***	38,755	[9,012]***	17,224	[6,871]**	32,439	[9,093]***	22,629	[5,646]***	60						
Filipinas	-66,590	[9,298]***	-32,828	[6,861]***	39,089	[8,961]***	17,942	[6,826]**	31,928	[9,067]***	21,941	[5,625]***	60						
Polonia	-68,628	[9,483]***	-33,771	[7,079]***	41,276	[9,119]***	18,447	[7,003]***	32,928	[9,118]***	22,642	[5,628]***	60						
Portugal	-65,849	[9,275]***	-32,494	[6,847]***	38,539	[8,928]***	17,569	[6,817]**	32,084	[9,028]***	22,020	[5,585]***	60						
Rumania	-65,863	[9,537]***	-35,259	[7,111]***	38,767	[9,150]***	19,875	[6,998]***	31,825	[9,021]***	23,375	[5,664]***	60						
Federación de Rusia	-68,005	[9,238]***	-31,425	[6,672]***	40,366	[8,920]***	16,070	[6,622]**	32,710	[8,997]***	21,747	[5,431]***	60						
Singapur	-68,972	[9,670]***	-34,366	[7,101]***	41,971	[9,372]***	19,288	[7,109]***	28,040	[9,350]***	19,775	[5,649]***	60						
Eslovaquia	-65,449	[9,233]***	-32,488	[6,829]***	40,305	[8,945]***	17,653	[6,790]***	30,502	[9,039]***	21,951	[5,570]***	60						

Cuadro 6 (conclusión)

País	Pequeñas empresas			Empresas medianas			Registro público o privado			Régimen basado en el derecho inglés (pais)								
	Coef.	Desviación estándar	Países	Coef.	Desviación estándar	Países	Coef.	Desviación estándar	Países	Coef.	Desviación estándar	Países						
Eslovenia	-66,099	[9,358]***	60	-32,674	[6,897]***	60	38,663	[9,026]***	60	17,986	[6,865]***	60	31,930	[9,053]***	60	21,925	[5,631]***	60
España	-65,977	[9,283]***	60	-32,430	[6,842]***	60	38,902	[8,944]***	60	18,208	[6,794]***	60	31,960	[9,042]***	60	21,594	[5,609]***	60
Suecia	-66,638	[9,294]***	60	-32,855	[6,861]***	60	37,854	[8,912]***	60	16,964	[6,775]**	60	33,197	[8,971]***	60	22,835	[5,570]***	60
Tailandia	-67,840	[9,696]***	60	-33,078	[7,152]***	60	39,766	[9,372]***	60	17,119	[7,192]**	60	33,938	[9,389]***	60	24,573	[5,803]***	60
Trinidad y Tabago	-67,552	[9,550]***	60	-33,831	[7,014]***	60	40,075	[9,273]***	60	18,598	[6,988]***	60	33,457	[10,267]***	60	24,998	[5,969]***	60
Turquía	-66,361	[9,337]***	60	-32,777	[6,878]***	60	38,766	[9,016]***	60	17,510	[6,851]**	60	32,243	[9,040]***	60	22,295	[5,609]***	60
Reino Unido	-66,474	[9,349]***	60	-32,508	[6,844]***	60	39,454	[9,029]***	60	17,210	[6,812]**	60	33,038	[9,360]***	60	21,487	[5,563]***	60
Estados Unidos	-65,945	[9,440]***	60	-32,599	[6,923]***	60	38,786	[9,151]***	60	17,310	[6,902]**	60	31,529	[9,914]***	60	21,766	[5,903]***	60
Ucrania	-65,419	[9,432]***	60	-31,247	[6,947]***	60	38,163	[9,077]***	60	16,021	[6,878]**	60	31,608	[9,003]***	60	21,692	[5,532]***	60
Uruguay	-66,776	[9,322]***	60	-32,935	[6,883]***	60	38,825	[8,988]***	60	17,867	[6,851]***	60	32,412	[9,074]***	60	22,184	[5,646]***	60
Uzbekistán	-68,264	[9,564]***	60	-32,801	[6,990]***	60	40,889	[9,204]***	60	17,536	[6,913]**	60	32,756	[9,143]***	60	22,263	[5,599]***	60
Venezuela (República Bolivariana de)	-66,196	[9,288]***	60	-32,778	[6,860]***	60	39,194	[8,965]***	60	17,683	[6,817]***	60	31,915	[9,054]***	60	22,286	[5,611]***	60

Fuente: Banco Mundial, World Business Environment Survey (WBES) y S. Djankov, C. McLiesh y A. Shleifer, "Private credit in 129 countries", *Journal of Financial Economics*, vol. 84, N° 2, Amsterdam, Elsevier, 2007.

Nota: Los errores estándar robustos se muestran entre paréntesis. * significativo al 10%; ** significativo al 5%; *** significativo al 1%.

VII. Comentarios finales

Sobre la base de una muestra de 61 países, en este estudio se ofrece evidencia empírica sobre la importancia de la protección de los acreedores y el desarrollo de mecanismos de intercambio de información para permitir que empresas de diferente tamaño puedan acceder a créditos bancarios. Se utilizaron técnicas de variable dependiente limitada para analizar si el desarrollo de instituciones de intercambio de información —como los organismos privados de información crediticia o los registros públicos de crédito— ayuda a reducir la brecha de financiamiento entre las grandes empresas y las pymes. Además, se recurrió al uso de variables ficticias por país, como mecanismo de control frente a posibles casos de omisión de alguno de ellos, lo que ha sido uno de los grandes problemas en los anteriores estudios sobre el tema.

Los resultados indican que mejorar la cobertura de los organismos privados de información crediticia y los registros públicos de crédito tiene un efecto estadísticamente significativo en la reducción de la brecha entre el porcentaje de inversión financiada con crédito bancario para las grandes empresas y las pequeñas empresas. Los resultados obtenidos en este estudio no solo son estadísticamente significativos, sino que también son importantes desde el punto de vista económico. El aumento de una desviación estándar en la cobertura de los organismos de información crediticia reduce ocho puntos porcentuales la brecha de financiamiento entre las pequeñas y las grandes empresas. Usando la misma técnica, también se investigó si la protección de los acreedores, medida por los derechos efectivos de los acreedores y el tipo de sistema jurídico, reduce la brecha entre el crédito bancario para las grandes y las pequeñas empresas. En los países basados en el derecho inglés, que se caracterizan por un elevado nivel de protección de los acreedores, esta brecha es entre 20 y 30 puntos porcentuales menor que en otros países. Una mejora de los derechos efectivos de los acreedores de una desviación estándar reduce entre 9 y 14 puntos porcentuales la brecha entre las pequeñas y las grandes empresas.

El principal promotor de políticas para la reducción de la brecha de financiamiento es una mejora en la protección de los derechos de los acreedores. No obstante, especialmente en el caso de las pequeñas empresas, los esfuerzos dirigidos a fortalecer los derechos de los acreedores —lo que constituye una tarea titánica que supone amplias reformas— pueden reforzarse con el desarrollo de mecanismos de intercambio de información. Nuestros resultados indican que la recompensa de este último tipo de esfuerzo será más grande en los países donde los derechos de los acreedores no están tan protegidos. Sería conveniente que en los futuros trabajos teóricos y empíricos se estudiara la complementariedad del intercambio de información y los derechos de propiedad de los acreedores que se refleja en nuestros resultados. Otra interesante vía de investigación sería centrarse en el efecto del intercambio de información sobre la competencia y viceversa, y en el impacto de esta interacción en el acceso de las pymes al crédito²³. Como se muestra en este estudio, el intercambio de información reduce las asimetrías de información entre prestamistas y acreedores, pero también puede reducir la capacidad del banco de apropiarse de las rentas de las pymes. Si bien esto puede incrementar los beneficios de estas empresas, como lo afirman Petersen y Rajan (1994), también puede hacer que los bancos estén menos dispuestos a prestar a las pymes, lo que reduce su acceso al crédito.

²³ Brown y Zehnder (2010) analizan la interacción entre el poder de mercado y el intercambio de información.

Bibliografía

- Barron, J. y M. Staten (2003), "The value of comprehensive credit reports: lessons from the U.S. experience", *Credit Reporting Systems and the International Economy*, M.J. Miller (ed.), Cambridge, Massachusetts, The MIT Press.
- Beck, T. y A. Demirgüç-Kunt (2006), "Small and medium-size enterprises: access to finance as a growth constraint", *Journal of Banking and Finance*, vol. 30, N° 11, Amsterdam, Elsevier.
- Beck, T., A. Demirgüç-Kunt y M. Martínez Pería (2008), "Banking financing for SMEs around the world: drivers, obstacles, business models and lending practices", *Policy Research Working Paper*, N° 4785, Washington, D.C., Banco Mundial.
- Beck, T., A. Demirgüç-Kunt y V. Maksimovic (2005), "Financial and legal constraints to growth: does firm size matter?", *The Journal of Finance*, vol. 60, N° 1, Wiley.
- (2001), "Financing patterns across the world: the role of institutions", *Policy Research Working Paper*, N° 2905, Washington, D.C., Banco Mundial.
- Beck, T. y otros (2006), "The determinants of financing obstacles", *Journal of International Money and Finance*, vol. 25, N° 6, Amsterdam, Elsevier.
- Bennardo, A., M. Pagano y S. Piccolo (2009), "Multiple-bank lending, creditor rights and information sharing", *CEPR Discussion Papers*, N° 7186, Londres, Centro de Investigación sobre Políticas Económicas.
- BID (Banco Interamericano de Desarrollo) (2004), *Desencadenar el crédito: cómo ampliar y estabilizar la banca*, Washington, D.C.
- Brown, M., T. Jappelli y M. Pagano (2009), "Information sharing and credit: firm-level evidence from transition countries", *Journal of Financial Intermediation*, vol. 18, N° 2, Amsterdam, Elsevier.
- Brown, M. y C. Zehnder (2010), "The emergence of information sharing in credit markets", *Journal of Financial Intermediation*, vol. 19, N° 2, Amsterdam, Elsevier.
- Djankov, S., C. McLiesh y A. Shleifer (2007), "Private credit in 129 countries", *Journal of Financial Economics*, vol. 84, N° 2, Amsterdam, Elsevier.
- Feldmann, H. (2013), "Financial system sophistication and unemployment in industrial countries", *International Journal of Finance and Economics*, vol. 18, N° 4, Wiley.
- Freixas, X. y J. Rochet (2008), *Microeconomics of Banking*, Cambridge, Massachusetts, The MIT Press.
- Galindo, A. y A. Micco (2007), "Creditor protection and credit response to shocks", *World Bank Economic Review*, vol. 21, N° 3, Washington, D.C., Banco Mundial.
- (2005), "Bank credit to small and medium-sized enterprises: the role of creditor protection", *Documento de Trabajo*, N° 347, Santiago, Banco Central de Chile.
- Galindo, A. y M. Miller (2001), "Can Credit Registries Reduce Credit Constraints? Empirical Evidence on the Role of Credit Registries in Firm's Investment Decisions", Washington, D.C., Banco Interamericano de Desarrollo, inédito.
- Greene, W. (2004), "Fixed effects and bias due to the incidental parameters problem in the Tobit model", *Econometric Reviews*, vol. 23, N° 2, Taylor & Francis.
- (2002), "The bias of the fixed effects estimator in nonlinear models", Universidad de Nueva York [en línea] <http://people.stern.nyu.edu/wgreene/nonlinearfixedeffects.pdf>.
- Jappelli, T. y M. Pagano (2002), "Information sharing, lending and defaults: cross-country evidence", *Journal of Banking & Finance*, vol. 26, N° 10, Amsterdam, Elsevier.
- Judson, R. y A. Owen (1996), "Estimating Dynamic Panel Data Models: A Practical Guide for Macroeconomists" [en línea] <https://www.federalreserve.gov/pubs/feds/1997/199703/199703pap.pdf>.
- Kallberg, J. y G. Udell (2003), "Private business information exchange in the United States", *Credit Reporting Systems and the International Economy*, M.J. Miller (ed.), Cambridge, Massachusetts, The MIT Press.
- Kaufmann, D., A. Kraay y M. Mastruzzi (2009), "Governance matters VIII: aggregate and individual governance indicators, 1996-2008", *Policy Research Working Paper*, N° 4978, Washington, D.C., Banco Mundial.
- La Porta, R. y otros (1998), "Law and finance", *Journal of Political Economy*, vol. 106, N° 6, Chicago, The University of Chicago Press.
- (1997), "Legal determinants of external finance", *Journal of Finance*, vol. 52, N° 93, Wiley.
- Love, I. y N. Mylenko (2003), "Credit reporting and financial constraints", *Policy Research Working Paper*, N° 3142, Washington, D.C., Banco Mundial.
- Moulton, B. (1990), "An illustration of a pitfall in estimating the effects of aggregate variables on micro units", *The Review of Economics and Statistics*, vol. 72, N° 2, Cambridge, Massachusetts, The MIT Press.

- Padilla, A.J. y M. Pagano (1997), "Endogenous communication among lenders and entrepreneurial incentives", *The Review of Financial Studies*, vol. 10, N° 1, Oxford University Press.
- Pagano, M. y T. Jappelli (1993), "Information sharing in credit markets", *The Journal of Finance*, vol. 48, N° 5, Wiley.
- Petersen, M. y R. Rajan (1994), "The benefits of lending relationships: evidence from small business data", *The Journal of Finance*, vol. 49, N° 1, Wiley.
- Powell, A. y otros (2004), "Improving credit information, bank regulation, and supervision: on the role and design of public credit registries", *Policy Research Working Paper*, N° 3443, Washington, D.C., Banco Mundial.
- Schiantarelli, F. (1996), "Financial constraints and investment: methodological issues and international evidence", *Oxford Review of Economic Policy*, vol. 12, N° 2.
- Schiffer, M. y B. Weder (2001), "Firm size and the business environment: worldwide survey results", *Discussion Paper*, N° 43, Washington, D.C., Corporación Financiera Internacional.
- Stiglitz, J.E. y A. Weiss (1981), "Credit rationing in markets with imperfect information", *American Economic Review*, vol. 71, N° 3, Nashville, Tennessee, American Economic Association.
- Townsend, R. (1979), "Optimal contracts and competitive markets with costly state verification", *Journal of Economic Theory*, vol. 21, N° 2, Amsterdam, Elsevier.
- Warnock, V. y F. Warnock (2008), "Markets and housing finance", *Journal of Housing Economics*, vol. 17, N° 3, Amsterdam, Elsevier.

Anexo A1

Cuadro A1.1
Datos por país

	Porcentaje medio de la inversión financiado con crédito bancario	Variable ficticia de institución pública o privada de información crediticia	Cobertura de registro público de crédito (cada 1.000)	Cobertura de registro privado de crédito (cada 1.000)	Régimen basado en el derecho inglés	Índice de derechos efectivos de los acreedores	PIB per cápita, ajustado por PPA (en logaritmos)
Albania	3	0	0	0	0	-0,62	8,39
Argentina	30	1	149	475	0	-0,01	9,25
Armenia	3	0	0	0	0	-0,25	7,69
Azerbaiyán	2	0	0	0	0	-0,73	7,74
Bangladesh	13	1	1	0	1	-0,39	6,76
Belarús	5	1	0	0	0	-0,59	8,61
Belice	32	0	0	0	1	0,16	8,56
Bolivia (Estado Plurinacional de)	24	1	55	134	0	-0,3	8,13
Bosnia y Herzegovina	16	0	0	0	0	-0,61	8,47
Brasil	26	1	44	439	0	-0,06	8,97
Bulgaria	6	0	0	0	0	-0,03	8,78
Camboya	7	0	0	0	0	-0,46	6,85
Canadá	21	1	0	806	1	0,53	10,34
Chile	38	1	209	227	0	0,71	9,25
China	9	0	0	0	0	-0,18	7,82
Colombia	29	1	0	187	0	0	8,79
Costa Rica	18	1	7	55	0	0,21	8,97
Croacia	19	0	0	0	0	-0,07	9,39
República Checa	10	0	0	0	0	0,53	9,71
República Dominicana	26	1	0	423	0	-0,17	8,6
Ecuador	15	1	82	0	0	0	8,64
El Salvador	28	1	130	128	0	-0,32	8,53
Francia	11	1	12	0	0	0	10,25
Georgia	7	0	0	0	0	-0,47	7,73
Alemania	17	1	5	693	0	1,55	10,3
Guatemala	27	1	0	35	0	-0,21	8,27
Haití	11	1	1	0	0	-0,77	7,08
Honduras	20	1	45	0	0	-0,43	7,97
Hungría	15	1	0	15	0	0,22	9,47
India	33	0	0	0	1	0,06	7,41
Indonesia	15	1	3	0	0	-0,44	7,92
Italia	42	1	55	416	0	0,51	10,2
Kazajstán	7	0	0	0	0	-0,67	8,55
Kirguistán	1	0	0	0	0	-0,63	7,29
Lituania	8	1	7	0	0	0,1	9,14
Malasia	17	1	105	461	1	0,57	9,2
México	11	1	0	382	0	0	9,35
Moldova (República de)	7	0	0	0	0	-0,2	7,31

Cuadro A1.1 (conclusión)

	Porcentaje medio de la inversión financiado con crédito bancario	Variable ficticia de institución pública o privada de información crediticia	Cobertura de registro público de crédito (cada 1.000)	Cobertura de registro privado de crédito (cada 1.000)	Régimen basado en el derecho inglés	Índice de derechos efectivos de los acreedores	PIB per cápita, ajustado por PPA (en logaritmos)
Nicaragua	17	1	50	0	0	-0,86	7,62
Pakistán	27	1	1	0	1	-0,17	7,55
Panamá	44	1	0	302	0	0,04	8,98
Perú	25	1	92	185	0	0	8,61
Filipinas	19	1	0	22	0	-0,08	7,84
Polonia	13	0	0	0	0	0,16	9,32
Portugal	13	1	496	24	0	0,35	9,89
Rumania	10	0	0	0	0	-0,13	8,85
Federación de Rusia	6	0	0	0	0	-0,23	9
Singapur	23	0	0	0	1	1,71	10,46
Eslovaquia	11	1	2	0	0	0,13	9,44
Eslovenia	17	1	14	0	0	0,7	9,84
España	20	1	305	48	0	0,71	10,09
Suecia	19	1	0	489	0	0,55	10,23
Tailandia	34	0	0	0	1	0,21	8,56
Trinidad y Tabago	37	1	315	0	1	0,11	9,42
Turquía	20	1	7	0	0	0,03	9,12
Reino Unido	11	1	0	652	1	2,14	10,25
Estados Unidos	18	1	0	810	1	0,49	10,54
Ucrania	6	0	0	0	0	-0,42	8,2
Uruguay	32	1	49	479	0	0,32	9,14
Uzbekistán	5	0	0	0	0	-0,59	7,37
Venezuela (República Bolivariana de)	15	1	97	0	0	-0,67	9,19

Fuente: Elaboración propia, sobre la base de Banco Mundial, World Business Environment Survey (WBES) y S. Djankov, C. McLiesh y A. Shleifer, "Private credit in 129 countries", *Journal of Financial Economics*, vol. 84, N° 2, Amsterdam, Elsevier, 2007.

Mecanismos de transmisión del riesgo de impago y coordinación de la política macroeconómica

Karlo Marques Junior y Fernando Motta Correia

Resumen

El objetivo de este artículo es analizar la coordinación entre las políticas monetaria y fiscal en una economía emergente con un régimen monetario de metas de inflación, en un contexto en el que los choques en el riesgo de impago (*default*) pueden dar lugar a desequilibrios macroeconómicos. Se desarrolla un modelo macrodinámico con la finalidad de captar los mecanismos mediante los cuales se transmite el riesgo de cesación de pagos y sus efectos en la definición de funciones de reacción para las autoridades monetaria y fiscal. Los principales resultados del modelo indican la existencia de nuevos mecanismos de transmisión del riesgo de impago relacionados con la estabilidad fiscal y de los precios.

Palabras clave

Política económica, política fiscal, inflación, política monetaria, macroeconomía, deuda externa, mercados emergentes

Clasificación JEL

E42, E61, H62

Autores

Karlo Marques Junior es Profesor del Departamento de Economía de la Universidad Estatal de Ponta Grossa, Brasil. karlomjunior@hotmail.com

Fernando Motta Correia es Profesor del Departamento de Economía de la Universidad Federal de Paraná, Brasil. fmottabr@yahoo.com.br

I. Introducción

Ante el consenso de que se desea una inflación baja y estable (Carlin y Soskice, 2006), las experiencias en la conducción del régimen de metas inflacionarias en muchos países han demostrado que el marco operativo de la política económica no solo comprende medidas de naturaleza monetaria, sino también la búsqueda del equilibrio fiscal en las cuentas públicas.

Entre los autores que ponen de relieve la relación entre política fiscal y política monetaria se destacan Sargent y Wallace (1981), Woodford (1995, 1996 y 2001), Leeper (1991 y 2009) y algunos autores que examinan el caso de la economía brasileña, como Favero y Giavazzi (2003) y Blanchard (2004).

La cuestión principal es que, por una parte, en un régimen de metas de inflación con una regla de política monetaria similar a la de Taylor (1993), el comportamiento adverso de algunas variables fiscales puede perjudicar el buen funcionamiento de la política monetaria. Por otra parte, el funcionamiento de la política monetaria también afecta el desempeño de la política fiscal.

En una economía emergente, la percepción de riesgo puede afectar ambas políticas y, a su vez, resultar afectada por estas. El riesgo atribuido a cada país depende, en gran medida, de la condición de solvencia con respecto a sus bonos soberanos. Cuando el incremento de la tasa de interés aumenta el servicio de la deuda, es de esperar —si todo lo demás permanece constante— que aumente también el riesgo de impago. Esto crea un efecto cíclico, pues, en consecuencia, los inversionistas financieros exigirían una prima de riesgo mayor para adquirir los bonos en cuestión.

Es importante prestar atención a algunos aspectos relacionados con el efecto de los choques económicos exógenos —como los relativos al riesgo— en la deuda pública, pues los regímenes monetarios de metas de inflación buscan controlar los choques a los que está expuesta una economía mediante la implementación de una tasa de interés nominal. Así, el efecto de la política monetaria en la deuda pública se propaga en variables como la composición del endeudamiento público y las crisis de confianza.

En un primer momento, los efectos de la política monetaria en la deuda se deben asociar con los choques que pueden desviar la inflación de su meta y con eso inducir a la autoridad monetaria a aumentar los intereses para anular tales choques. Debido a que la autoridad monetaria tiene libertad para manipular la tasa de interés, esta se refleja en un incremento de la deuda en función de la volatilidad inflacionaria. A esto se suma que los choques relacionados con las crisis de confianza pueden estar ligados a momentos de gran incertidumbre, cuando los inversionistas tienden a huir de las aplicaciones de riesgo más elevado o, en caso de aceptarlas, cobran una tasa de rendimiento más alta para compensar el riesgo, aumentando el servicio de la deuda.

En consecuencia, en ambos casos se observa un efecto de la política monetaria en la deuda, que en un segundo momento podrá presionar aún más el riesgo de impago y, de ese modo, iniciar el círculo vicioso citado anteriormente. Por ese motivo, es necesario comprender mejor la relación entre la manipulación de la política monetaria y el comportamiento de la deuda pública, en un ambiente en que el riesgo soberano puede llevar al desequilibrio macroeconómico.

De manera complementaria, conforme a Sargent y Wallace (1981), si la autoridad fiscal no respeta la restricción presupuestaria intertemporal del gobierno, la autoridad monetaria puede encontrarse en la situación adversa de tener que financiar el pago de la deuda mediante el impuesto inflacionario, perdiendo así el control sobre la inflación.

El objetivo de este artículo es analizar la manera en que debe realizarse la coordinación entre las políticas monetaria y fiscal en una economía emergente con un régimen monetario de metas de inflación, en un contexto en que los choques en el riesgo de impago pueden dar lugar a desequilibrios

macroeconómicos. Los principales aportes de este trabajo consisten en: i) sugerir una regla de política monetaria que tenga en cuenta una variable fiscal, específicamente la desviación de la deuda pública con respecto a una meta, y ii) establecer un modelo en que el riesgo es un factor que puede llevar al desequilibrio macroeconómico¹ en virtud de sus efectos en el tipo de cambio, la tasa de interés e, indirectamente, en la deuda pública y la inflación. En otras palabras, se procura responder a la siguiente pregunta: ¿cuáles deben ser las consideraciones de la autoridad monetaria con respecto al impacto de sus políticas en los variables focos de la política de la autoridad fiscal, y viceversa, en un ambiente económico como el descrito?

Se busca, por lo tanto, comprender la manera en que las políticas macroeconómicas deben adaptarse a los choques exógenos para mantener un equilibrio estable en diferentes coyunturas económicas. Esto supone la definición de un modelo de política monetaria que podrá adoptarse para minimizar los choques sobre el riesgo de la deuda, tanto cuando se utiliza la tasa de interés para guiar la inflación hacia la meta fijada, como cuando la política fiscal establece una definición con respecto al saldo presupuestario.

El artículo se divide en seis secciones, incluida esta Introducción. En la segunda sección se reseña la discusión teórica en la que se basan los modelos trabajados. En la tercera se realizan la presentación formal de las hipótesis y el análisis de estática comparativa del modelo, con el objetivo de analizar los efectos a corto plazo del riesgo en variables relevantes para la política económica. En la cuarta sección se estudia la estabilidad dinámica del modelo en una configuración caracterizada por una regla de presupuesto público definida por la autoridad fiscal en coordinación con la autoridad monetaria. En la quinta, el modelo se extiende mediante la introducción de la percepción del riesgo como variable explicativa del tipo de cambio, con miras a captar con mayor exactitud los efectos de choques relativos al riesgo en el equilibrio macroeconómico. En ese caso, el riesgo de impago es parte del argumento de la función que determina el tipo de cambio, lo que permite inferir posibles efectos no deseados de esta variable en aquella. Por último, se presentan las conclusiones, que sintetizan los corolarios teóricos sugeridos en el modelo.

II. Coordinación entre política monetaria y política fiscal: una revisión de la literatura

En algunos trabajos se llama la atención sobre la relación entre política fiscal y política monetaria y se indica que, en un régimen de metas de inflación que prevé una función de reacción monetaria conforme a Taylor (1993), el banco central no puede desdeñar la influencia de variables fiscales en el nivel de precios. Además, debido a que el propio funcionamiento de la política monetaria afecta la política fiscal, la coordinación entre ambas resulta necesaria. Por consiguiente, al determinar el nivel de la tasa de interés, el banco central debe tener en cuenta la trayectoria intertemporal de la deuda.

De acuerdo con Blanchard, Dell’Ariccia y Mauro (2010), en las décadas de 1960 y 1970, las políticas monetarias y fiscales tenían la misma relevancia y en general se consideraban como dos instrumentos para alcanzar dos objetivos, los equilibrios interno y externo. Sin embargo, en las últimas décadas la política fiscal pasó a un segundo plano y la atención de los responsables de la formulación de políticas se dirigió principalmente a las cuestiones monetarias. No obstante, diversos autores se propusieron estudiar las limitaciones de la política monetaria, sobre todo en el marco de un ambiente fiscal hostil. A continuación se hace referencia a algunos de esos trabajos.

¹ En este trabajo, el desequilibrio macroeconómico se define como la situación en que la tasa de interés, la relación entre la deuda y el producto interno bruto (PIB) y el riesgo de impago no convergen hacia un equilibrio estable a lo largo del tiempo.

Sargent y Wallace (1981) afirman que si la autoridad fiscal no tiene en cuenta la restricción intertemporal a largo plazo del gobierno, la política monetaria podría perder su eficacia con respecto al control de la inflación. Eso ocurriría debido a la necesidad de financiar los déficits públicos mediante operaciones de señoreaje, que generarían un impuesto inflacionario. Según las interacciones entre las políticas económicas, los autores distinguen dos comportamientos de la economía, que corresponden a situaciones de dominancia monetaria o dominancia fiscal.

Cuando los gastos de la autoridad fiscal están limitados por la función de demanda de bonos, de manera que se necesita un superávit fiscal que mantenga constante la relación entre la deuda del sector público y el producto interno bruto (PIB), se observa una dominancia monetaria. De esa forma, la autoridad monetaria determina la oferta de moneda y los gastos del gobierno quedan limitados a esa decisión. Con este tipo de coordinación de políticas, la autoridad monetaria tiene el control permanente de la inflación, dado por la oferta de la base monetaria. Se configura, por lo tanto, la situación de dominancia monetaria. En este contexto, se dice que la política monetaria es activa y la política fiscal pasiva.

En la situación de dominancia fiscal, la autoridad fiscal establece sus presupuestos de manera independiente, anunciando todos los déficits y superávits actuales y futuros y determinando de ese modo la cantidad de ingresos que se deben recaudar mediante la venta de bonos y el señoreaje (Sargent y Wallace, 1981). En este caso, la autoridad fiscal no tiene en cuenta la necesidad de un superávit suficiente para mantener la relación entre la deuda y el PIB bajo control. Con este segundo tipo de coordinación se observa lo que los autores denominan una “aritmética desagradable”. La autoridad monetaria se vuelve pasiva y pierde el control sobre la inflación, pues está obligada a aumentar sus ingresos de señoreaje para asegurar la solvencia del gobierno. Esta circunstancia es particularmente perjudicial cuando la demanda de bonos por parte de los inversionistas, en equilibrio con la demanda de recursos líquidos por parte del gobierno, supone una tasa de interés superior al crecimiento de la economía. No obstante, aunque la inflación se genere por un desequilibrio fiscal, continúa siendo un fenómeno monetario.

El trabajo de Leeper (1991) constituye otra referencia importante en la literatura sobre coordinación entre políticas monetarias y fiscales. El autor define cuatro situaciones en que la política monetaria puede considerarse activa o pasiva, según la capacidad de respuesta a las crisis de la deuda pública.

En el modelo esbozado por Leeper (1991), una autoridad de política puede definir su variable de control en forma activa, mientras un presupuesto de gobierno equilibrado intertemporalmente requiere que por lo menos una autoridad defina su variable de control en forma pasiva. Cuando ambas políticas son pasivas, el modelo está especificado de manera incompleta y la función de precios es indeterminada. Dos políticas activas permiten variaciones independientes que violan la restricción presupuestaria del gobierno.

Más adelante, el concepto de que la inflación es un fenómeno puramente monetario fue cuestionado por economistas que compartían las ideas que se agruparon formalmente en la denominada teoría fiscal del nivel de precios, entre los que se destacan Cochrane (1998 y 2001) y Woodford (1994, 1995 y 2001). De acuerdo con Kocherlakota y Phelan (1999), para la teoría fiscal del nivel de precios la visión de que el crecimiento del nivel de precios es simplemente la diferencia entre los crecimientos de la oferta de moneda y del producto a lo largo del tiempo presenta un grave defecto. El cuestionamiento planteado sería que la cantidad de moneda que los agentes desearían conservar en el presente depende fundamentalmente de sus expectativas acerca de la inflación en el futuro. De esa forma, esa relación daría espacio a un amplio número de equilibrios de la trayectoria temporal de la inflación, que irían más allá de la simple relación entre la oferta de moneda y la cantidad de bienes producidos. En consecuencia, las reglas de política monetaria de Taylor (1993) o similares, por sí solas, serían insuficientes para controlar el nivel de precios.

De acuerdo con Basseto (2008), la teoría fiscal del nivel de precios describe las reglas de política fiscal y monetaria de manera que el nivel de precios está determinado solo por la deuda pública y la política fiscal, mientras que la política monetaria desempeña, en el mejor de los casos, un papel indirecto. En ese caso, los precios están determinados por la autoridad fiscal mediante la restricción presupuestaria del gobierno. También según Basseto (2008), dentro de ese enfoque teórico, el papel de la autoridad monetaria en la determinación del nivel de precios se manifestaría cuando la tasa de interés afecta la evolución de la deuda pública nominal.

Vale la pena citar el conjunto de trabajos sobre dominancia fiscal en los que destaca el papel del riesgo de impago como un mecanismo bajo el cual la autoridad monetaria de un país emergente, que adopta el régimen de metas de inflación, puede llegar a perder el control sobre el nivel de precios. Se destacan, en esa línea, dos importantes trabajos, que hacen referencia empírica a la economía brasileña del período que comprende las elecciones de 2002, a saber: Favero y Giavazzi (2003) y Blanchard (2004).

Favero y Giavazzi (2003) hacen hincapié en la elevada volatilidad del riesgo país de la economía brasileña entre los años 2002 y 2003, y en la manera en que algunas variables económicas, sobre todo el tipo de cambio, fluctúan paralelamente al riesgo. Habría en este caso un círculo vicioso propagado en la economía brasileña por el riesgo de impago. Al registrarse un incremento en esa variable, se produciría, como consecuencia de la interrupción del flujo de capital, una devaluación del tipo de cambio y un aumento de la razón entre la deuda y el PIB, en esa época fuertemente indexada al dólar. La devaluación y el aumento de la deuda desencadenan un aumento en las expectativas inflacionarias y, por consiguiente, se produce también un efecto positivo en la tasa de interés utilizada como instrumento de política monetaria.

Blanchard (2004) examina los efectos de una política monetaria restrictiva en un régimen de metas de inflación en un contexto de alta relación entre la deuda y el PIB, marcada indexación de la deuda pública a monedas extranjeras y alto grado de aversión al riesgo por parte de los inversionistas internacionales.

En esas circunstancias, un choque inflacionario conduciría a un aumento de la tasa de interés y al consiguiente aumento de la relación entre la deuda neta del sector público y el PIB. Esa coyuntura incrementaría la percepción del riesgo, dando lugar a una fuga de capitales que provocaría una devaluación cambiaria y, en última instancia, presionaría la inflación. Así, se configuraría una caracterización de la dominancia fiscal similar a la expuesta por Favero y Giavazzi (2003), que obedecería a la ineficacia de la política monetaria para controlar la inflación frente a los desajustes fiscales y a un ambiente de alta aversión al riesgo. Esta situación no deseada afectaría sobre todo a las economías emergentes donde se aplica un régimen de metas de inflación, pues los inversionistas considerarían el mantenimiento de sus bonos de deuda en cartera una estrategia de riesgo.

En este caso, la política monetaria pierde el control sobre la inflación y está dominada por las expectativas respecto de las condiciones fiscales. Blanchard (2004) sugiere empíricamente que la economía brasileña pasó por este tipo de dominancia fiscal entre 1999 y 2004 y que la “probabilidad de impago” es el factor que desencadena dicha relación entre las políticas económicas.

Estas reflexiones sobre la coordinación de las políticas macroeconómicas permite deducir que la regla de Taylor presenta limitaciones en lo que se refiere a garantizar la estabilidad de una economía a largo plazo, en particular en una economía emergente.

Es importante distinguir la naturaleza del mecanismo de transmisión del riesgo de impago en las economías emergentes, sobre todo en virtud de su exposición a choques en el tipo de cambio. Al tener en cuenta dicho mecanismo, el uso de la regla de Taylor original para orientar el comportamiento de la autoridad monetaria parece limitado.

III. Riesgo, interés y deuda: identificación de los mecanismos de transmisión del riesgo de la deuda

Considerando el debate anterior respecto de la coordinación entre las políticas macroeconómicas, se presenta a continuación un modelo macroeconómico que busca representar hipótesis para una economía emergente con un régimen de metas de inflación, en el que la coordinación de las políticas económicas apunta a minimizar los posibles efectos adversos derivados de choques de riesgo.

Antes de presentar la estructura básica del modelo, es necesario hacer algunas consideraciones adicionales. Visto que las economías que se valen del régimen de metas de inflación pueden estar expuestas a choques en el tipo de cambio, pues la flexibilidad cambiaria es una condición básica para la implementación de dicho régimen monetario, muchos autores incluyen en sus análisis el tipo de cambio, como una variable presente en la función de reacción del banco central. Basado en el supuesto de una economía abierta con un régimen monetario de metas de inflación, Ball (1999) sugiere que la política monetaria óptima debería incorporar un índice de condiciones monetarias que incluya las variables tasa de interés, tipo de cambio y una medida para la meta de inflación.

Sin embargo, el análisis de Ball (1999) presenta algunas limitaciones cuando se trata de economías emergentes, donde —como se mencionó anteriormente— la percepción de riesgos elevados puede comprometer el objetivo de la política monetaria. En las economías con esas características, se observa una relación positiva entre la prima de riesgo y el tipo de cambio². Así, en las economías emergentes como el Brasil, una función de reacción como la regla de Taylor podría aumentar la percepción de riesgo mediante incrementos de la tasa de interés y dar lugar a choques frecuentes en el tipo de cambio, como se plantea en Favero y Giavazzi (2003) y Blanchard (2004).

De este modo, en el caso de una economía donde la fragilidad de algunas variables fiscales podría afectar la conducta de la política monetaria, en virtud de la relación entre cambio y prima de riesgo, no sería infundado admitir que los bancos centrales reaccionan a la percepción de riesgo de los agentes.

Así, la magnitud de la prima de riesgo supone las incertidumbres incorporadas en el compromiso de remunerar el título público hasta su vencimiento. Nunca está de más recordar que los choques a los que está expuesta la estructura a término de la tasa de interés hacen que el componente prima de riesgo esté sujeto a choques de expectativas, teniendo en cuenta que, en un ambiente donde la política fiscal no esté comprometida con la estabilidad de la relación entre la deuda y el PIB, los agentes pueden exigir una tasa de remuneración elevada en función del alto riesgo de asumir una deuda con una gran probabilidad de impago.

En este contexto, se busca desarrollar un modelo con tres ecuaciones diferenciales simultáneas de primer orden, lineales y no homogéneas, que permita estudiar la coordinación entre las políticas fiscal y monetaria y tenga como variables de largo plazo la prima de riesgo, la tasa de interés nominal y el comportamiento de la relación entre la deuda y el PIB. Para ello se verifica el comportamiento a largo plazo de las variables estudiadas, es decir, si estas convergen o no a sus valores de estado estacionario o, en otras palabras, si el equilibrio es dinámicamente estable. Cabe destacar que la estabilidad de la variable de riesgo a largo plazo es el resultado deseado para garantizar la estabilidad macroeconómica y la eficacia de la política monetaria bajo un régimen de metas de inflación.

² Svensson (2000) y Ball (1999) suponen que en los países industrializados la prima de riesgo se comporta como un paseo aleatorio, que no afecta la conducción de la política monetaria, mientras que en el caso de los países en desarrollo hay una fuerte relación entre la percepción de riesgo y la determinación de los flujos de capital, que tiene efectos en el tipo de cambio y la inflación. Ese argumento es complementario a la definición de economía emergente, formulada con anterioridad.

1. Modelo de mecanismos de transmisión del riesgo de impago

De acuerdo con la estructura a término de la tasa de interés, la tasa de rendimiento de un título de deuda en el momento t depende de la media de la tasa de interés a corto plazo durante su horizonte de duración n , más una prima de riesgo correspondiente a las condiciones del mercado de dicho título. Por lo tanto, la relación entre las tasas de interés a corto y largo plazo puede formularse de la siguiente manera:

$$r_{nt} = \frac{r_t + r_{t+1}^e + r_{t+2}^e + r_{t+3}^e + \dots + r_{t+(n-1)}^e}{n} + R_{nt}$$

donde r_{nt} denota la tasa de interés real a largo plazo de vencimiento del título de deuda, r_t la tasa de interés real a corto plazo para el período t y r_t^e la tasa de interés real esperada para el período t .

Es posible simplificar la estructura de plazo hasta el vencimiento de la tasa de interés sobre el título de la deuda pública de la siguiente manera:

$$r = r^e + R \quad (1)$$

La ecuación (1) descompone la tasa de remuneración de los bonos del gobierno en dos componentes: el primero se refiere a las expectativas de la tasa de interés real a corto plazo hasta el vencimiento (r^e) y el segundo, R , representa la prima de riesgo a que están expuestos los compradores de bonos.

En la ecuación (1), R es una medida para el riesgo de impago que capta las incertidumbres relacionadas con el compromiso de remunerar el título público hasta su vencimiento. En general, cuanto más largo sea el plazo de madurez de un bono, mayores serán sus rendimientos y sus riesgos. La percepción de los agentes acerca de la magnitud de variación del riesgo de impago depende de la comparación de un título que remunera la tasa r con respecto a otro título libre de riesgo, que en este caso se denominará \bar{i} . Como \bar{i} representa la tasa nominal de un título libre de riesgo³, se puede suponer que la variación del riesgo R en el tiempo se refleja, por lo tanto, en la diferencia entre esas dos tasas, o sea, en la diferencia entre la tasa r y la tasa \bar{i} . La idea es que esta diferencia entre ambas tasas deriva de una compensación por el riesgo exigida por los agentes, de modo que, a largo plazo, cuanto mayor sea esa diferencia, mayor será la variación del riesgo de impago en el tiempo, como se muestra en la siguiente ecuación diferencial (2):

$$\dot{R} = \sigma(r - \bar{i}) \quad , \sigma > 0 \quad (2)$$

De ese modo, el coeficiente σ captaría la sensibilidad del riesgo de impago R en relación con el diferencial de las tasas de rendimiento de los bonos con riesgo positivo y los bonos libres de riesgo. En forma análoga, el coeficiente capta la aversión al riesgo de los agentes económicos. Se espera que este tenga un nexo directo con la relación entre la deuda y el PIB.

La tasa de interés nominal de la economía en cuestión se define por la tasa de interés real (r) más la tasa de inflación (π), como en la relación representada por la ecuación (3) que figura a continuación, similar a la regla de Fisher:

$$i = r + \pi \quad (3)$$

³ En general, se consideran bonos libres de riesgos para los inversionistas internacionales los bonos del Tesoro de los Estados Unidos.

La ecuación anterior sugiere que la tasa de interés nominal puede variar tanto cuando hay un cambio en la tasa de interés real, como cuando hay variaciones en la tasa de inflación.

Se asume que la tasa de interés nominal a corto plazo está definida por el banco central (i^*), al ser esta el principal instrumento de política monetaria para guiar la inflación hacia la meta deseada, y se diferencia de i por ser la tasa básica de interés deseada por la autoridad monetaria, o sea:

$$i = i^* \quad (4)$$

Un comportamiento no ricardiano de la deuda pública también puede hacer que la autoridad monetaria pierda el control sobre la inflación. Por consiguiente, la fijación de una meta para el comportamiento de la proporción de la deuda neta sobre el PIB, dirigida a la autoridad fiscal, que garantice la solvencia de la deuda a largo plazo, puede ser necesaria para el éxito del régimen de metas de inflación. De esa forma, la función de reacción del banco central podría tener en cuenta choques fiscales en la economía.

En consecuencia, se establecen tres factores que influyen en la decisión del banco central al fijar intertemporalmente la tasa de interés nominal en el caso de una economía emergente: por una parte, cuando la inflación (π) se desvía de la meta (π^*) preestablecida, la autoridad monetaria reacciona positivamente para contener dicha desviación. Por otra parte, como esa tasa es la misma que remunera los bonos públicos, conforme la ecuación (3), se presume que la tasa de interés deba reaccionar a las desviaciones de la deuda pública (b) en relación con una meta (b^*) establecida conforme las directrices de política económica, con el objetivo de mantener la sostenibilidad de la deuda pública, o sea, igualar los gastos y los ingresos del gobierno actualizados al período presente⁴. En ese sentido, se presupone un componente de coordinación de política económica presente en la función de reacción de la autoridad monetaria.

Esa reacción de la tasa de interés nominal se debe a que una posible insolvencia de la deuda llevaría a la autoridad monetaria a recurrir al impuesto inflacionario, perdiendo el control de la inflación. Se debe también a que la deuda pública produce un efecto autónomo en la prima de riesgo (R) cuando se desvía de una meta preestablecida, una especie de termómetro para los inversionistas sobre el riesgo de incumplimiento de los bonos del gobierno. Como se recordará, se espera que un incremento en el riesgo de impago determine una fuga de capital y la consiguiente depreciación cambiaria, que a su vez ejercen presiones inflacionarias por el canal del cambio.

El tercer componente de la función de reacción de la autoridad monetaria propuesta es el diferencial entre la tasa de interés nominal en el mercado interno (i^*) y la tasa de interés nominal en el mercado externo \bar{i} . Cuanto mayor sea ese diferencial, menor será la necesidad de la autoridad monetaria de recurrir al aumento de la propia tasa de interés interna, teniendo en cuenta que, si esta se mantiene constante, la reducción de la tasa de interés externa estimula una apreciación cambiaria, que contribuye a la estabilidad de los precios. Se busca, por lo tanto, captar el efecto indirecto del tipo de cambio en la inflación, visto que el diferencial de interés debe determinar esta tasa. De esta forma, el parámetro μ abajo hace referencia a la preocupación del banco central con respecto a las variaciones en el tipo de cambio. Esa dinámica se expone en la siguiente ecuación diferencial, que es una adaptación de la regla de Taylor (1993):

$$\frac{di}{dt} = \beta(\pi - \pi^*) + \alpha(b - b^*) + \mu(i^* - \bar{i}) \quad , \beta > 0; \alpha > 0; \mu < 0 \quad (5)$$

⁴ La autoridad fiscal podría estipular dicha meta b^* para definir, en coordinación con la autoridad monetaria, las políticas macroeconómicas para alcanzar la meta de inflación.

La sugerencia de la regla de política monetaria descrita anteriormente constituye uno de los principales aportes de este artículo. Al admitir que la regla de Taylor original no es la más adecuada para una economía emergente, se debe incluir una variable fiscal en la regla de política monetaria adoptada por el banco central. En la sección V se realiza otro importante aporte, cuando se identifica el canal por el cual el riesgo de impago puede llevar a la inestabilidad del modelo que se presentará.

En virtud de lo anterior, es necesario distinguir la diferencia entre las dos últimas ecuaciones, una vez que la ecuación (4) refleja la naturaleza exógena a corto plazo de la tasa de interés en un régimen de metas de inflación. Así, a diferencia de la ecuación (5), que explicita una regla de política monetaria que limitará las decisiones de la autoridad monetaria en la fijación de la tasa básica de interés a lo largo de un determinado período, algunas fluctuaciones de la tasa básica de interés pueden tener lugar en períodos cortos de tiempo, como se define en (4).

La ecuación (6) muestra la restricción intertemporal del gobierno:

$$\dot{b} = ib + g - t \quad (6)$$

Donde g denota los gastos del gobierno y t , sus ingresos. Considerando una deuda pública indexada a la tasa de interés nominal, un aumento de i tendría un efecto incremental sobre la deuda, b , así como déficits primarios del sector público ($g-t > 0$).

La tasa de inflación está, *a priori*, determinada por una curva de Phillips con expectativas, a la que se suma un componente que integra el tipo de cambio nominal⁵:

$$\pi = \tau(y - \bar{y}) + \pi^e + \theta(E) \quad , \tau > 0; \theta > 0 \quad (7)$$

Donde $(y - \bar{y})$ representa la brecha del producto, π^e la inflación esperada y E el tipo de cambio nominal⁶.

En este caso, además de los efectos tradicionales en la inflación representados por la curva de Phillips, se incluye el efecto del cambio. Según pruebas empíricas realizadas por Goldfajn y Werlang (2000) y Correa y Minella (2010), el efecto de transmisión de la devaluación cambiaria a la inflación (denominado efecto *pass-through*) es más acentuado cuando: i) la economía está en un ciclo de expansión acelerado; ii) la volatilidad cambiaria es baja; iii) hay un alto grado de apertura de la economía; iv) la tasa inicial de inflación es elevada, sobre todo —de acuerdo con el primer trabajo citado— en las economías emergentes, y v) la desalineación cambiaria es alta.

Sin embargo, el componente de expectativas (π^e) está determinado por las desviaciones del producto esperado (y^e) con respecto al producto potencial (\bar{y}), así como por la diferencia entre el tipo de cambio nominal esperado⁷ y su nivel de equilibrio ($E^e - E^*$), ya que, como se mencionó anteriormente, el tipo de cambio afecta el nivel de precios, sobre todo cuando se encuentra por encima de un valor de equilibrio. Así, se obtiene:

$$\pi^e = \phi(y^e - \bar{y}) + \chi(E^e - E^*), \phi > 0; \chi > 0 \quad (8)$$

⁵ El efecto del tipo de cambio nominal sobre la inflación, a pesar de que en los trabajos originales con respecto a la curva de Phillips se consideraba de magnitud despreciable, se estimó empíricamente en diversos trabajos.

⁶ Para expresarlo con más precisión, la inflación es una función dependiente de la tasa de devaluación cambiaria. La ecuación (9), que denota la paridad de la tasa de interés y el tipo de cambio, también debe expresarse en términos de la devaluación del tipo de cambio, asumiendo la forma $\dot{E}/E = (i - \bar{i}) + R$. No obstante, dicha simplificación no afecta los resultados del modelo.

⁷ El tipo de cambio presentado es la relación real por dólar, o sea: (moneda nacional/moneda extranjera).

La idea que subyace tras el componente de expectativas es que los agentes hacen sus previsiones acerca de la tendencia de la tasa de inflación observando el equilibrio entre la oferta y la demanda agregada. En sus expectativas se incorporan también las previsiones sobre el tipo de cambio, que constituye una variable importante en la composición de los precios. En la hipótesis de expectativas racionales, los agentes hacen una previsión sobre el comportamiento del producto, esperando que, en ausencia de un choque exógeno, el producto observado sea igual al potencial y el cambio esperado sea igual al de equilibrio. Por ese motivo, asumiendo que $y^e = \bar{y}$ y $E = E^*$ se puede sustituir (8) en (7) y obtener una curva de Phillips con el siguiente formato:

$$\pi = \tau(y - \bar{y}) + \theta(E) \quad (7.1)$$

En la determinación del tipo de cambio real, “e”, se asume, por simplificación, el equilibrio entre los precios internos y externos ($p = p^*$). En consecuencia, el tipo de cambio está determinado por la paridad de la tasa de interés, conforme a la ecuación (9):

$$E = E^* = e = \rho(i^* - \bar{i}) \quad \rho < 0 \quad (9)$$

La demanda agregada, a su vez, está compuesta por la función de consumo, la función de inversión, los gastos del gobierno y el saldo de la balanza comercial, de acuerdo con la ecuación (10), que denota una curva IS para economía abierta, como se observa a continuación:

$$y = c(y) + I(i) + g + x(E), c_y > 0, I_i < 0, x_e > 0 \quad (10)$$

2. Análisis de corto plazo: un estudio de estática comparativa

A continuación se realiza un análisis de estática comparativa, con el objetivo de deducir algunas relaciones de corto plazo entre las variables clave para el modelo.

Al sustituir (4) en (10), se obtiene:

$$y = \left(\frac{I_i}{1 - c_y} \right) i^* + \left(\frac{1}{1 - c_y} \right) g + \left(\frac{X_e}{1 - c_y} \right) E \quad (10.1)$$

Dado que la inflación depende de los ingresos, se sustituye la ecuación (10.1), en (7.1), obteniéndose la siguiente función de comportamiento para ella:

$$\pi = \left(\frac{\tau I_i}{1 - c_y} \right) i^* + \left(\frac{\tau}{1 - c_y} \right) g + \left(\frac{\tau X_e}{1 - c_y} + \theta \right) E - \tau \bar{Y} \quad (7.2)$$

Al insertar las ecuaciones (1) y (4) en (3), el resultado en (7.2) y posteriormente insertar (9) en el resultado final, se obtiene:

$$\pi = \left[\left(\frac{\tau I_i}{1 - c_y} \right) + \left(\theta + \frac{\tau X_e}{1 - c_y} \right) \rho \right] R + \left[\left(\frac{\tau I_i}{1 - c_y} \right) + \left(\theta + \frac{\tau X_e}{1 - c_y} \right) \rho \right] r^e - \frac{\left(\theta + \frac{\tau X_e}{1 - c_y} \right) \bar{i} \rho + \left(\frac{\tau}{1 - c_y} \right) g - \frac{\tau \bar{Y}}{v}}{v} \quad (7.3)$$

donde $v = \left[1 - \left(\frac{\tau I_i}{1 - c_y} \right) + \left(\theta + \frac{\tau X_e}{1 - c_y} \right) \rho \right] > 0$

De (7.3), se puede extraer la derivada que indica el efecto a corto plazo del riesgo en la inflación:

$$\frac{\partial \pi}{\partial R} = \frac{\left(\frac{\tau I_i}{1 - c_y} \right) + \left(\theta + \frac{\tau X_e}{1 - c_y} \right) \rho}{v} < 0 \quad (7.3.1)$$

Se concluye, por la derivada anterior, que existe una relación negativa a corto plazo entre la inflación y el riesgo. La variable de riesgo es uno de los componentes de la tasa de interés a corto plazo, conforme se demostró en (1). Así, una vez que se observa un aumento del riesgo de impago, se ejerce una presión sobre la tasa de interés que comprime la demanda agregada y, en consecuencia, la inflación. Es importante subrayar que, si bien esa relación se verifica a corto plazo, el riesgo es una variable que puede llevar también a una inestabilidad macroeconómica a largo plazo, haciendo que la autoridad monetaria pierda el control sobre la meta de inflación.

En el diagrama 1 se ilustra el canal de transmisión del riesgo sobre la inflación. Cuando el riesgo aumenta, se incrementa la tasa de interés que remunera los bonos públicos para garantizar la demanda por parte de los inversionistas internacionales. En consecuencia, se observa una reducción en la demanda agregada y, en última instancia, una reducción de la inflación.

Diagrama 1

Diagrama de flujo: canal de transmisión del riesgo sobre la inflación



Fuente: Elaboración propia.

Para estudiar el efecto de los cambios en el riesgo sobre la deuda pública, es necesario definir una función para esta variable. Así, se inserta (3) en (6), de tal forma que:

$$g - t = (r + \pi)b \quad (6.1)$$

Y, posteriormente, al sustituir (1) en (6.1), se observa:

$$g - t = (r^e + R + \pi)b \quad (6.2)$$

Teniendo en cuenta que el comportamiento de la inflación se dio en (7.3), si se sustituye esta en (6.2) y se aísla b , se encuentra el siguiente comportamiento para la deuda pública:

$$b = \frac{g-t}{\left\{ \left[1 + \frac{\left(\frac{\tau I_i}{1-c_y} \right) \left(\theta + \frac{\tau X_e}{1-c_y} \right)}{v} + \frac{\tau X_e}{v} \right] \rho R + \left[1 + \frac{\left(\frac{\tau I_i}{1-c_y} \right) \left(\theta + \frac{\tau X_e}{1-c_y} \right)}{v} + \frac{\tau X_e}{v} \right] \rho r^e + \frac{\tau}{v} g - \frac{\left(\theta + \frac{\tau X_e}{1-c_y} \right)}{v} i \rho - \frac{\tau}{v} \bar{Y} \right\}} \quad (6.3)$$

Sobre la base de los resultados de la estática comparativa, se puede analizar el efecto de un aumento marginal del componente de riesgo en el comportamiento de la deuda pública. A continuación se muestra la derivada de la deuda pública en relación con el riesgo, seguida de algunas manipulaciones algebraicas.

$$\frac{\partial b}{\partial R} = \frac{(t-g) \left[1 + \frac{\left(\frac{\tau I_i}{1-c_y} \right) \left(\theta + \frac{\tau X_e}{1-c_y} \right)}{v} + \frac{\tau X_e}{v} (\rho) \right]}{i^2} > 0 \quad (6.3.1)$$

> 0 para $t > g$ o, < 0 para $t < g$.

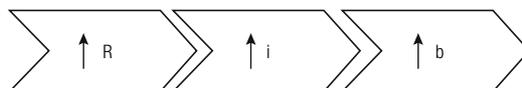
Al reorganizar algebraicamente y considerar la propensión marginal a ahorrar como $s = 1 - c_y$, se puede reescribir la derivada anterior como:

$$\frac{\partial b}{\partial R} = \frac{(t-g) \left[1 + \frac{\tau I_i}{(s-\tau I_i)} + \frac{\theta + \tau X_e}{(s-\tau I_i)} (\rho) \right]}{i^2} \quad (6.3.2)$$

En el diagrama 2 se ilustra el mecanismo de transmisión del riesgo sobre la deuda pública cuando se produce un superávit primario. De este modo, un aumento del riesgo genera un incremento de la tasa de interés (debido a las exigencias de los inversionistas) y, en consecuencia, un aumento de la deuda pública.

Diagrama 2

Diagrama de flujo: canal de transmisión del riesgo sobre la deuda pública



Fuente: Elaboración propia.

El impacto de la variable de riesgo sobre la deuda pública dependerá del resultado primario de las cuentas del gobierno. En caso de producirse un superávit y, por lo tanto, que los ingresos del gobierno superen sus gastos, el efecto del riesgo sobre el comportamiento de la deuda pública será positivo. En caso contrario, es decir, que se produzca un déficit primario, el impacto del riesgo sobre la deuda pública será negativo. Además de las consideraciones anteriores, la magnitud del impacto del riesgo sobre la deuda será menor cuanto mayor sea la propensión marginal a ahorrar y cuanto mayor sea la tasa de interés. Estos resultados son coherentes con la teoría macroeconómica.

Se observa, por el canal de transmisión del superávit primario, una relación ambigua entre riesgo y deuda pública que se debe explicar con mayor detalle: en caso de un superávit primario, un

choque en el riesgo es seguido por un aumento de la tasa de interés nominal, como puede observarse en las ecuaciones (1) y (3). En consecuencia, como se indica en la ecuación (6), hay un aumento de la deuda pública.

Por otra parte, si hay un déficit primario, este presiona la inflación. Debido a que esta última ya es elevada debido al déficit, de acuerdo con la regla de política monetaria (5), la tasa de interés se encuentra en un nivel elevado. De ese modo, un choque en el riesgo tendría un efecto menor sobre los intereses y, en consecuencia, sobre la deuda pública.

IV. Equilibrio de largo plazo y regla de política fiscal

Sobre la base de los resultados de las estáticas comparativas de corto plazo, se puede establecer la configuración de la dinámica de largo plazo del modelo. En esta sección se manipula el modelo para obtener una regla de superávit primario que la autoridad fiscal ha de seguir. El modelo presenta, inicialmente, tres ecuaciones diferenciales, a saber:

$$\dot{R} = \sigma(r - \bar{i}) \quad , \sigma > 0 \quad (2)$$

$$\frac{di}{dt} = \beta(\pi - \pi^*) + \alpha(b - b^*) + \mu(i^* - \bar{i}) \quad , \beta > 0; \alpha > 0; \mu < 0 \quad (5)$$

$$\dot{b} = ib + g - t \quad (6)$$

Al aislar r en la ecuación (3) y sustituir el resultado en (2), se puede observar la ecuación diferencial que dará la variación del riesgo de impago a lo largo del tiempo. Se obtiene, por lo tanto:

$$\dot{R} = \sigma(i^* - \pi - \bar{i}) \quad (2.1)$$

El equilibrio del modelo requiere, inicialmente, un sistema (3X3). Sin embargo, se asume una dinámica de nivel estable para la deuda pública, que permite tomar como nulo el movimiento de la deuda a lo largo del tiempo, es decir, la autoridad fiscal sigue una regla en que se comporta de manera pasiva, evitando incurrir en déficits fiscales. Así, se obtiene:

$$ib = g - t \quad (6^*)$$

En otras palabras, se supone una regla de política fiscal en que exista un superávit primario suficiente para cubrir la carga del servicio de la deuda pública, manteniendo, por lo tanto, la estabilidad intertemporal de la deuda, es decir, $\dot{b} = 0$. Esta maniobra permite que el modelo, que antes contenía tres funciones diferenciales, pueda describirse como un sistema de dos ecuaciones dinámicas.

De tal modo, a continuación, se pueden reescribir (2.1) y (5) de la siguiente forma:

$$\dot{R} = \sigma[i^* - \bar{i} - \pi(R, i)] \quad (2^*)$$

$$\frac{di}{dt} = \beta[\pi(R, i) - \pi^*] + \alpha[b(R, i) - b^*] + \mu[i^*(R, i) - \bar{i}] \quad (5^*)$$

Se pasa entonces a un sistema (2X2), en que el equilibrio se extraerá de las ecuaciones (2.1) y (5). Por lo tanto, en equilibrio (nivel estable), se obtiene:

$$\dot{R} = 0 \Rightarrow \pi(R, i) = i^* - \bar{i}$$

$$\frac{\partial i}{\partial t} = 0 \Rightarrow \pi(R, i) = \pi^* + \left(\frac{-\alpha[b(R, i) - b^*] - \mu[i(R, i)^* - \bar{i}]}{\beta} \right)$$

Al linealizar el sistema, mediante una expansión de Taylor, alrededor de su posición de equilibrio, se obtiene:

$$\frac{\partial R}{\partial t} = \sigma \left(-\frac{\partial \pi}{\partial R} \right) (R_* - R_0) + \sigma (i_* - i_0) \quad (12)$$

$$\frac{\partial i}{\partial t} = \left(\beta \frac{\partial \pi}{\partial R} + \alpha \frac{\partial b}{\partial R} \right) (R_* - R_0) + \mu (i_* - i_0) \quad (13)$$

Al escribir los resultados en notación matricial:

$$\begin{bmatrix} \frac{\partial R}{\partial t} \\ \frac{\partial i}{\partial t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \sigma \left(-\frac{\partial \pi}{\partial R} \right) & \sigma \\ \left(\beta \frac{\partial \pi}{\partial R} + \alpha \frac{\partial b}{\partial R} \right) & \mu \end{bmatrix} \begin{bmatrix} (R_* - R_0) \\ (i_* - i_0) \end{bmatrix} \quad (14)$$

La condición necesaria y suficiente para que el equilibrio de un sistema dinámico con dos dimensiones sea asintóticamente estable (que los dos autovalores de la solución del sistema tengan partes reales negativas) es que la traza y el determinante de la matriz jacobiana sean negativa y positivo, respectivamente⁸.

Así, se observa que:

$$Traza = \sigma \left(-\frac{\partial \pi}{\partial R} \right) + \mu = ?$$

$$Det = \sigma \left(-\frac{\partial \pi}{\partial R} \right) \mu - \sigma \left(\beta \frac{\partial \pi}{\partial R} + \alpha \frac{\partial b}{\partial R} \right) = ?$$

Para que se cumplan las condiciones de estabilidad del equilibrio, será necesario que $|\mu| > \left| \sigma \left(-\frac{\partial \pi}{\partial R} \right) \right|$. De esta forma, la traza será negativa.

En síntesis, la primera condición para la estabilidad indica que la sensibilidad de la trayectoria de la tasa nominal de interés a lo largo del tiempo, con respecto al diferencial de la tasa de interés, debe ser mayor que el producto del impacto del riesgo sobre la inflación y que la sensibilidad del riesgo en relación con el diferencial de interés, ambos en módulo. Se observan, por lo tanto, dos canales que actúan sobre la estabilidad macroeconómica: i) el canal del tipo de cambio, que conduce a la

⁸ Véanse más detalles en Gandolfo (1997).

estabilidad, representado por μ , y ii) el canal del riesgo, que conduce a la inestabilidad, representado por $\sigma\left(-\frac{\partial\pi}{\partial R}\right)$.

Dicha relación es esperada, teniendo en cuenta que, por una parte, una reducción de la tasa de interés externa aprecia el tipo de cambio, conteniendo las presiones inflacionarias dadas por ese canal, y disminuye, por lo tanto, la necesidad de aumentar la tasa de interés a corto plazo para alcanzar la meta de inflación estipulada por la autoridad monetaria, de acuerdo con la ecuación (5). Por otra parte, la reducción de la tasa de interés externa produce un efecto sobre el riesgo, medido por σ , de acuerdo con la ecuación (2), que a su vez, en caso de ser elevado, exigirá un significativo aumento de la tasa de interés interna, como se puede observar en (1), perjudicando la estabilidad de la variable i . También se debe considerar que si el impacto negativo del riesgo sobre la tasa de inflación presenta una magnitud muy elevada, podría haber también un aumento significativo en la tasa nominal de interés⁹. Por consiguiente, para que la traza $\sigma\left(-\frac{\partial\pi}{\partial R}\right) + \mu$ sea negativa, es necesario que $|\mu| > \left|\sigma\left(-\frac{\partial\pi}{\partial R}\right)\right|$.

Otra forma de pensar esta relación consiste en admitir la hipótesis de que hay una relación directa entre la razón deuda respecto del PIB y el coeficiente σ , si se tiene en cuenta que dicho coeficiente mide la desconfianza del acreedor en relación con la capacidad de pago del gobierno. De este modo, uno de los canales por los que podría propagarse un efecto explosivo sobre el riesgo es el de la deuda pública, pues el aumento de la tasa de interés incrementa el servicio de la deuda, acrecentando la desconfianza del acreedor con respecto a la capacidad de pago del gobierno. Así, una política fiscal que tuviera en cuenta la capacidad de solvencia de la deuda pública podría contribuir a la estabilidad de la economía.

Visto que la política fiscal se destacó como un posible instrumento para alcanzar la estabilidad del modelo, es importante analizar los posibles canales de transmisión de esta política con respecto a las variables en que se estudia la estabilidad. Una política superavitaria impide el aumento de la deuda pública a lo largo del tiempo, estabilizando la probabilidad de impago y, en consecuencia, la tasa de interés a largo plazo (véase el diagrama 3).

Diagrama 3

Diagrama de flujo: canal 1 de transmisión de la política fiscal



Fuente: Elaboración propia.

Un segundo canal de transmisión de la política fiscal consiste en que la contención de los gastos públicos amortigua los efectos sobre la demanda agregada. Ese factor reduce la inflación, un efecto que permite la disminución de la tasa de interés usada como instrumento de política monetaria para guiar la inflación hacia la meta deseada, además de reducir los gastos del gobierno en relación con el pago de intereses de deuda (véase el diagrama 4). Habría entonces dos posibles efectos, explicitados en el siguiente diagrama de flujo.

⁹ Téngase en cuenta que, de acuerdo con el modelo, el efecto del riesgo sobre la inflación opera negativamente mediante el siguiente mecanismo: el aumento del riesgo estaría acompañado por un incremento de la tasa de interés que remunerara los bonos públicos, para garantizar la solvencia de la deuda, presionando la reducción de la inflación.

Diagrama 4
Diagrama de flujo: canal 2 de transmisión de la política fiscal



Fuente: Elaboración propia.

Siguiendo el análisis de la estabilidad del equilibrio dinámico, el determinante, a su vez, puede reescribirse de la siguiente manera:

$$Det = -\sigma \left[\frac{\partial \pi}{\partial R} (\mu + \beta) + \alpha \frac{\partial b}{\partial R} \right]$$

De esa forma, al asumir la hipótesis de superávit primario y observar que $\frac{\partial b}{\partial R} > 0$, se puede deducir que $\beta > \mu$ es una condición necesaria para la estabilidad del equilibrio dinámico del modelo. Debido a que esos coeficientes indican la sensibilidad de la tasa de interés nominal con respecto a la variación de la inflación y a la variación del diferencial de interés, conforme se expresa en (5), esa condición concuerda con lo que se espera en el modelo. Esto ocurre porque se espera que, en un régimen de metas de inflación, el control del nivel de precios sea el objetivo más importante en la determinación de los instrumentos de política monetaria.

En resumen, para que ocurra la estabilidad del equilibrio dinámico del modelo cuando hay una regla fiscal de superávit primario: i) la tasa básica de interés debe ser más sensible a la devaluación del tipo de cambio que a un aumento del riesgo; ii) es deseable mantener una configuración fiscal que estabilice la confianza de los inversionistas externos con respecto a la capacidad de solvencia de la deuda pública, que se refleja en σ , y iii) la autoridad monetaria debe preocuparse más por posibles desviaciones de la inflación con respecto a su meta que por el tipo de cambio, cuando implementa la política monetaria.

Para un análisis cualitativo de la trayectoria intertemporal del equilibrio dinámico y de su estabilidad, es interesante el estudio del diagrama de fase del sistema dinámico expresado por las ecuaciones (2) y (5).

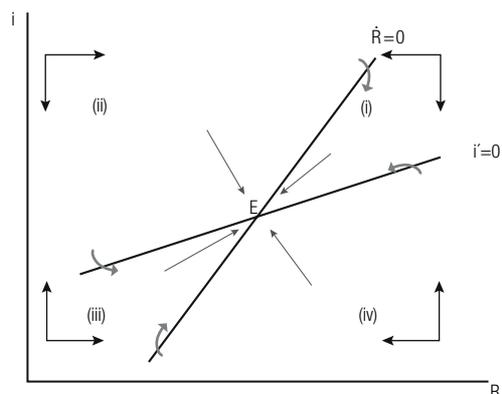
El estudio del discriminante del sistema, que está dado por la siguiente relación: $D = [\text{traza}(A)]^2 - 4\det(A)$, donde D es el valor del discriminante y A es la matriz analizada, constituye una forma adecuada para estudiar la convergencia del sistema a su equilibrio.

Si $D(A) > 0$, el equilibrio será un nodo estable. Así, en caso de ocurrir un choque que derive en una desviación del equilibrio, el sistema retornará a su equilibrio monótonamente. Si $D(A) < 0$, se observa un foco estable y, en presencia de un choque, el sistema retorna al equilibrio en espiral.

En el modelo estudiado anteriormente, que representa la coordinación de las políticas monetaria y fiscal cuando hay una regla de superávit primario, el equilibrio será un foco estable y, por lo tanto, la convergencia al equilibrio se dará de forma oscilatoria, en caso de que la derivada $\frac{\partial b}{\partial R} > 0$ presente un valor muy bajo y, por lo tanto, el superávit primario sea pequeño. Si el superávit es elevado, generando un valor también elevado para la misma derivada, el equilibrio podrá ser un nodo estable y la convergencia será monótona.

En el diagrama 5 se muestra la situación en que el equilibrio del sistema presenta un nodo estable.

Diagrama 5
Diagrama de fases: nodo estable

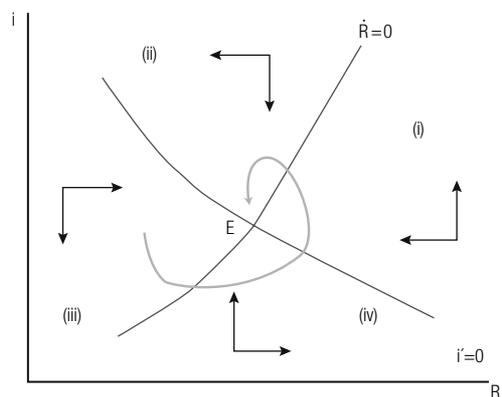


Fuente: Elaboración propia.

El hecho de que el modelo converja a su trayectoria como foco o nodo puede desencadenar algunas importantes consecuencias en términos de implementación de la política económica. Esto deriva de que la combinación de políticas económicas que lleven a una convergencia al equilibrio en una trayectoria de espiral —foco— podría debilitar la credibilidad de la política monetaria, pues, durante la trayectoria de convergencia, las variables afectadas por las decisiones de políticas económicas deberán, en algunos períodos, presentar valores por encima o por debajo del valor de equilibrio.

A continuación, se presenta el diagrama de fases correspondiente al equilibrio de tipo foco estable (véase el diagrama 6).

Diagrama 6
Diagrama de fases: foco estable



Fuente: Elaboración propia.

V. Extensión del modelo: el tipo de cambio nominal bajo los efectos del riesgo de impago

Hasta ahora, el cambio se presentó como una función del diferencial de interés. Sin embargo, en una economía emergente, el riesgo de impago es una importante variable para la determinación del cambio y existe, por lo tanto, un efecto indirecto del riesgo sobre la inflación. Así, una forma de que el

banco central pierda el control de la política monetaria¹⁰ está dada por el canal del cambio, que, a su vez, puede resultar afectado por el riesgo.

En virtud de las consideraciones realizadas, se estudia a continuación la estática comparativa del modelo económico presentado, en una situación en que el cambio está influenciado por el riesgo de impago. Para ello, la ecuación (9), que denota el tipo de cambio (estrictamente, la devaluación del tipo de cambio), pasa a representarse de la siguiente manera:

$$E = \rho(i^* - \bar{i}) + \gamma R, \quad \rho < 0; \gamma > 0 \quad (9.1)$$

Donde ρ mide la sensibilidad del tipo de cambio con respecto a la diferencia entre la tasa de interés interna y externa y γ mide la sensibilidad al riesgo del tipo de cambio. Este parámetro, a su vez, también puede considerarse una medida del grado de aversión al riesgo por parte de los inversionistas internacionales, así como σ , ya que para un determinado riesgo, cuanto mayor sea γ , menos dispuestos estarán dichos inversionistas a incorporar bonos nacionales a sus carteras. Esto deriva en una menor oferta de divisas y una mayor depreciación cambiaria. Se espera también, sobre la base de Blanchard (2004), que γ responda positivamente a incrementos en la relación entre la deuda y el PIB.

Blanchard (2004) estimó empíricamente una función similar a la expuesta y obtuvo un efecto esperado y de magnitud elevada del componente riesgo sobre el tipo de cambio. Favero y Giavazzi (2003) alcanzaron resultados similares.

A continuación, considérese la curva de Phillips presentada anteriormente en la ecuación (7.1):

$$\pi = \tau(y - \bar{y}) + \theta(E) \quad (7.1)$$

Al sustituir la curva IS, presentada en (10.1), en la curva de Phillips (7.1) y reemplazar (1) y (4) en (3) —obteniendo así el resultado $i^* = (r^e + R) + \pi$ — e insertar también posteriormente el resultado en la curva de Phillips (7.1), junto con la función del tipo de cambio (9.1), se obtiene el siguiente comportamiento para la inflación después de reorganizar la función:

$$\pi = \left[\frac{\left(\frac{\tau I_i}{1 - c_y} \right)}{v} + \frac{\left(\theta + \frac{\tau X_e}{1 - c_y} \right)}{v} (\rho + \gamma) \right] R + \left[\frac{\left(\frac{\tau I_i}{1 - c_y} \right)}{v} + \frac{\left(\theta + \frac{\tau X_e}{1 - c_y} \right)}{v} \rho \right] r^e \quad (7.4)$$

$$- \frac{\left(\theta + \frac{\tau X_e}{1 - c_y} \right)}{v} \bar{i} \rho + \frac{\left(\frac{\tau}{1 - c_y} \right)}{v} g - \frac{\tau}{v} \bar{Y}$$

donde $v = \left[1 - \left(\frac{\tau I_i}{1 - c_y} \right) + \left(\theta + \frac{\tau X_e}{1 - c_y} \right) \rho \right] > 1$

¹⁰ Por pérdida del control de la política monetaria se entiende la situación en que la autoridad monetaria no logra alcanzar la meta de inflación estipulada.

De donde se puede extraer la siguiente derivada parcial:

$$\frac{\partial \pi}{\partial R} = \frac{\left(\frac{\tau I_i}{1 - c_y} \right)}{v} + \frac{\left(\theta + \frac{\tau X_e}{1 - c_y} \right)}{v} (\rho + \gamma) \quad (7.3.2)$$

Hay una ambigüedad en el signo de esa derivada parcial, pues esta debe ser negativa en condiciones normales —como se demostró en (7.3.1)— o positiva en casos extremos, donde γ —el parámetro que representa la elasticidad del riesgo sobre el comportamiento del tipo de cambio— presenta valores demasiado elevados. En otras palabras, la derivada tendrá el signo opuesto al expresado anteriormente, en (7.3.1), en el caso en que $\gamma > \rho$. Esto ocurre porque para una alta aversión al riesgo, un aumento de la tasa de interés puede no ser suficiente para contener la inflación, pues una fuga de capital puede presionar el nivel de precios a través del canal de transmisión del cambio.

En forma análoga, se insertará el efecto del cambio, dado en la función (9.1), sobre la restricción intertemporal del gobierno, representada por la función (6.3). Así, considerando que la restricción presupuestaria del gobierno está dada por:

$$g - t = (r^e + R + \pi) b \quad (6.3)$$

Se puede insertar (7.4) en (6.3) y resolver para el nivel de la deuda pública. De tal forma que:

$$b = \frac{g - t}{\left\{ \left[1 + \frac{\left(\frac{\tau I_i}{1 - c_y} \right)}{v} + \frac{\left(\theta + \frac{\tau X_e}{1 - c_y} \right)}{v} (\rho + \gamma) \right] R + \left[1 + \frac{\left(\frac{\tau I_i}{1 - c_y} \right)}{v} + \frac{\left(\theta + \frac{\tau X_e}{1 - c_y} \right)}{v} \rho \right] r^e + \frac{\left(\frac{\tau}{1 - c_y} \right)}{v} g - \frac{\left(\theta + \frac{\tau X_e}{1 - c_y} \right)}{v} i \rho - \frac{\tau}{v} \bar{Y} \right\}} \quad (6.4)$$

Para analizar el efecto de un aumento marginal del riesgo sobre el comportamiento de la deuda pública se extrae la siguiente derivada parcial:

$$\frac{\partial b}{\partial R} = \frac{(t - g) \left[1 + \frac{\left(\frac{\tau I_i}{1 - c_y} \right)}{v} + \frac{\left(\theta + \frac{\tau X_e}{1 - c_y} \right)}{v} (\rho + \gamma) \right]}{i^2} > 0 \quad (6.3.2)$$

> 0 para $t > g$ o, < 0 para $t < g$.

La derivada anterior, que indica la elasticidad riesgo de la deuda pública, será positiva en caso de que haya un superávit primario y negativa en el caso de un déficit, como ocurre en la sección III.2.

No obstante, se puede apreciar que al incluir el riesgo como variable que explica el tipo de cambio, es admisible esperar efectos imprevistos bajo la configuración anterior del modelo. O sea, una vez más, si $\gamma > \rho$, la derivada puede tener un signo distinto del esperado.

Siguiendo el ejemplo planteado en la sección IV.1, se pueden hacer deducciones sobre posibles cambios en la estabilidad del equilibrio a largo plazo para el modelo con regla fiscal de superávit primario, considerando, sin embargo, la hipótesis del tipo de cambio explicada por el componente de riesgo.

Si bien la forma matricial del modelo continúa siendo idéntica a la presentada por la ecuación (14) de la sección IV.1, ahora —con un tipo de cambio nominal influenciado por el riesgo γ , por lo tanto, con posibles cambios en las direcciones de las derivadas parciales— pueden presentarse resultados diferentes de los esperados.

La estabilidad del modelo dependerá, como ya se mencionó, de los signos de la traza y el determinante de la matriz. Estos también continúan siendo iguales a los presentados anteriormente, con excepción de posibles cambios en los signos, que podrían ser generados por el impacto del riesgo sobre el cambio. Así:

$$Traza = \sigma \left(-\frac{\partial \pi}{\partial R} \right) + \mu = ?$$

$$Det = -\sigma \left[\frac{\partial \pi}{\partial R} (\mu + \beta) + \alpha \frac{\partial b}{\partial R} \right]$$

La diferencia entre esta configuración del modelo y la situación observada anteriormente es que ahora la estabilidad sufrirá la influencia del efecto del riesgo sobre el tipo de cambio. Incluso aunque haya un superávit primario, que permitiría el equilibrio asintóticamente estable del modelo anterior, una aversión al riesgo muy elevada, medida por el parámetro γ , puede llevar a la inestabilidad ante un choque exógeno generado por el propio aumento del riesgo. En otras palabras, aunque se asuman todas las condiciones necesarias para la estabilidad —como en la sección IV.1—, el determinante de la matriz jacobiana puede ser negativo en caso de que $\gamma > \rho$, pues en esa situación, las derivadas parciales que miden el impacto del riesgo sobre la inflación y sobre la deuda pública pueden presentar signos diferentes a los esperados. Como ya se mencionó, para un nivel muy alto de aversión al riesgo, un choque en el componente de riesgo puede llevar a una devaluación cambiaria que presionaría la tasa de inflación y llevaría a la inestabilidad del modelo.

VI. Análisis de los resultados y conclusiones

El objetivo de este artículo era analizar la coordinación entre las políticas monetaria y fiscal en una economía emergente con un régimen monetario de metas de inflación, en un contexto en el que los choques en el riesgo de impago pueden dar lugar a desequilibrios macroeconómicos. Se buscó comprender la manera en que la economía se adapta a los choques exógenos para mantenerse en un equilibrio asintóticamente estable.

A partir de un modelo con la propuesta de una regla de política monetaria que no solo tiene en cuenta la desviación de la inflación con respecto a su meta ($\pi - \pi^*$), sino también la desviación de la deuda pública con respecto a una meta deseada ($b - b^*$) y el diferencial entre las tasas de interés en el mercado interno y externo ($i^* - \bar{i}$), se identificaron las relaciones de estabilidad del equilibrio del modelo, que se resumen a continuación. La forma utilizada fue la de un modelo de ecuaciones diferenciales de primer orden simultáneas, donde se analizaron el equilibrio intertemporal y su estabilidad. Se concluye que:

- a) Para un modelo con el tipo de cambio definido por la paridad de las tasas de interés y un régimen de superávit primario, la estabilidad requiere que: i) la importancia asignada a la desviación de la inflación con respecto a la meta en la implementación de la política monetaria sea mayor que el peso dado al diferencial de interés; ii) el efecto de los cambios en el diferencial de interés sobre la política monetaria sea mayor que la necesidad de que la tasa de interés a corto plazo se adapte a los choques en el componente de riesgo. Esas condiciones permiten

deducir que el control del nivel de precios debe ser la preocupación primordial de la política monetaria en el régimen de metas de inflación y, por ende, más importante que la necesidad de adaptarse a los choques derivados de cambios en la tasa de interés externa. Asimismo, es deseable el control fiscal para que la economía sea menos vulnerable a los choques de riesgo de impago.

- b) En una coordinación de políticas en la que el cambio nominal está definido por el diferencial de interés y por el factor de riesgo, el impacto sobre el tipo de cambio nominal de una aversión al riesgo muy elevada, medida por γ , podría llevar a la inestabilidad del modelo. Esto obedece a que un aumento de los intereses podría interpretarse como una mayor probabilidad de impago y, en consecuencia, se produciría una devaluación cambiaria y una posible pérdida del control de la inflación por parte de la política monetaria. Por ese motivo, en términos de política económica, se recomienda, una vez más, una política de austeridad fiscal. Las demás conclusiones anteriores permanecen válidas bajo esa configuración. Estos resultados son similares a los obtenidos por Blanchard (2004) y Favero y Giavazzi (2003).

En general, los resultados sugieren que el control de la inflación debe ser el objetivo principal de la autoridad monetaria en un régimen de metas de inflación. Concomitantemente, se desea que la autoridad fiscal trabaje de manera pasiva, generando superávits que establezcan la deuda pública y garanticen su solvencia intertemporal, que, a su vez, estabilizaría el riesgo de impago y evitaría el riesgo de una dominancia fiscal.

Bibliografía

- Ball, L. (1999), "Policy rules for open economies", *Monetary Policy Rules*, J. Taylor (ed), Chicago, The University of Chicago Press.
- Basseto, M. (2008), "Fiscal theory of the price level", *The New Palgrave: a Dictionary of Economics*, L. Blume y S. Durlauf (eds.), Londres, MacMillan [en línea] <http://users.nber.org/~basseto/research/palgrave/ftheorypost.pdf>.
- Blanchard, O. (2004), "Fiscal dominance and inflation targeting: lessons from Brazil", *NBER Working Paper*, N° 10389, Cambridge, Massachusetts, National Bureau of Economic Research.
- Blanchard, O., G. Dell'Ariccia y P. Mauro (2010), "Rethinking macroeconomic policy", *IMF Staff Position Note*, N° SPN/10/03 [en línea] <http://www.imf.org/external/pubs/ft/spn/2010/spn1003.pdf>.
- Carlin, W. y D. Soskice (2006), *Macroeconomics: Imperfections, Institutions and Policies*, Oxford University Press.
- Cochrane, J. (2001), "Long-term debt and optimal policy in the fiscal theory of the price level", *Econometrica*, vol. 69, N° 1, Nueva York, The Econometric Society.
- _____(1998), "A frictionless view of U.S. inflation", *NBER Working Paper*, N° 6646, Cambridge, Massachusetts, The MIT Press.
- Correa, A.S. y A. Minella (2010), "Nonlinear mechanisms of the exchange rate pass-through: a Phillips curve model with threshold for Brazil", *Revista Brasileira de Economia*, vol. 64, N° 3, Escuela Brasileña de Economía y Finanzas/Fundación Getulio Vargas.
- Favero, C. y F. Giavazzi (2003), "Targeting inflation when debt and risk premia are high: lessons from Brazil", Milán, Universidad de Bocconi, inédito.
- Gandolfo, G. (1997), *Economic Dynamics*, Nueva York, Springer.
- Goldfajn, I. y W. Werlang (2000), "The pass-through from depreciation to inflation: a panel study", *Working Paper Series*, N° 5, Brasilia, Banco Central del Brasil.
- Kocherlakota, N. y C. Phelan (1999), "Explaining the fiscal theory of the price level", *Quarterly Review*, Minneapolis, Banco de la Reserva Federal de Minneapolis.
- Kydland, F. y E. Prescott (1977), "Rules rather than discretion: the inconsistency of optimal plans", *Journal of Political Economy*, vol. 85, N° 3, Chicago, The University of Chicago Press.
- Leeper, E.M. (2009), "Anchors away: how fiscal policy can undermine the Taylor principle", *NBER Working Paper*, N° 15514, Cambridge, Massachusetts, National Bureau of Economic Research.

- (1991), "Equilibria under active and passive monetary and fiscal policies", *Journal of Monetary Economics*, vol. 27, N° 1, Amsterdam, Elsevier.
- Sargent, T. y N. Wallace (1981), "Some unpleasant monetarist arithmetic", *Quarterly Review*, vol. 5, N° 3, Minneapolis, Banco de la Reserva Federal de Minneapolis [en línea] <http://www.minneapolisfed.org/research/qr/qr531.pdf>.
- Svensson, L. (2000), "Open-economy inflation targeting", *Journal of International Economics*, vol. 50, N° 1, Amsterdam, Elsevier.
- Taylor, J.B. (1993), "Discretion versus policy rules in practice", *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, N° 39 [en línea] <http://web.stanford.edu/~johntayl/Papers/Discretion.PDF>.
- Woodford, M. (2001), "Fiscal requirements for price stability", *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 33, N° 3, Blackwell Publishing.
- (1996), "Control of public debt: a requirement for price stability", *NBER Working Paper*, N° 5684, Cambridge, Massachusetts, National Bureau of Economic Research.
- (1995), "Price-level determinacy without control of a monetary aggregate", *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, vol. 43, N° 1, Elsevier.
- (1994), "Monetary policy and price level determinacy in a cash-in-advance economy", *Economic Theory*, vol. 4, N° 3, Springer.

Las fusiones y adquisiciones realizadas por empresas españolas en América Latina: un estudio desde la perspectiva del análisis de redes¹

Ángeles Sánchez Díez, Pablo Galaso Reca
y José Manuel García de la Cruz

Resumen

En este artículo se analizan los cambios que experimentaron las empresas españolas dentro del conjunto de inversiones extranjeras mediante fusiones y adquisiciones en América Latina en el período 1999-2012. Las empresas españolas que adquirieron activos locales en América Latina, convirtiéndose en actores líderes a finales de los años noventa, han visto cómo la situación ha cambiado drásticamente con la aparición de nuevos competidores, que ha afectado la importancia de España como inversor en la región. Se emplea la metodología de redes sociales, que permite un análisis más complejo que las aproximaciones más tradicionales, al estudiar la posición de los agentes en función de su pertenencia a una red objeto de análisis. El uso de indicadores de centralidad, densidad y centralización permite observar la estructura de la red y su transformación a través del tiempo y, así, conocer la posición relativa de cada país inversor y, particularmente, de las inversiones españolas.

Palabras clave

América Latina, inversiones extranjeras, España, empresas transnacionales, fusiones y adquisiciones de la empresa, competitividad, telecomunicaciones, industria energética, finanzas, análisis de redes

Clasificación JEL

F21, F23

Autores

Ángeles Sánchez Díez es Profesora del Departamento de Estructura Económica y Economía del Desarrollo de la Universidad Autónoma de Madrid, España. angeles.sanchez@uam.es

Pablo Galaso Reca es Investigador del Instituto de Economía de la Universidad de la República, Uruguay. pgalaso@iecon.ccee.edu.uy

José Manuel García de la Cruz es Profesor del Departamento de Estructura Económica y Economía del Desarrollo de la Universidad Autónoma de Madrid, España. manuel.garcruz@uam.es

¹ Este artículo se ha realizado en el marco del proyecto de investigación "La inversión española en América Latina: retos y oportunidades en el contexto de auge latinoamericano y crisis europea", dirigido por Ángeles Sánchez Díez y financiado por el Centro de Estudios de América Latina (CEAL) de la Universidad Autónoma de Madrid. Los autores agradecen la colaboración de Álex Rodríguez Toscano en el tratamiento de los datos. Todos los autores son miembros del Grupo de Estudio de las Transformaciones de la Economía Mundial (GETEM).

I. Introducción

La inversión extranjera directa (IED) se ha convertido en uno de los elementos centrales del proceso de globalización y de las transformaciones estructurales de la economía mundial. Ello ha repercutido en distintos ámbitos, tales como la redefinición de las nuevas dimensiones geográficas de la economía política, la configuración de nuevas relaciones de poder entre los agentes económicos en los ámbitos nacional e internacional, la revaluación de la importancia de las transferencias de capital financiero y humano entre países o la transferencia de tecnología. Frente a la relevancia de los países desarrollados como origen y destino de las inversiones, en los últimos años se observa la creciente importancia de las economías en desarrollo. En 1990, el 95,3% de las salidas de inversión extranjera directa y el 83,1% de las entradas correspondieron a las economías desarrolladas. Sin embargo, en el último decenio los países en desarrollo se han convertido en los principales receptores de inversión extranjera (un 60,8% del total en 2013), a la vez que sus empresas se están convirtiendo en importantes inversionistas a nivel internacional, con el 39% de la IED (UNCTAD, s/f). Esto se explica en gran parte por el éxito de las economías emergentes y el declive de la tríada conformada por los Estados Unidos, la Unión Europea y el Japón. Las transformaciones a nivel mundial no se están produciendo solo en el terreno estrictamente económico, sino también en otros espacios de poder como el tecnológico, el político-diplomático y el militar, entre otros, lo que tiene repercusiones en el ámbito público (Estados) y en el privado (transnacionales), planteando nuevas dificultades en la gobernanza de las economías nacionales, como lo ha sintetizado Rodrik (2011) en lo que denomina el trilema político de la economía internacional.

Este es el marco internacional en que se desenvuelven la economía española y sus empresas, que iniciaron su internacionalización a mediados de la década de 1990, concentrándose geográficamente en América Latina y sectorialmente en las telecomunicaciones, la energía y las finanzas. Este hecho se explica por la coincidencia temporal de dos factores: i) la necesidad de internacionalización de las empresas españolas como consecuencia del incremento de competencia impulsado por la profundización del mercado interior europeo (1992) y la creación de la Unión Económica y Monetaria (1999), y ii) las necesidades de financiamiento de las economías latinoamericanas para acometer las reformas estructurales impuestas tras la crisis de la deuda externa de los años ochenta y noventa (Sánchez Díez, 2002). Los cambios acontecidos en la economía española, en particular la privatización de empresas públicas y la apertura al exterior, fortalecieron las ventajas de propiedad de algunas grandes empresas nacionales, mientras que la apertura de las cuentas de capital, la liberalización de los sectores regulados y los procesos de privatizaciones en gran parte de las economías latinoamericanas mejoraron las ventajas de localización de dicha región, en el sentido señalado por Dunning (1988 y 1994).

En la actualidad, el contexto en que las empresas españolas invierten en América Latina es muy diferente al que encontraron hace dos décadas, debido a los cambios ocurridos tanto en España como en esa región. España atraviesa una profunda crisis que tiene indudables repercusiones sobre el comportamiento de las empresas nacionales, las cuales, si bien no han decidido desinvertir masivamente en el exterior, sí se han visto impulsadas a reordenar sus activos internacionales. Por otro lado, América Latina ha registrado elevadas tasas de crecimiento económico, sostenidas por el dinamismo de la demanda interna y de los países emergentes, en un marco de estabilidad macroeconómica y saneamiento de las cuentas del sector público. Así, muchos países han ido articulando políticas más sofisticadas de atracción de inversión extranjera, priorizando la “calidad” frente a la “cantidad”, a la vez que algunas empresas latinoamericanas han comenzado a internacionalizarse.

Ante este nuevo escenario, en este artículo se aborda el análisis de la posición inversora de las empresas españolas en América Latina y su alteración como consecuencia de los cambios antes señalados. Los países cuyas inversiones se analizan son la Argentina, Bolivia (Estado Plurinacional de), el Brasil, Chile, Colombia, Costa Rica, Cuba, el Ecuador, El Salvador, Guatemala, Honduras, México,

Nicaragua, Panamá, el Paraguay, el Perú, el Uruguay y Venezuela (República Bolivariana de), dentro de la región, y Alemania, China, España, los Estados Unidos, Francia, el Japón, Italia, Portugal, el Reino Unido y la Unión Económica Bélgica-Países Bajos-Luxemburgo (BENELUX), de fuera de la región.

Los objetivos de este artículo son:

- Objetivo 1: estudiar la dinámica de fusiones y adquisiciones de empresas en América Latina durante el período comprendido entre 1999 y 2012, particularmente en relación con el grado de interacción entre países y la concentración geográfica.
- Objetivo 2: evaluar el rol desempeñado por empresas españolas en las fusiones y adquisiciones en América Latina frente a sus potenciales competidores, observando su evolución a lo largo del período estudiado. De esta forma, se podrá analizar si España está perdiendo o no la posición de liderazgo que alcanzó en la segunda mitad de la década de 1990. En términos de análisis de redes, se analizará si se está produciendo un desplazamiento desde posiciones centrales a otras más periféricas.
- Objetivo 3: analizar la dinámica de fusiones y adquisiciones en los sectores de las telecomunicaciones, la energía y las finanzas. Se busca contrastar si existen diferencias significativas derivadas de las actividades económicas y observar la posición que ocupan las empresas españolas en cada sector.

Para abordar estos objetivos, se ha empleado la metodología del análisis de redes sociales. La elección de esta herramienta se justifica por su gran capacidad explicativa, contrastada en diversas investigaciones anteriores, para estudiar realidades basadas en interdependencias económicas. En este trabajo, el análisis de redes permite estudiar, desde una perspectiva sistémica, las complejas dinámicas de interacción, influencias e interdependencias entre países, que van más allá de los datos financieros sobre fusiones y adquisiciones de empresas en América Latina.

Luego de esta Introducción, en la segunda sección se revisan los referentes teóricos de la inversión extranjera directa y la aplicación del análisis de redes sociales al estudio de las relaciones económicas internacionales. En la tercera sección, se describen los principales aspectos metodológicos de la construcción, la interpretación y el análisis de las redes de fusiones y adquisiciones. En la cuarta sección, se realiza el análisis de red de las fusiones y adquisiciones de empresas en América Latina y la posición que ocupa España frente a sus competidores, presentando el estudio dinámico del período 1999-2012 y el estudio estático de los sectores de telecomunicaciones, energía y finanzas. Finalmente, en la quinta sección, se presentan las conclusiones de este artículo.

II. Referentes teóricos de las fusiones y adquisiciones y del análisis de redes sociales

Dunning (1977, 1979, 1980 y 1988) sintetizó las aportaciones de diferentes autores al estudio de la IED en el denominado paradigma ecléctico, señalando que la inversión extranjera directa tendría lugar ante la presencia de ventajas de propiedad, de localización del país de destino² y de internalización (lo que se conoce como modelo o paradigma OLI). De la escuela de la organización industrial, recogió las contribuciones de Hymer (1976 y 1979), Kindleberger (1969), Caves (1971, 1980 y 1982) y Caves y Hirschey (1981), que dieron lugar a las denominadas ventajas de propiedad, es decir, las capacidades específicas que las empresas multinacionales tienen en propiedad exclusiva frente a las empresas locales. No obstante, las ventajas de propiedad, aunque necesarias, no son suficientes para que una

² Con posterioridad se ha comenzado a analizar la importancia de los factores de localización en los países de origen de las empresas transnacionales. Véase Dunning (2009), entre otros, en relación con aportaciones teóricas, así como Álvarez y Torrecillas (2013), en relación con evidencia empírica.

compañía invierta en el exterior. Se requiere la presencia de alguna ventaja de localización en el país de destino, elemento analizado por las teorías de localización. Asimismo, incluyó los aportes de la teoría de internalización, concretamente de Williamson (1975), Casson (1979 y 1985), Rugman (1976, 1980 y 1981) y Tecee (1986), quienes partían de la hipótesis de que la internacionalización de las empresas es un mecanismo para disminuir los costos de transacción resultantes de la imperfección del funcionamiento de los mercados.

Entre las críticas de las que ha sido objeto el paradigma OLI destaca el hecho de que no permite explicar con claridad la inversión originada en los países en desarrollo, dado que en su mayoría las empresas de esos países no cuentan con ventajas exclusivas de propiedad. Según Moon y Roehl (2001), las empresas transnacionales de los países emergentes persiguen con su internacionalización su propio fortalecimiento, sobre la base de la acumulación de recursos y activos a los que previamente no tenían acceso. El propio Dunning (2009) ha introducido matices a sus reflexiones teóricas, afirmando que la búsqueda de conocimientos y experiencias de aprendizaje puede estar motivando la internacionalización de las empresas de dichos países en ausencia de las clásicas ventajas de propiedad, idea previamente planteada por Luo y Tung (2007). En resumen, la expansión internacional de las empresas de los países en desarrollo se puede interpretar a la luz del denominado marco analítico de vinculación, apalancamiento y aprendizaje (modelo LLL) (CEPAL, 2014; Mathews, 2006), según el cual las empresas a través de alianzas de distinta índole acceden a recursos a los que con anterioridad no tenían acceso. De esta forma, las empresas que se han iniciado más tarde en la internacionalización pueden aprovechar la experiencia y el conocimiento con que cuentan otras empresas.

Queda claro, en cualquier caso, que la recepción de empresas extranjeras representa una oportunidad para las empresas nacionales de apropiación de las externalidades que las inversiones extranjeras generan en las economías de destino, mejorando su atractivo de localización para inversiones futuras, como plantea el paradigma OLI, pero también que puede contribuir a que empresas nacionales, como sugiere el modelo LLL, se inicien en estrategias de internacionalización.

Por estos motivos, a pesar de tratarse de un tema controvertido³, se asumen dos supuestos:

- i) La presencia de empresas transnacionales en una determinada economía se puede traducir en transformaciones en el tejido productivo a través de los denominados efectos de transvase (Aitken y Harrison, 1999): una adquisición o fusión puede producir la transferencia de ciertas ventajas de propiedad al activo local comprado. Estas transferencias se entienden como flujos de información, conocimientos, aprendizaje en formas de organización, capital humano, financiamiento y tecnología. Además, la economía que adquiere activos en el exterior también puede recibir efectos de transvase en la forma de flujos de conocimiento, nuevas prácticas empresariales o recursos humanos.
- ii) Las empresas transnacionales pueden contribuir a que las firmas nacionales modernicen sus procesos de producción y de capacitación, y la calidad de su producción (Blomström y Kokko, 2003): debido a los efectos de transvase, los dos países participantes en una operación transfronteriza pueden obtener beneficios específicos de estas relaciones con impacto en sus estructuras económicas⁴.

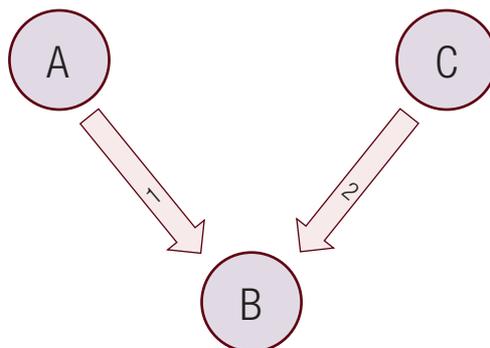
Dado que los países —a través de sus empresas— habitualmente llevan a cabo operaciones de fusiones y adquisiciones con varios países, los mencionados efectos de transvase terminan produciéndose de forma multilateral, como se muestra en el diagrama 1.

³ Véase un resumen de las posiciones sobre este tema en el recuadro I.1 de CEPAL (2011, pág. 29).

⁴ La difusión de los beneficios y su impacto estructural no serán ni automáticos, ni necesariamente directos y no se producirán, necesariamente, en todas las operaciones de fusión o adquisición. Las políticas públicas son determinantes en la definición de los resultados finales.

Diagrama 1

Ejemplo de transvases multilaterales en las operaciones de fusiones y adquisiciones transfronterizas de empresas



Fuente: Elaboración propia.

El vínculo 1 representa las adquisiciones que empresas del país A realizan de empresas del país B, lo que supone un flujo de inversión extranjera directa de A hacia B. Por su parte, el vínculo 2 refleja una realidad análoga con los países B y C como protagonistas. Las operaciones representadas en el vínculo 1 pueden generar transformaciones en los países A y B, y asimismo, de forma indirecta, también podrían producirlas en el país C, por medio del vínculo 2. En otras palabras, los transvases de información, conocimientos, aprendizaje en formas de organización, capital humano, financiamiento y tecnología no se limitan exclusivamente a vínculos directos entre dos países, sino que circulan de unos a otros a través de interacciones múltiples, en el marco de la lógica de la existencia de una red. Por ello, resulta indispensable considerar simultáneamente el conjunto de relaciones entre países para comprender de forma adecuada estos flujos.

Como ya se ha anticipado, el análisis de las fusiones y adquisiciones transfronterizas se realiza a través de la metodología de redes sociales, de forma que se van a observar las características de las unidades sociales individuales como resultado de procesos estructurales o relacionales (Wasserman y Faust, 1994, pág. 7). A grandes rasgos, entre los trabajos referentes a dicha metodología se incluyen estudios teóricos sobre la formación y evolución de redes (Watts y Strogatz, 1998; Jackson y Wolinsky, 1996), trabajos empíricos acerca de las estructuras y patrones de las redes en el mundo real (Bearman, Moody y Stovel, 2004; Fagiolo, Reyes y Schiavo, 2009) y análisis metodológicos que proporcionan nuevas herramientas de investigación (Wasserman y Faust, 1994; Jackson, 2008).

En el estudio de la economía, esta metodología se ha utilizado en el análisis de la estructura y funcionamiento de los mercados competitivos (Mitchell y Skrzypacz, 2006; Amir y Lazzati, 2011), el empleo y la desigualdad salarial (Calvó-Armengol y Jackson, 2004), la difusión de información e innovaciones (Schilling y Phelps, 2007; Fleming, King y Juda, 2007; Galaso, 2011) o los patrones que rigen el comercio internacional (Kali y Reyes, 2006; De Benedictis y otros, 2013).

Existe también una creciente literatura académica en que se emplea el análisis de redes para estudiar los flujos financieros internacionales en general, aunque su aplicación al análisis de la inversión extranjera todavía es relativamente escasa. Algunos trabajos se han centrado en analizar las crisis financieras internacionales (Chinazzi y otros, 2013; Elliott, Golub y Jackson, 2014), así como la estructura de participaciones accionarias entre empresas transnacionales (Vitali, Glattfelder y Battiston, 2011; Vitali y Battiston, 2013). Haberly y Wojcik (2013) se centran en la red de inversión extranjera directa originada en los paraísos fiscales y muestran una gran concentración de los flujos y una alta dependencia respecto de similitudes políticas y sociales entre países, en tanto que Visintin (2011) analiza las redes internacionales de comercio e IED, en las que se revela una estructura de centro y periferia.

III. Metodología: construcción y análisis de las redes de fusiones y adquisiciones

A continuación se detallan los aspectos metodológicos de la construcción de las redes aplicadas al caso de las fusiones y adquisiciones transfronterizas de empresas y el análisis de los resultados obtenidos.

1. Construcción de las redes

Para la aplicación de esta metodología se requiere, en este caso, disponer de una matriz de doble entrada de los flujos económicos que tuvieron lugar entre pares de países en el período comprendido entre 1999 y 2012. No existe información a nivel mundial sobre inversión extranjera directa desagregada según origen y destino ni por sector para todos los países, por lo que se ha optado por construir la matriz a partir de la base de datos sobre fusiones y adquisiciones transfronterizas elaborada por Thomson Reuters. Se han calculado: 1 matriz y 1 red para todo el período y todos los sectores, 7 matrices y 7 redes bienales (con la excepción de un caso en que son trienales y uno en que corresponden a solo un año, al final del período) y 3 matrices y 3 redes sectoriales. Es decir, se han calculado 11 matrices y 11 redes, así como sus indicadores asociados.

Toda red precisa de dos elementos básicos: los nodos y los vínculos. En el presente análisis, los nodos corresponden a las 28 economías nacionales incluidas en el estudio, mencionadas con anterioridad, y los vínculos representan el valor total (en millones de dólares) de las compras realizadas por empresas de un país a empresas de otro país. De la base de datos utilizada se seleccionaron todas las operaciones en las que al menos una de las dos empresas implicadas —ya sea la compradora o la vendedora— se sitúa en algún país de América Latina; dicho de otra manera, no se incluyeron las relaciones entre dos economías no latinoamericanas⁵.

A modo de ejemplo, en el cuadro 1 se presenta una simplificación de la base de datos, con tres operaciones entre empresas de dos países. Por medio de la agregación de estas operaciones, se calculan los dos vínculos que conectan a ambos países, como se ilustra en el diagrama 2.

Cuadro 1

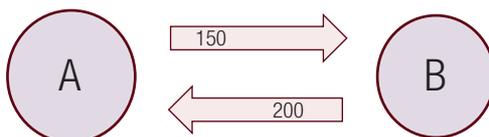
Muestra de la base de datos utilizada para la construcción de las redes de fusiones y adquisiciones transfronterizas de empresas

Comprador		Vendedor		Cuantía de la operación
Empresa	País	Empresa	País	
1	A	2	B	100
3	A	4	B	50
5	B	6	A	200

Fuente: Elaboración propia.

Diagrama 2

Ejemplo de dos vínculos entre países en operaciones de fusiones y adquisiciones de empresas



Fuente: Elaboración propia.

⁵ Por ejemplo, se incluye en este análisis una compra que una empresa francesa realiza de un activo colombiano y viceversa, así como la adquisición de una compañía chilena por parte de una brasileña, pero se excluyen las operaciones entre compañías francesas y españolas.

Una vez conocidos los vínculos, se analiza su dirección y su ponderación. La dirección depende de dónde se sitúen las empresas compradoras y dónde las vendedoras. En el diagrama 2 se muestra un vínculo que va desde A hacia B y otro que se dirige desde B hacia A. Disponer de vínculos con dirección permite diferenciar entre flujos de entrada y flujos de salida, lo que amplía las opciones de cálculo e interpretación de indicadores de red. Por lo tanto, se trata de una red o grafo dirigido, es decir, en que los vínculos se pueden analizar en ambos sentidos. La ponderación corresponde al valor total de las compras de empresas de un país en otro. Así, en el diagrama 2 la ponderación del vínculo que va desde A hacia B es de 150, resultado de la suma de las fusiones entre las empresas 1 y 2, por un lado, y 3 y 4, por otro; asimismo, el vínculo que se dirige desde B hacia A tiene un valor de 200, que equivale a la fusión entre las empresas 5 y 6. Esto permite tener en cuenta cuáles son las conexiones más importantes en la red y cuáles resultan menos relevantes. Trazando simultáneamente todos los vínculos entre los 28 países, se obtiene la red completa de fusiones y adquisiciones de empresas en América Latina.

2. Análisis de las redes

Para estudiar la dinámica de fusiones y adquisiciones de empresas en América Latina (objetivo 1) se analizan la red completa, que incluye los datos de todos los años, y las siete redes temporales. El estudio de estas redes se lleva a cabo desde una perspectiva global, es decir, empleando indicadores que describen la estructura de la red en su conjunto, sin distinguir la posición que ocupa cada país. Concretamente, se utilizan los indicadores de densidad y centralización de grado total, que miden las propiedades estructurales relativas a los patrones de interacción colectiva entre todos los países incluidos. La interpretación de estos indicadores es la siguiente:

- La densidad mide la proporción de vínculos existentes en una red respecto del máximo de vínculos posibles⁶. Sirve para cuantificar el grado de conexión entre actores. En el caso de este trabajo, se emplea para medir el nivel total de interacción entre países.
- El indicador de centralización de grado total mide la concentración en la distribución de vínculos entre los nodos de la red, es decir, la concentración de las operaciones de fusiones y adquisiciones por países. Por ello, permite cuantificar si estas operaciones se concentran en unos pocos países que canalizan recursos, aglutinan efectos de transvase y ejercen su influencia sobre el resto o, por el contrario, si los vínculos de fusiones y adquisiciones se establecen de forma relativamente distribuida, con la participación de múltiples centros de acción.

Posteriormente, se analiza el rol desempeñado por España y su evolución a lo largo del período estudiado, tanto en la red completa de datos de todos los años como en las siete redes temporales (objetivo 2). El estudio se realiza a través de indicadores que describen la posición relativa que ocupa cada país en las redes. En particular, se calculan cuatro medidas de centralidad: de grado de entrada, de grado de salida, de grado total y de vector propio. El cálculo se realiza de la siguiente forma:

- La centralidad de grado corresponde al número de vínculos que posee un nodo ponderado por el valor de cada vínculo. Es decir, es el número de conexiones que mantiene un país con el resto, ponderado por el valor, en millones de dólares, de las operaciones que dichas conexiones representan. En grafos dirigidos (como los utilizados en este análisis) se pueden definir tres medidas distintas de centralidad de grado: de entrada, de salida y total. Su cálculo es análogo, pero se realiza considerando, respectivamente, los vínculos que llegan al nodo, los que salen de él y la suma de ambos; esto es, el volumen de inversión recibida por el país debido a ventas de empresas a compañías extranjeras (centralidad de grado de entrada), los

⁶ Los vínculos adquieren su número máximo si al menos una empresa de cada uno de los 28 países considerados realiza una adquisición de una empresa en cada uno de los 27 países restantes.

flujos emitidos por empresas del país por concepto de pago por la adquisición de activos en el exterior (centralidad de grado de salida) y la combinación de ambos (centralidad de grado total).

- La centralidad de vector propio (Bonacich, 1972) mide la capacidad de influencia de un nodo, en este caso de un país. Aquellos nodos (países) que presentan elevados valores de este indicador están ligados a otros que, a su vez, están bien conectados. Por ello, son adecuados para ejercer influencia, difundir información o propagar los efectos de transvase.

Finalmente, con el fin de estudiar los sectores de telecomunicaciones, energía y finanzas (objetivo 3), se requiere el uso de las redes sectoriales. A partir de ellas se calculan todos los indicadores anteriores y, de esta forma, se pueden analizar tanto los patrones de interacción colectiva entre los países como la posición relativa de España en los tres sectores de actividad seleccionados.

En el cuadro 2 se describen con mayor detalle la relación entre los objetivos de este trabajo, los conceptos económicos asociados, los indicadores de red que se utilizarán para el análisis y su forma de cálculo.

Cuadro 2
Principales indicadores de red propuestos para el análisis

Objetivos del artículo	Concepto económico asociado	Indicador de red ^a	Cálculo ^b
1 y 3	Interacción entre los países en los procesos de fusiones y adquisiciones de empresas	Densidad	$D = \frac{V}{\max(V)}$ <p>donde V es el número de vínculos existentes en la red y $\max(V)$ es el número máximo de vínculos que podría registrar la red si todos los nodos estuvieran conectados con todos.</p>
	Concentración geográfica de las fusiones y adquisiciones de empresas	Centralización de grado total	$CGT = \frac{\sum_{u=1}^{ N } CG_{tot}(u^*) - CG_{tot}(u)}{\max(\sum_{u=1}^{ N } CG_{tot}(u^*) - CG_{tot}(u))}$ <p>donde N es el número de nodos de la red, u representa a un nodo cualquiera de la red, $CG_{tot}(u)$ es la centralidad de grado total del nodo u y $CG_{tot}(u^*)$ es la máxima centralidad de grado total registrada por un nodo de la red.</p>
2 y 3	Importancia relativa de un país en las fusiones y adquisiciones de empresas de la región	Centralidad de grado total	$CG_{tot}(u) = \sum_{v=1, v \neq u}^{ N } w_{v,u} + \sum_{v=1, v \neq u}^{ N } w_{u,v}$ <p>donde N es el número de nodos de la red, v representa a un nodo cualquiera de la red, $w_{v,u}$ es el valor del vínculo que se dirige desde el nodo v hacia el nodo u y $w_{u,v}$ es el valor del vínculo que se dirige desde el nodo u hacia el nodo v.</p>
	Importancia relativa de un país en las fusiones y adquisiciones de empresas de la región (según las empresas compradoras)	Centralidad de grado de salida	$CG_{sal}(u) = \sum_{v=1, v \neq u}^{ N } w_{u,v}$ <p>donde N es el número de nodos de la red, v representa a un nodo cualquiera de la red y $w_{u,v}$ es el valor del vínculo que se dirige desde el nodo u hacia el nodo v.</p>
	Importancia relativa de un país en las fusiones y adquisiciones de la región (según las empresas adquiridas)	Centralidad de grado de entrada	$CG_{ent}(u) = \sum_{v=1, v \neq u}^{ N } w_{v,u}$ <p>donde N es el número de nodos de la red, v representa a un nodo cualquiera de la red y $w_{v,u}$ es el valor del vínculo que se dirige desde el nodo v hacia el nodo u.</p>

Fuente: Elaboración propia.

^a Los indicadores de densidad y de centralización expresan características generales de la red, mientras que los indicadores de centralidad de grado —total, de entrada y de salida— y la centralidad de vector propio permiten observar la posición de un nodo (país) en la red.

^b Los indicadores de centralidad se normalizan dividiéndolos por el máximo valor posible.

IV. Resultados del análisis de red de las fusiones y adquisiciones en América Latina

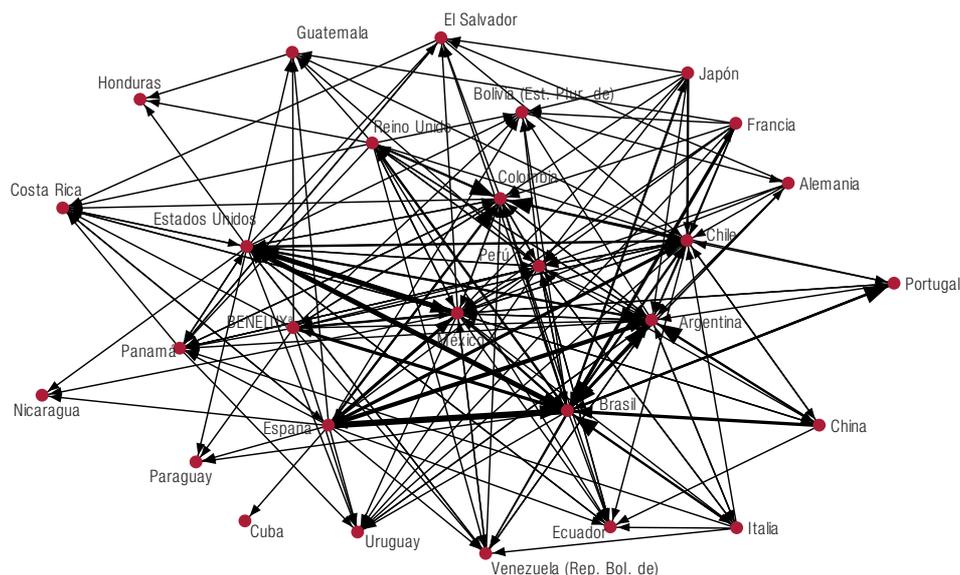
A continuación se presentan los resultados del análisis de red de las fusiones y adquisiciones de empresas en América Latina en el período comprendido entre 1999 y 2012. En primer lugar, se estudia la dinámica general de las fusiones y adquisiciones en la región; posteriormente, se procede a analizar el papel desempeñado por España y, por último, el análisis se centra en los sectores de las telecomunicaciones, la energía y las finanzas.

1. La dinámica de las fusiones y adquisiciones en América Latina

Se analizan, en primer término, las propiedades estructurales de la red global correspondiente a los años estudiados (véanse el gráfico 1 y el cuadro 3), centrándose en el grado de interacción entre países (densidad) y en la concentración geográfica de este tipo de operaciones en la región (centralización). Los resultados ponen de relieve dos aspectos destacables:

- El grado de interacción entre países, medido con el indicador de densidad de la red, es más elevado en los períodos 2007-2009 y 2010-2011. Esto es el reflejo de una transformación importante en la reordenación de activos productivos en América Latina. A finales de la década de 1990 e inicios de la década de 2000, las adquisiciones de empresas en la región eran realizadas por compañías de un número reducido de países. Destacaban las compañías españolas, que aprovecharon los procesos de privatización que se produjeron en la gran mayoría de las economías latinoamericanas. Sin embargo, la realidad de la región se transformó rápidamente. El fortalecimiento de las empresas latinoamericanas y el auge de sus operaciones en el exterior han incrementado el grado de interacción entre los países de la región, más aún teniendo en cuenta que la gran mayoría de las empresas translatinas tienen sus activos en el extranjero localizados en países de la propia América Latina. A ello hay que sumar el creciente interés mostrado por empresas chinas, que presentan una dinámica muy agresiva en la extracción de recursos naturales, y por las compañías estadounidenses que, aunque con ciclos, siempre han estado presentes en la región.
- En cuanto a la concentración geográfica de las fusiones y adquisiciones, se observa que el indicador de centralización de grado total alcanza los niveles máximos en el período 2007-2009, lo que pone de manifiesto que las cuantiosas operaciones de fusiones —observadas en el incremento de la densidad— tendieron progresivamente a concentrarse en un menor número de países. Además, a partir de 2010, los niveles del indicador se mantienen por encima de los registrados en la primera mitad de la década de 2000, lo que muestra que las oportunidades de fusiones y adquisiciones en el período posterior a la crisis financiera internacional están siendo aprovechadas por un menor número de países. Es decir, se refleja una tendencia hacia una estructura de red en que la mayoría de los países se encuentran relativamente al margen de las operaciones transfronterizas de fusiones y adquisiciones de empresas, mientras unos pocos aglutinan la mayoría de los vínculos de entrada y salida de inversiones.

Gráfico 1
Red de fusiones y adquisiciones transfronterizas de empresas en América Latina, 1999-2012



Fuente: Elaboración propia, sobre la base de datos de Thomson Reuters.

^a Unión Económica Bélgica-Países Bajos-Luxemburgo.

Cuadro 3
Características estructurales de la red de fusiones y adquisiciones transfronterizas de empresas en América Latina, 1999-2012

	1999-2000	2001-2002	2003-2004	2005-2006	2007-2009	2010-2011	2012
Densidad	0,118	0,101	0,091	0,106	0,159	0,143	0,081
Centralización de grado total	0,044	0,03	0,038	0,050	0,106	0,073	0,051

Fuente: Elaboración propia.

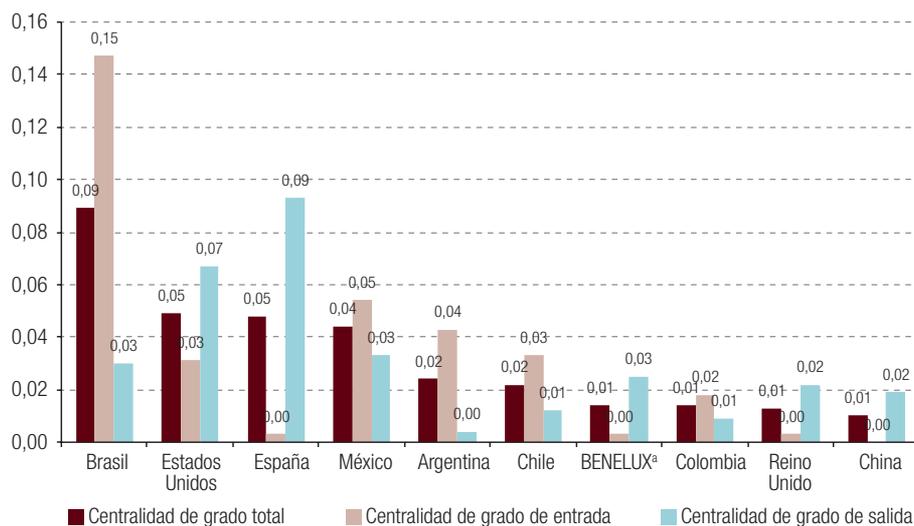
2. El rol de España en las fusiones y adquisiciones en América Latina

A continuación, el análisis está centrado en el papel desempeñado por España en la red de fusiones y adquisiciones de empresas en América Latina. Con este fin, se estudia la posición que ocupa en relación con el resto de los países (nodos) de la red. Se presta especial atención a la comparación con países que vienen mostrando un gran dinamismo en los últimos años, como el Brasil, los Estados Unidos y China.

Los indicadores de centralidad de grado total por países (véase el gráfico 2) muestran que existe un conjunto reducido de países con niveles superiores de centralidad, frente al elevado número de aquellos que ocupan posiciones más periféricas, es decir, de aquellos cuyos flujos de fusiones y adquisiciones (vínculos) con el resto son menores. La situación de los países más centrales refleja que sus empresas han establecido contactos, a través de las fusiones y adquisiciones, con empresas de un conjunto amplio de países, ya sea como compradoras (centralidad de salida) o adquiridas (centralidad de entrada).

Gráfico 2

Países seleccionados: indicadores de centralidad de grado en las fusiones y adquisiciones transfronterizas de empresas, 1999-2012



Fuente: Elaboración propia.

^a Unión Económica Bélgica-Países Bajos-Luxemburgo.

En el período total estudiado, destaca el protagonismo del Brasil, los Estados Unidos, España y, en menor medida, México, la Argentina y Chile. Estas son las economías que, desde una perspectiva global, se sitúan en el centro de la red —según el indicador de centralidad de grado total—, manteniendo más interacciones con la totalidad de los agentes que participan en la red. Existen notables diferencias entre ellas, sobre todo al considerar su posición diferenciada como países de origen de las empresas compradoras o vendedoras de activos. Atendiendo a los supuestos asumidos, estas economías son las más relevantes en relación con su potencialidad como canalizadoras de los efectos de transvases (Aitken y Harrison, 1999), es decir, su potencialidad para facilitar los flujos de información, conocimientos, aprendizaje en formas de organización, capital humano, financiamiento y tecnología, al mismo tiempo que presentan más posibilidades de modernizar sus procesos de producción, capacitación y localidad en la producción (Blomström y Kokko, 2003) y de que estos puedan generar transformaciones en sus estructuras económicas.

España y los Estados Unidos, seguidos por México, el Brasil y la Unión Económica Bélgica-Países Bajos-Luxemburgo (BENELUX), muestran un mayor dinamismo en cuanto a la internacionalización de sus empresas, expresado a través de una mayor centralidad de grado de salida. El protagonismo de España radica en el aprovechamiento que hizo durante la década de 1990 de las oportunidades de compra generadas por los procesos de privatizaciones y en la posterior reordenación de activos y ampliación de sus inversiones en la región para consolidar su posición de liderazgo y explotar un mercado que ya le resultaba conocido. Además, aunque los sectores pioneros fueron los de servicios de utilidad pública —telefonía, energía y banca—, muchas otras empresas los siguieron, ya fuera imitando las estrategias o bien operando como proveedores de las empresas españolas previamente instaladas en la región. Aunque la apuesta empresarial de las compañías españolas nunca ha decaído, su intensidad disminuyó en los períodos 2001-2002 y 2005-2006, en que dichas compañías reorientaron sus operaciones en el exterior hacia el mercado europeo, aprovechando la experiencia y el tamaño adquirido en América Latina. Las empresas españolas han reproducido, en cierta medida, las matrices en las filiales en América Latina, que se han creado a través de las adquisiciones de activos locales (CEPAL, 2003 y 2012).

Por su parte, los Estados Unidos, importante inversor durante todo el siglo XX, se ha mantenido como un gran adquirente de activos productivos en América Latina, lo que se observa en los niveles de centralidad de grado de salida, que se incrementaron en el bienio anterior a la crisis. Por su parte, se registra un notable aumento de dicho indicador en el caso del Brasil, que responde al auge de la expansión internacional de sus empresas desde mediados de la década de 2000 (CEPAL, 2005 y 2014). Las empresas translatinas brasileñas se ven favorecidas por la relevante política de apoyo que aplica el sector público, pudiéndose destacar en este aspecto la que lleva adelante el Banco de Desarrollo del Brasil (BNDES). Por su parte, México sobresale en posiciones de mayor centralidad de salida en la red en el período anterior a la recesión de 2009.

En referencia al atractivo de los países como destino de inversión, destacan el Brasil y México y, en menor medida, la Argentina y Chile. Estas economías han realizado profundas reformas estructurales que han facilitado el ingreso y la rentabilidad de las empresas extranjeras. Además, en el caso del Brasil y México habría que añadir el considerable tamaño del mercado interno, que aparece como una importante ventaja de localización para los inversionistas extranjeros. No obstante, las diferencias a lo largo del período son significativas. Destaca el deterioro sufrido por la posición de la Argentina, que pasó de tener una elevada centralidad de grado de entrada a finales de los años noventa a registrar niveles muy bajos en los últimos años del período analizado. La incertidumbre iniciada con la ruptura de la convertibilidad en 2001, que dio lugar a numerosos casos de denuncias ante el Centro Internacional de Arreglo de Diferencias Relativas a Inversiones (CIADI) (Stanley, 2004; Zabalo Arena, 2012), ha tenido su reflejo en una pérdida de los niveles de centralidad de la que el país no se ha recuperado durante el siglo XXI (véase el gráfico 2).

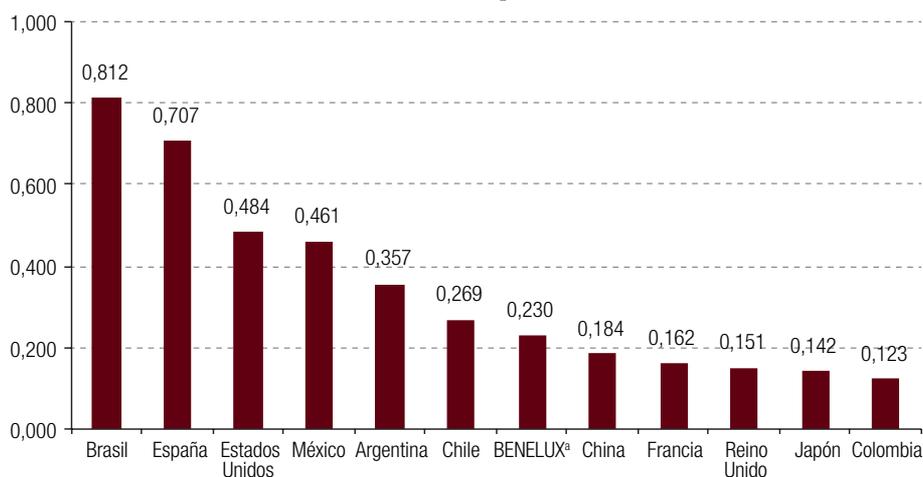
No han de extrañar los relativamente bajos niveles de centralidad de entrada que presentan los Estados Unidos y España, debido a que, en la forma como se ha construido la red, solo quedan recogidas las adquisiciones que empresas de América Latina hayan hecho de compañías españolas o estadounidenses. De este modo, se pone de manifiesto que las translatinas son aún relativamente poco activas en su expansión fuera de la región.

Desde otra perspectiva, es posible analizar el grado de vinculación de un país con los actores más influyentes de la red, a través de la centralidad de vector propio. El Brasil y España, seguidos por los Estados Unidos, México y la Argentina, son los países con mayor centralidad de vector propio, por lo que la transferencia de información y conocimiento, las transformaciones en las formas de organización empresarial, recursos humanos, disponibilidad de información y, en términos generales, la concentración de poder gira en torno a dichos países (véase el gráfico 3). Al realizar un análisis temporal, destaca la progresiva pérdida de influencia, medida por la centralidad de vector propio, de países como México o el Reino Unido. Asimismo, hay que destacar la irrupción de China, que, habiendo estado ausente durante todo el período, en el bienio 2010-2011 alcanza una centralidad superior a la de España, ocupando el segundo puesto, tras el Brasil.

Por lo tanto, pese al aumento de la centralización global de la red (debido principalmente al papel del Brasil), durante este período han surgido otros centros de intercambio de información y de dinamismo en la transferencia de experiencias, aprendizaje, tecnología y otros factores, diferentes a los tradicionales como España, los Estados Unidos o México. Economías tan diversas como Colombia, Chile o China han comenzado a cobrar importancia relativa en las interacciones estudiadas.

Gráfico 3

Países seleccionados: centralidad de vector propio en las fusiones y adquisiciones transfronterizas de empresas, 1999-2012



Fuente: Elaboración propia.

ª Unión Económica Bélgica-Países Bajos-Luxemburgo.

3. Las fusiones y adquisiciones en los sectores de telecomunicaciones, energía y finanzas: dinámica regional y papel de España

La segmentación de las fusiones y adquisiciones según los sectores productivos en que se insertan las empresas permite un análisis diferenciado para observar los comportamientos propios de cada sector. En este caso se seleccionaron los sectores de servicios en que las transnacionales españolas han sido más dinámicas en América Latina: las telecomunicaciones, la energía y las finanzas (véanse el cuadro 4 y el gráfico 4).

El análisis de las características estructurales de estas redes (véase el cuadro 4) permite llegar a las siguientes conclusiones:

- La interacción entre países, medida a través de la densidad, es superior en los sectores de la energía y las finanzas, y menor en el sector de las telecomunicaciones. Frente a las numerosas entidades de la banca y la energía instaladas en América Latina, el mercado de las telecomunicaciones está básicamente controlado por dos grandes operadores.
- Las redes sectoriales muestran niveles de concentración, medidos a través de la centralización, inferiores a los de la red total. Esto significa que las fusiones y adquisiciones en los sectores de la energía, las telecomunicaciones y las finanzas involucran a un mayor número de países de forma activa, como consecuencia de que la gran mayoría de los países han liberalizado dichos sectores de servicios de utilidad pública, permitiendo el ingreso de capital extranjero, que se ha instalado en dichas economías a partir de la adquisición de activos ya existentes.

En cada uno de los sectores se puede observar cuál es la posición de España respecto del total de los países, así como respecto de aquellos con los que se disputa las posiciones más influyentes, particularmente el Brasil y los Estados Unidos, aunque existen singularidades que se señalarán en el caso de cada sector.

Cuadro 4

Características estructurales de las redes de fusiones y adquisiciones transfronterizas de empresas en América Latina en sectores seleccionados

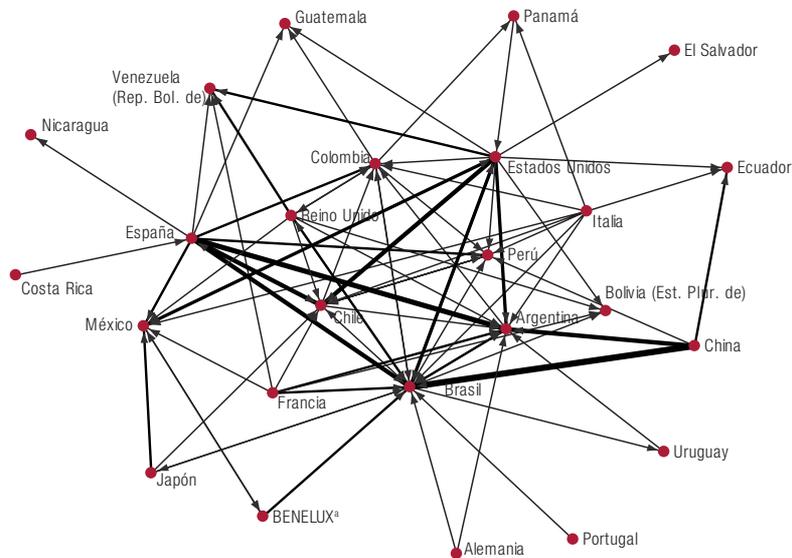
	Energía	Finanzas	Telecomunicaciones	Global
Densidad	0,104	0,108	0,066	0,279
Centralización de grado total	0,036	0,040	0,032	0,081

Fuente: Elaboración propia.

Gráfico 4

Redes de fusiones y adquisiciones transfronterizas de empresas en América Latina en sectores seleccionados, 1999-2012

A. Energía



B. Finanzas

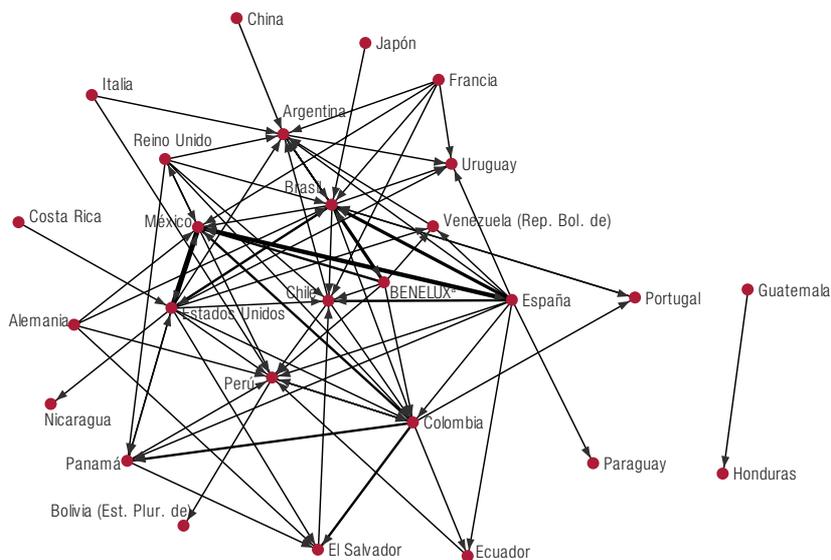
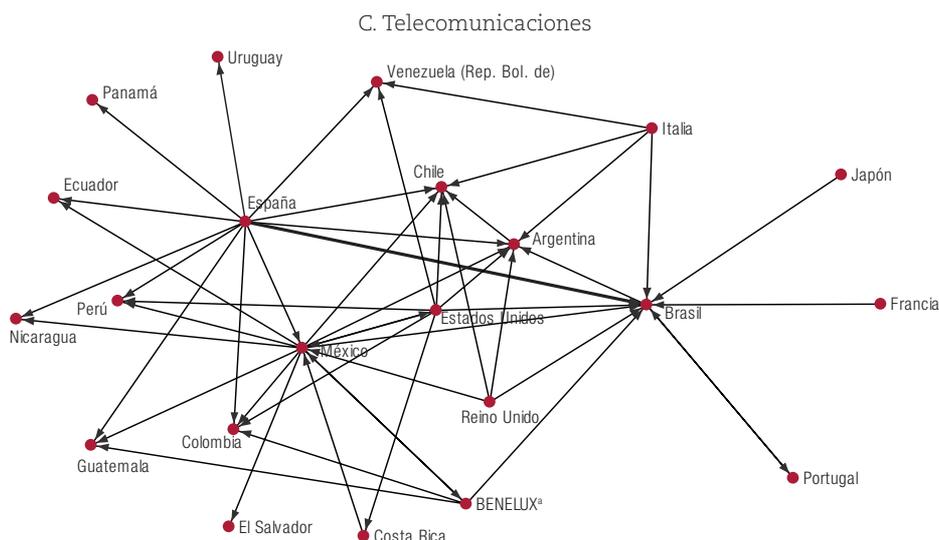


Gráfico 4 (conclusión)



Fuente: Elaboración propia.

^a Unión Económica Bélgica-Países Bajos-Luxemburgo.

En el caso del sector de la energía, España muestra un mayor protagonismo en las adquisiciones de empresas latinoamericanas, medido a través de la centralidad de grado de salida, que los Estados Unidos y el Brasil. Compañías como la Empresa Nacional de Electricidad, S.A. (ENDESA) —actualmente de propiedad de la italiana ENEL—, Iberdrola, Gas Natural o Unión Fenosa —las dos últimas hoy fusionadas en Gas Natural Fenosa— han sido muy activas en su expansión en la región. En la década de 1990, estas empresas comenzaron a modificar su estructura de negocio para poder ajustarse a los cambios legislativos derivados de la liberalización de los sectores de electricidad y gas impuestos por la Unión Europea. Ello obligó no solo a operar en régimen de competencia, sino también a separar verticalmente los mercados de generación, distribución y comercialización. Además, los nuevos desarrollos tecnológicos ligados a la generación de electricidad a través de turbinas de ciclo combinado vincularon los negocios de la electricidad y el gas. El resultado final fue un proceso de fusiones y adquisiciones en los mercados nacionales y, posteriormente, su expansión internacional. De forma paralela en América Latina, aunque con diferencias entre países, se modificaron los marcos regulatorios de la electricidad (Maldonado y Palma, 2004). En este contexto, las empresas españolas adquirieron activos relevantes en la región, compitiendo con algunas empresas estadounidenses como Enron y AES Corporation, que se habían instalado una década antes en la zona. No obstante, la crisis energética de California y la quiebra de Enron en 2001 dejaron un camino más despejado para las empresas españolas y otras empresas europeas, a la vez que se abrió un espacio para las propias empresas latinoamericanas. Sin embargo, los marcos regulatorios en América Latina han generado grandes incertidumbres y riesgos regulatorios (CEPAL, 2004), por lo que algunas de las economías de mayor tamaño o crecimiento plantean hoy grandes retos en materia de seguridad energética.

Respecto a la centralidad de vector propio en el sector de la energía, se observa que España queda ligeramente desplazada por el Brasil en la posición de país (nodo) central, aunque muy por encima de los Estados Unidos. Como se ha explicado con anterioridad, este indicador muestra la conexión con otros países (nodos) que resultan centrales en la red. Hay que recordar que el Brasil privatizó activos en los sectores de distribución y transmisión, pero que, por el contrario, la privatización de las empresas generadoras quedó interrumpida por la crisis energética del período 2001-2002 (CEPAL, 2012). Además, algunas empresas públicas brasileñas han traspasado las fronteras, como

Petróleo Brasileiro (Petrobras), que además es una de las pocas compañías en la región, junto con Gas Natural Fenosa, que muestra niveles de integración de las actividades de generación de electricidad y gas natural.

En la red del sector financiero, España destaca como país adquiriente de activos, según la medición de la centralidad de grado de salida, por delante de los Estados Unidos y el Brasil. Los bancos españoles han adquirido numerosos activos, encontrando en América Latina un mercado para la expansión de sus actividades⁷. Además, dichas inversiones les permitieron explotar sus recursos y capacidades organizativas y tecnológicas de una forma global, diversificando el riesgo (CEPAL, 2012). Entidades como el Banco Santander y el Banco Bilbao Vizcaya Argentaria (BBVA) están presentes en casi la totalidad de los países, a los que ingresaron a través de las adquisiciones de bancos nacionales, y aunque los modelos de penetración de ambas entidades no fueron iguales, se pueden señalar algunas pautas comunes, como la búsqueda de un mercado potencialmente muy amplio, por cuanto las tasas de bancarización de los países latinoamericanos eran, en comparación con las registradas en España y el resto de los países de la Unión Europea, muy inferiores (Sánchez Díez, 2002). Por su parte, la menor centralidad de grado de entrada del Brasil tiene una explicación en la importancia de la banca pública y los grupos locales, que ha dificultado el ingreso de bancos extranjeros. No obstante, también han aparecido competidores regionales —colombianos y brasileños— así como europeos —británicos y neerlandeses— que están teniendo una gran penetración en la región.

Al analizar la centralidad de vector propio en el sector financiero se observa que España cuenta con una posición más periférica que los Estados Unidos, reflejo de la presencia histórica de bancos estadounidenses en la región, que se han mantenido y reforzado a lo largo de los años. Aunque la presencia de la banca extranjera en América Latina es muy elevada, representando el 40% del total (BPI, 2010), la crisis financiera internacional no ha afectado de forma seria al sector bancario latinoamericano (CEPAL, 2012, pág. 144). Las innovaciones financieras y los propios procesos de desregulación se han realizado con cautela, para evitar las experiencias críticas de las debacles financieras y bancarias registradas en las últimas décadas. Este hecho es considerado como una fortaleza de los propios sistemas financieros de la región (Marshall, 2011).

En el sector de las telecomunicaciones, el Brasil y España son los países más centrales de la red, según su centralidad de grado total, seguidos por México, Portugal y la Argentina. El Brasil destaca en la centralidad de grado de entrada y España en la centralidad de grado de salida. En la década de 1990, las empresas de telecomunicaciones en América Latina eran esencialmente monopolios públicos, con grandes deficiencias de infraestructura y calidad en la prestación de servicios, originadas por la falta de financiamiento durante la denominada década perdida. La apertura de la cuenta de capitales y los cambios legislativos, unidos a los procesos de privatizaciones, dieron entrada a empresas extranjeras, tanto europeas como estadounidenses. Pero el cambio de siglo sorprendió al sector con una importante crisis de naturaleza tecnológica, que dio origen a una fuerte reestructuración del negocio, y la masificación del uso de Internet en la vida civil, que transformó la importancia de los servicios prestados, en el sentido de que la telefonía fija ha perdido relevancia en favor de la telefonía móvil y de transmisión de datos.

Algunas de las empresas estadounidenses vendieron sus activos, primando las inversiones en el mercado nacional, y las oportunidades que se abrieron fueron aprovechadas por la empresa española Telefónica, actualmente Movistar, y la mexicana América Móvil. A partir de ese momento, aunque existen otros operadores menores, estas dos grandes empresas se disputan el mercado de las telecomunicaciones de América Latina. Ambas son empresas de integración vertical, que han crecido con la idea de ser líderes nacionales y con una clara vocación de internacionalización. La española apostó, en sus inicios, por el Cono Sur y la telefonía fija, para después abordar el conjunto de

⁷ En CEPAL (2012, pág. 130) se puede consultar el detalle de las adquisiciones más importantes del período 1990-2011.

la región y de los mercados de telecomunicaciones, mientras que la mexicana comenzó su expansión por las economías mayores (Brasil) o más próximas (algunos países de Centroamérica), apostando por la telefonía móvil (CEPAL, 2008). El Brasil ha sido el “campo de batalla” de ambas empresas, donde Movistar contó con el apoyo de Portugal Telecom para crear Vivo, el gran operador de telefonía celular del país.

V. Conclusiones e ideas finales

El análisis de los indicadores de red permite obtener las siguientes conclusiones vinculadas a cada uno de los objetivos planteados en el estudio:

i) Respecto al objetivo 1, referido al análisis de la estructura de la red de fusiones y adquisiciones, se destacan los siguientes resultados en relación con las interacciones entre economías y la concentración de las operaciones en un conjunto de países:

- La estructura de la red global del período 1999-2012 presenta un reducido grupo de países centrales, frente a los demás, que se sitúan en la periferia; es decir, hay unos países altamente interconectados a través de flujos de fusiones y adquisiciones, frente a otro conjunto de países con menor interdependencia y que se sitúan, por lo tanto, al margen de los procesos de reordenación de la propiedad de los activos productivos. Al analizar la evolución a lo largo del período estudiado, se observa que los mayores niveles de interacción se han alcanzado durante los períodos 2007-2009 y 2010-2011. Ello es resultado de la coexistencia de las estrategias de adquisición de activos de las empresas que tradicionalmente han sido importantes inversionistas en la región, como las españolas y las estadounidenses, con el despegue de ciertas economías latinoamericanas como emisoras de inversión.
- Los niveles de concentración de la red, medidos a través de la centralización, alcanzan los niveles más elevados entre 2007 y 2011, lo que pone de manifiesto el incremento en esos años de la importancia de un menor número de países, frente a un reparto más equitativo en los años anteriores.

Por lo tanto, se está configurando un núcleo central de países que participan más activamente en la reordenación de activos latinoamericanos, de forma que la expansión del capital productivo está reforzando un núcleo duro de economías en las que se concentran los efectos de transvase y las potenciales transformaciones del tejido productivo.

ii) En cuanto al objetivo 2, relativo al estudio de la posición de España en la red de fusiones y adquisiciones respecto de los potenciales competidores, se han encontrado los siguientes hechos:

- Al analizar la posición que ocupa cada país en la red se observan cuatro tipos de países: i) aquellos que se destacan por su centralidad total, ya sea como países inversores o como países receptores, caso en que se encuentran claramente el Brasil, los Estados Unidos y México; ii) aquellos que ocupan una posición central en la red, como consecuencia de la relevante ubicación que adquieren en su condición de inversores, como España; iii) aquellos que tienen una posición central como resultado de la venta de activos, como la Argentina, aunque con una tendencia a perder importancia muy marcada a lo largo de los años, y iv) aquellos que se encuentran en la periferia de la red, escasamente conectados con los países centrales de la periferia y unidos por vínculos muy débiles.
- En cuanto a España, se observa que se mantiene en posiciones centrales de la red, con mayor claridad en los períodos 1999-2000 y 2003-2004. La aparición de nuevos competidores no ha desplazado a España a posiciones periféricas, aunque se ha traducido en una transformación de la estructura de la red, debido al aumento de los países que se ubican en posiciones centrales.

- Entre los países que pueden competir con España por las posiciones centrales de la red, destaca principalmente el Brasil, por su capacidad para atraer inversión, así como su creciente fortaleza como país inversor, en particular desde 2007. Por su parte, las empresas de los Estados Unidos han adquirido empresas latinoamericanas durante todo el período, pero además desde 2007 se observa que también se incrementa la centralidad de grado de entrada de ese país, lo que muestra que empresas translatinas están adquiriendo activos en dicha economía. También destacan, aunque en menor medida, Colombia y Chile, que han sido receptores de inversión por transferencia de activos a manos extranjeras y cuyas empresas, según se observa en los últimos años, se están internacionalizando, dirigiéndose en particular a economías próximas. Finalmente, China muestra en el período 2010-2011 un importante protagonismo como país inversor, debido a que muchas de sus empresas han salido al exterior en busca de materias primas para abastecer el crecimiento de la economía nacional.

Por lo tanto, se concluye que España se mantiene en el centro de la red, aunque con crecientes y poderosos competidores, entre los que destacan el Brasil y los Estados Unidos, así como probablemente China, en un futuro próximo.

iii) Finalmente, como resultado del análisis de la estructura de las redes sectoriales (objetivo 3), se han obtenido las siguientes conclusiones:

- Los países presentan mayores interacciones en las redes de los sectores de la energía y las finanzas que en las telecomunicaciones.
- La concentración de las redes sectoriales es menor que la global. No obstante, hay que señalar que mientras que en el caso de las finanzas hay mayores diferencias entre la centralidad de grado de entrada y la de salida, en el caso de las telecomunicaciones y la energía la concentración es similar.

Existen, por lo tanto, diferencias sustanciales entre las redes sectoriales, con mayores interacciones en los sectores de la energía y las finanzas. Los niveles de concentración del poder son inferiores a los globales.

En resumen, se puede afirmar que la estructura de la red de fusiones y adquisiciones de empresas en América Latina muestra la existencia de un núcleo central de países que concentra las operaciones de adquisiciones de activos y, en consecuencia, cuenta con un mayor acceso a la producción de transvase de conocimientos, cesión de tecnología o aprendizaje de nuevas formas de organización empresarial. Frente a esta situación, hay un número amplio de países que permanecen en la periferia de la red. España se mantiene en posiciones centrales, aunque con poderosos competidores.

Bibliografía

- Aitken, B.J. y A.E. Harrison (1999), "Do domestic firms benefit from direct foreign investment? Evidence from Venezuela", *American Economic Review*, vol. 89, N° 3, Nashville, Tennessee, American Economic Association.
- Álvarez, I. y C. Torrecillas (2013), "Factores determinantes de la emisión de inversión extranjera directa", *Revista de Economía Mundial*, N° 34, Huelva, Sociedad de Economía Mundial.
- Amir, R. y N. Lazzati (2011), "Network effects, market structure and industry performance", *Journal of Economic Theory*, vol. 146, N° 6, Amsterdam, Elsevier.
- Bearman, P., J. Moody y K. Stovel (2004), "Chains of affection: the structure of adolescent romantic and sexual networks", *American Journal of Sociology*, vol. 110, N° 1.
- Blomström, M. y A. Kokko (2003), "The economics of foreign direct investment incentives", *Foreign Direct Investment in the Real and Financial Sector of Industrial Countries*, H. Heinz Herrmann y R. Lipsey, Berlín, Springer.
- Bonacich, P. (1972), "Factoring and weighting approaches to clique identification", *Journal of Mathematical Sociology*, vol. 2, N° 1, Taylor & Francis.

- BPI (Banco de Pagos Internacionales) (2010), "Long-term issues in international banking", *CGFS Paper*, N° 41, Basilea, Comité del Sistema Financiero Mundial.
- Calvo-Armengol, A. y M. Jackson (2004), "The effects of social networks on employment and inequality", *American Economic Review*, vol. 94, N° 3, Nashville, Tennessee, American Economic Association.
- Casson, M.C. (1985), "The theory of foreign direct investment", *The Economic Theory of the Multinational Enterprise*, P.J. Buckley y M. Casson, Londres, Macmillan.
- _____(1979), *Alternatives to the Multinational Enterprise*, Londres, Macmillan.
- Caves, R.E. (1982), "Investment, and location policies of multinational companies", *Zeitschrift für Volkswirtschaft und Statistik*, N° 3.
- _____(1980), *Multinational Enterprise and Economic Analysis*, Cambridge, Massachusetts, Cambridge University Press.
- _____(1971), "International corporations: the industrial economics of foreign investment", *Economica*, vol. 38, N° 149, Wiley.
- Caves, R. y R.C. Hirschey (1981), "Research and transfer of technology by multinational enterprises", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 43, N° 2, Oxford, Basil Blackwell.
- CEPAL (Comisión Económica para América Latina y el Caribe) (2014), *La inversión extranjera directa en América Latina y el Caribe, 2013* (LC/G.2613-P), Santiago.
- _____(2012), *La inversión extranjera directa en América Latina y el Caribe, 2011* (LC/G.2538-P), Santiago.
- _____(2011), *La inversión extranjera directa en América Latina y el Caribe, 2010* (LC/G.2494-P), Santiago.
- _____(2008), *La inversión extranjera directa en América Latina y el Caribe, 2007* (LC/G.2360-P), Santiago.
- _____(2005), *La inversión extranjera directa en América Latina y el Caribe, 2004* (LC/G.2447-P), Santiago.
- _____(2004), *La inversión extranjera directa en América Latina y el Caribe, 2003* (LC/G.2226-P), Santiago.
- _____(2003), *La inversión extranjera directa en América Latina y el Caribe, 2002* (LC/G.2198-P), Santiago.
- Chinazzi, M. y otros (2013), "Post-mortem examination of the international financial network", *Journal of Economic Dynamics and Control*, vol. 37, N° 8, Amsterdam, Elsevier.
- De Benedictis, L. y otros (2013), "Network analysis of world trade using the BACI-CEPII dataset", *CEPII Working Paper*, N° 24.
- Dunning, J.H. (2009), "Location and the multinational enterprise: a neglected factor?", *Journal of International Business Studies*, vol. 40, N° 1, Palgrave Macmillan.
- _____(1994), "Re-evaluating the benefits of foreign direct investment", *Transnational Corporations*, vol. 3, N° 1, Ginebra, Conferencia de las Naciones Unidas sobre Comercio y Desarrollo (UNCTAD).
- _____(1988), "The eclectic paradigm of international production: a restatement and some possible extension", *Journal of International Business Studies*, vol. 19, N° 1, Palgrave Macmillan.
- _____(1980), "Toward an eclectic theory of international production", *Journal of International Business Studies*, vol. 11, N° 1, Palgrave Macmillan.
- _____(1979), "Explaining changing patterns of international production: in defence of the eclectic theory", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 41, N° 4, Universidad de Oxford.
- _____(1977), "Trade, location of economic activity and MNE: a search for an eclectic approach", *The International Allocation of Economic Activity*, B. Ohlin, P.O. Hesselborn y P.J. Wiskman (eds.), Londres, Macmillan.
- Elliott, M., B. Golub y M. Jackson (2014), "Financial networks and contagion" [en línea] http://www.its.caltech.edu/~melliott/papers/financial_networks.pdf.
- Fagiolo, G., J. Reyes y S. Schiavo (2009), "The world-trade web: topological properties, dynamics, and evolution", *Physical Review E*, vol. 79, American Physical Association.
- Fleming, L., C. King y A. Juda (2007), "Small worlds and regional innovation", *Organization Science*, vol. 18, N° 6.
- Galaso, P. (2011), "El papel del capital social en el desarrollo. Un estudio de las redes de innovación en España", *Nuevos enfoques del desarrollo. Una mirada desde las regiones*, L. Gutiérrez y M. Limas (coords.), Ciudad Juárez, Universidad Autónoma de Ciudad Juárez.
- Haberly, D. y D. Wojcik (2013), "Regional blocks and imperial legacies: mapping the global offshore FDI network", *Working Papers in Employment, Work and Finance*, N° 13-07, Universidad de Oxford.
- Hymer, S.H. (1979), *The Multinational Corporation*, Cambridge, Massachusetts, Cambridge University Press.
- _____(1976), *The International Operations of National Firms: a Study of Direct Foreign Investment*, Cambridge, Massachusetts, The MIT Press.
- Jackson, M. (2008), *Social and Economic Networks*, Princeton, Princeton University Press.
- Jackson, M. y A. Wolinsky (1996), "A strategic model of social and economic networks", *Journal of Economic Theory*, vol. 71, N° 1, Amsterdam, Elsevier.

- Kali, R. y J. Reyes (2006), "The architecture of globalization: a network approach to international economic integration", *Journal of International Business Studies*, vol. 38, N° 4, Palgrave Macmillan.
- Kindleberger, C. (1969), *American Business Abroad. Six Lectures on Direct Investment*, New Haven, Yale University Press.
- Luo, Y. y R. Tung (2007), "International expansion of emerging market enterprises: a springboard perspective", *Journal of International Business Studies*, vol. 38, N° 4, Palgrave Macmillan.
- Maldonado, P. y R. Palma (2004), "Seguridad y calidad del abastecimiento eléctrico a más de 10 años de la reforma de la industria eléctrica en países de América del Sur", *serie Recursos Naturales e Infraestructura*, N° 72 (LC/L.2158-P), Santiago, Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL).
- Marshall, E. (2011), "Desarrollo financiero en América Latina: avances y desafíos", *Documentos de Política Económica*, N° 43, Santiago, Banco Central de Chile.
- Mathews, J.A. (2006), "Dragon multinationals: new players in 21st century globalization", *Asia Pacific Journal of Management*, vol. 23, N° 1, Springer.
- Mitchell, M. y A. Skrzypacz (2006), "Network externalities and long-run market shares", *Economic Theory*, vol. 29, N° 3, Springer.
- Moon, H. y T.W. Roehl (2001), "Unconventional foreign direct investment and the imbalance theory", *International Business Review*, vol. 10, N° 2, Amsterdam, Elsevier.
- Rodrik, D. (2011), *La paradoja de la globalización. Democracia y el futuro de la economía mundial*, Barcelona, Antoni Bosch Editor.
- Rugman, A.M. (1981), *Inside the Multinationals: the Economics of Internal Markets*, Nueva York, Columbia University Press.
- _____(1980), "Internationalization as a general theory of foreign direct investment: a re-appraisal of the literature", *Weltwirtschaftliches Archiv*, vol. 116.
- _____(1976), "Risk reduction by international diversification", *Journal of International Business Studies*, vol. 7, N° 2, Palgrave Macmillan.
- Sánchez Díez, A. (2002), *La internacionalización de la economía española hacia América Latina: los elementos determinantes en el inicio y la consolidación del proceso*, Burgos, Universidad de Burgos.
- Schilling, M.A. y C.C. Phelps (2007), "Interfirm collaboration networks: the impact of large-scale network structure on firm innovation", *Management Science*, vol. 53, N° 7.
- Stanley, L. (2004), "Acuerdos bilaterales de inversión y demanda ante tribunales internacionales: la experiencia argentina reciente", *serie Desarrollo Productivo*, N° 158 (LC/L.2181-P), Santiago, Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL).
- Tecece, D.J. (1986), "Transactions cost economics and the multinational enterprise", *Journal of Economic Behaviour of Organization*, vol. 7, N° 1, Amsterdam, Elsevier.
- Teece, D., G. Pisano y A. Shuen (1997), "Dynamic capabilities and strategic management", *Strategic Management Journal*, vol. 18, N° 7.
- UNCTAD (Conferencia de las Naciones Unidas sobre Comercio y Desarrollo) (s/f), UNCTADSTAT [en línea] <http://unctadstat.unctad.org/EN/Index.html>.
- Visintin, S. (2011), "A network approach to services internationalization", documento presentado en el XIV Encuentro de Economía Aplicada, Huelva, Universidad de Huelva.
- Vitali, S., J.B. Glattfelder y S. Battiston (2011), "The network of global corporate control", *PLoS ONE*, vol. 6, N° 10.
- Vitali, S. y S. Battiston (2013), "The community structure of the global corporate network" [en línea] <https://arxiv.org/pdf/1301.2363v1.pdf>.
- Wasserman, S. y K. Faust (1994), *Social Network Analysis. Methods and Applications*, Cambridge, Cambridge University Press.
- Watts, D. y S. Strogatz (1998), "Collective dynamics of 'small-world' networks", *Nature*, vol. 393.
- Williamson, O.E. (1975), *Markets and Hierarchies: Analysis and Antitrust Implications. A Study of the Economics of Internal Organization*, Nueva York, Free Press.
- Zabalo Arena, P. (2012), "América Latina ante las demandas inversor-Estado", *Revista de Economía Mundial*, N° 31, Sociedad de Economía Mundial.

Operaciones de acarreo de divisas (*carry trade*) y sus efectos sobre la turbulencia cambiaria en Chile

Paulo Cox y José Gabriel Carreño

Resumen

En este estudio se ofrecen datos sobre la relación entre la operación de acarreo (*carry trade*) en pesos chilenos y las caídas de esta moneda frente a otras. Mediante el uso de un amplio conjunto de datos que contiene información del mercado cambiario a plazo local, mostramos que la especulación orientada a aprovechar los grandes diferenciales de la tasa de interés registrados en los últimos tiempos entre el peso y las monedas de los países desarrollados ha provocado varios episodios de turbulencia anormal, medidos por el coeficiente de asimetría de la distribución del tipo de cambio. De conformidad con el marco interpretativo que vincula a la turbulencia con los cambios en las posiciones a plazo de los especuladores, encontramos que la turbulencia es mayor en los períodos en que las mediciones de la incertidumbre mundial han sido especialmente altas.

Palabras clave

Monedas, Chile, tipos de cambio, inestabilidad monetaria, mercado de divisas, especulación.

Clasificación JEL

E31, F41, G15, E24

Autores

Paulo Cox es Economista Superior de la División de Política Financiera del Banco Central de Chile. pcox@bcentral.cl

José Gabriel Carreño integra la Gerencia de Investigación Financiera de la División de Política Financiera del Banco Central de Chile. jcarreno@bcentral.cl

I. Introducción

Entre el 15 y el 23 de septiembre de 2011, el peso chileno registró una depreciación respecto del dólar estadounidense de alrededor del 8,2% (véase el gráfico 1). La magnitud de esta depreciación fue varias veces superior a la volatilidad diaria media del tipo de cambio para estas monedas entre 2002 y 2012¹. No parece que se produjera ningún acontecimiento que afectara a algún factor fundamental de los que influyen en la relación de precio entre estas monedas como para desencadenar este ajuste tan grande y abrupto. Este cambio ocurrió durante un período de gran incertidumbre mundial en el contexto del debate sobre el límite de la deuda de los Estados Unidos, que tuvo lugar en los meses de agosto, septiembre y octubre de 2011 y que se vio magnificado por la confirmación de la Reserva Federal de que preveía un escenario de alta incertidumbre para la economía estadounidense en la semana del 20 de septiembre².

Antes de que el debate sobre el límite de la deuda desatara una mayor incertidumbre mundial y de que se registrara la acentuada depreciación, durante todo el mes de agosto de 2011 el peso chileno registró una apreciación moderada pero sostenida. Esta apreciación gradual pero constante, seguida de una gran depreciación repentina, generó coeficientes de asimetría relativamente grandes en la distribución de las variaciones diarias del tipo de cambio: el coeficiente de asimetría del tipo de cambio entre el peso chileno y el dólar estadounidense fue de 1,89 durante el tercer trimestre de 2011, cuando esto ocurrió³. Aún más importante es el hecho de que, de manera simultánea, los movimientos repentinos en las posiciones a plazo de los no residentes en el mercado de moneda nacional —basado principalmente en contratos a término sin entrega— hacia posiciones compradoras⁴ habían revertido su tendencia en las semanas previas y habían comenzado a orientarse hacia posiciones vendedoras (véase el gráfico 1), al tiempo que los diferenciales de la tasa de interés entre el peso chileno y el dólar estadounidense alcanzaron máximos históricos⁵. Si se comparan los valores del viernes 16 con los del viernes 23, se observa que las posiciones a plazo de no residentes mostraron un descenso acumulado de alrededor de 2.300 millones de dólares, con un descenso diario medio de alrededor de 570 millones de dólares. Esta reducción equivale a casi el doble de la desviación estándar de los cambios diarios en las posiciones netas a plazo de no residentes para 2011⁶.

* Los autores desean agradecer a Nicolás Álvarez por haber proporcionado una gran cantidad de datos útiles y a dos revisores anónimos por sus valiosos comentarios. También quieren agradecer especialmente a Luis Antonio Ahumada y Andrés Alegría por su invaluable ayuda en el análisis de los datos utilizados en este estudio. Cualquier error es de exclusiva responsabilidad de los autores.

¹ La desviación estándar de la variación diaria en el tipo de cambio es de 0,79 en la muestra (2000-2012). La depreciación diaria media durante este episodio fue de aproximadamente un 2,05%, lo que corresponde a más de 2,5 desviaciones estándar.

² El índice de incertidumbre de la política económica de los Estados Unidos, elaborado por Baker, Bloom y Davis (2015), alcanzó un nivel récord entre agosto y septiembre de 2011, cuando superó con creces, por ejemplo, el nivel alcanzado durante los ataques terroristas del 11 de septiembre de 2001. Véanse más detalles en el gráfico A1.1 del anexo o en US Daily News Index [en línea] www.policyuncertainty.com/us_daily.html.

³ Esta cifra representa el segundo registro más alto de la muestra (2002-2012). Durante el primer trimestre de 2011, la asimetría de la variación diaria en el tipo de cambio fue de 3,04. El coeficiente de asimetría mensual para septiembre de 2011 fue de 1,02, el cuarto coeficiente de asimetría más alto de toda la muestra.

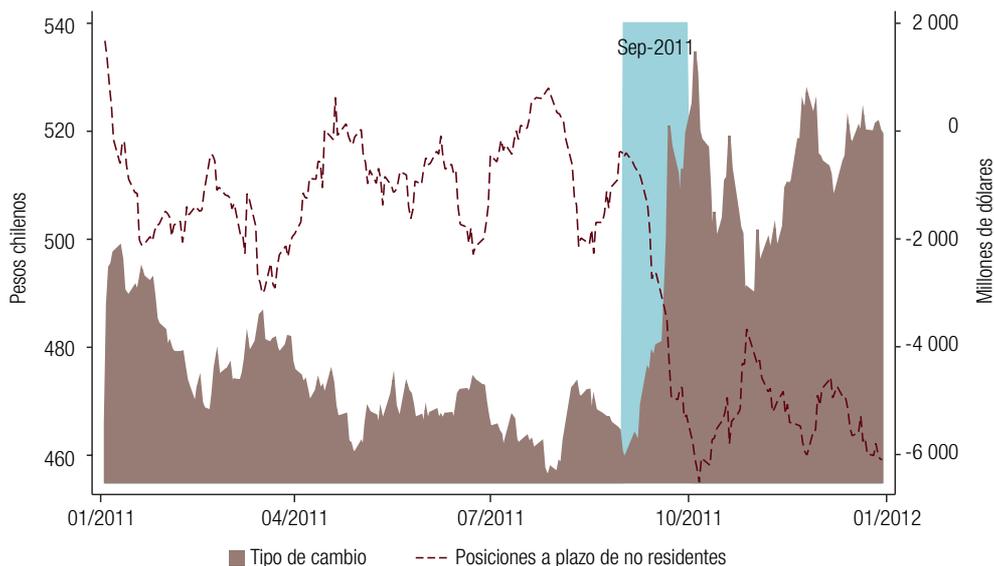
⁴ Esto es desde la perspectiva de los bancos locales. Una posición compradora de operación de acarreo desde el punto de vista de un banco local, corresponde a una posición vendedora desde el punto de vista de un inversionista.

⁵ El diferencial medio de la tasa de interés fue del 5,1% en 2011 y del 5,4% en el tercer trimestre de ese año. Para toda la muestra de 2002-2012, el diferencial medio de la tasa de interés entre el peso chileno y el dólar estadounidense fue del 2%. En el gráfico A1.3 del anexo se muestra la relación entre el diferencial de la tasa de interés a tres meses y el nivel de volatilidad del tipo de cambio para todo el período.

⁶ Hay que tener en cuenta que 2011 fue un año especialmente volátil en lo que respecta a las posiciones a plazo de no residentes.

Gráfico 1

Tipos de cambio del peso chileno y el dólar estadounidense y posiciones a plazo de comerciantes no residentes en contratos a término sin entrega, 2011



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

Como se documenta en el trabajo de Brunnermeier, Nagel y Pedersen (2008), los cambios en estas posiciones pueden asociarse a inversionistas que usan contratos a término en el mercado de divisas con fines especulativos: lo que popularmente se conoce como “operación de acarreo”⁷. Las operaciones de acarreo de divisas, como las que son de interés para este análisis, constituyen una estrategia de inversión mediante la cual los especuladores aprovechan los diferenciales de la tasa de interés entre dos monedas mediante la adopción de posiciones cortas (deuda) en una moneda con baja tasa de interés (“moneda de financiamiento”) para invertir (“adoptar posiciones largas”) en una moneda con una tasa de interés más alta (“moneda de inversión”). Debido a que esta estrategia no se utiliza para cubrir una depreciación del tipo de cambio ni para cubrir posiciones comerciales, la operación de acarreo se asocia a una conducta especulativa. Como ocurre con cualquier tipo de especulación, la operación de acarreo es un arma de doble filo. Por una parte, proporciona liquidez al mercado de divisas y puede acercar los precios a su nivel fundamental, con lo que mejora el rendimiento de las actividades comerciales y financieras. Por otra parte, la especulación en el tipo de cambio puede generar riesgos que no aparecerían en situaciones en que estas estrategias no pudieran aplicarse. Estos escenarios de riesgo y sus implicancias para la política monetaria se ven muy influenciados por el marco institucional y los factores económicos específicos de cada economía⁸.

⁷ La persona que realiza operaciones de acarreo es un inversionista que pide un préstamo en una moneda con baja tasa de interés e invierte en otra moneda con una tasa de interés alta. Debido a que este tipo de inversión no se realiza con fines de cobertura, se asocia a la especulación. Las operaciones de acarreo y la mayor participación extranjera en los mercados de moneda nacional son fenómenos recientes que han registrado un notable crecimiento (véase Alfaro y Kanczuk (2013)). Por supuesto que en el mercado de los contratos a término sin entrega también hay otros mecanismos que pueden usarse para realizar inversiones mediante operaciones de acarreo (agradecemos a José de Gregorio por hacernos ver este punto). Además, no solo los inversionistas extranjeros están poniendo en práctica estas estrategias, sino que los inversionistas locales también especulan. Nosotros creemos, no obstante, que las posiciones a plazo de no residentes ofrecen una mejor aproximación a las correlaciones que queremos estudiar aquí. Los distintos tipos de inversionistas son más fáciles de identificar, sobre todo en el caso chileno, mediante el análisis de las transacciones en el mercado de los contratos a término sin entrega.

⁸ Los últimos acontecimientos vinculados a dichas estrategias han puesto el foco especialmente en el período posterior a la crisis financiera mundial de 2008 y han alimentado las inquietudes en relación con el efecto que las bajas tasas de interés en las economías desarrolladas podrían tener sobre la estabilidad de la moneda y la eficacia de la política monetaria en los países emergentes. Véase un análisis de las implicancias de este último acontecimiento en la dirección de la política monetaria en Plantin y Shin (2011).

Como muchas otras economías emergentes, la economía chilena no escapa a estos riesgos. Para evaluar los posibles riesgos (o la ausencia de estos) en el caso chileno, uno de los muchos factores por determinar es si los diferenciales de la tasa de interés, persistentemente grandes, registrados entre Chile y otras economías avanzadas en los últimos años han provocado un mayor uso de las operaciones de acarreo y, de ser así, si esto ha desatado una mayor turbulencia en el tipo de cambio o no.

Sobre la base del trabajo de Brunnermeier, Nagel y Pedersen (2008), en el presente estudio se ofrecen datos sobre las operaciones de acarreo entre el peso chileno y las principales monedas de las economías avanzadas (especialmente el dólar estadounidense) que se comercializan en el mercado cambiario local y su efecto sobre la asimetría de los cambios diarios en el tipo de cambio (nuestra medida de turbulencia). Tomando como base un conjunto de datos único de transacciones de derivados en moneda nacional en el mercado chileno, estudiamos el comportamiento de las posiciones a plazo de no residentes y establecemos las relaciones entre esas posiciones, por una parte, y los diferenciales de las tasas de interés y la asimetría de los cambios diarios en los tipos de cambio peso/dólar estadounidense y peso/euro, por la otra⁹. Los principales resultados de estas comparaciones son de gran interés y hasta el momento no han sido plenamente documentados.

En primer lugar, mostramos datos que revelan que el peso chileno ha estado expuesto a un riesgo de desplome: los diferenciales positivos de la tasa de interés se correlacionan con una asimetría condicional positiva de variaciones en los movimientos del tipo de cambio. En segundo término, existe una correlación que muestra una relación causal entre los movimientos en la posición neta a plazo de inversionistas extranjeros y el coeficiente de asimetría (véase el gráfico 1). Por último, mostramos que un incremento en el riesgo global o la aversión al riesgo¹⁰ coinciden con reducciones en las posiciones netas a plazo de no residentes, como lo indica la interpretación presentada en Brunnermeier, Nagel y Pedersen (2008), y Brunnermeier y Pedersen (2009)¹¹. El riesgo de caída hace que los especuladores se abstengan de tomar posiciones lo suficientemente importantes como para revertir la paridad de la tasa de interés y moverla hacia su equilibrio, lo que, a su vez, explica el enigma de la prima a plazo (*forward premium puzzle*).

El resto de este artículo se encuentra organizado como se detalla a continuación. En la sección II se analiza brevemente la relación entre el enigma de la prima a plazo y las operaciones de acarreo, y se estudia cómo se ha abordado esta relación en la literatura. En la sección III describimos los datos y presentamos evidencia preliminar respecto de la relación entre las operaciones de acarreo, los movimientos de las posiciones a plazo de no residentes y el tipo de cambio. En la sección IV se presentan los resultados y la sección V se reserva para las conclusiones.

II. Literatura relacionada: el enigma de la prima a plazo

Uno de los enigmas empíricos más conocidos en la literatura macroeconómica y financiera es el enigma de la prima a plazo (*forward premium puzzle*), que representa una violación a la paridad de tipos de interés sin cobertura¹². Según la teoría económica, cuando se aplica al caso particular

⁹ Así, nuestro estudio complementa a otros con base en datos de operaciones extraterritoriales (este es el caso, sobre todo, respecto del estudio realizado por Brunnermeier, Nagel y Pedersen (2008)).

¹⁰ Usamos el índice VIX de volatilidad, el margen entre el Tipo Interbancario de Oferta de Londres (LIBOR) y el "swap" de tasas de interés a un día (conocido como LOIS), y el índice de incertidumbre de la política económica creado por Baker, Bloom y Davis como variables sustitutivas de la incertidumbre (2015).

¹¹ Según esta interpretación, el impacto del acontecimiento de septiembre de 2011 mencionado anteriormente no es un impacto aislado.

¹² Véase un análisis de esta literatura en Hodrick (1987) y Engel (1996).

del mercado de divisas, los especuladores en mercados sin fricciones eliminarán toda oportunidad de obtener beneficios para aprovechar los diferenciales de la tasa de interés entre dos monedas. De acuerdo con este principio, las monedas de las economías con tasas de interés altas (monedas de inversión) deberían tender a la depreciación frente a las monedas con tasas de interés más bajas (monedas de financiamiento). La falsedad de esta hipótesis, no obstante, ha sido demostrada empíricamente: en promedio, las monedas de inversión tienden a la apreciación frente a las monedas de financiamiento¹³.

En su trabajo seminal, donde se discute este enigma, Engel (1996) llega a la conclusión de que los modelos económicos tradicionales sin fricciones no son capaces de resolver este enigma e indica que debe considerarse seriamente la elaboración de nuevos modelos que tomen en cuenta otros fenómenos, como el llamado “problema del peso mexicano” (o “peso problema”, por su denominación en inglés), los costos de transacción o el riesgo de desplome, entre otras hipótesis alternativas¹⁴.

Hasta el momento, varios autores han tratado de explicar el enigma siguiendo la recomendación de Engel. Bacchetta y Van Wincoop (2010) y Mitchell, Pedersen y Pulvino (2007) se refieren a las fricciones del mercado que pueden bloquear el arbitraje de capitales. En el primero de estos estudios se concluye que el excedente de rentabilidad derivado de las operaciones de acarreo se debe al infrecuente análisis de las decisiones de inversión por parte de los inversionistas, al tiempo que en el segundo estudio se revela que las limitaciones financieras a las inversiones de los especuladores crean situaciones donde las diferencias de precios se mantienen por largos períodos. Burnside y otros (2010) sostienen que la recompensa media positiva en una operación de acarreo sin cobertura refleja su riesgo del “problema del peso mexicano” o “peso problema”¹⁵.

Siguiendo un argumento alternativo, algunos autores señalan que la rentabilidad de las operaciones de acarreo representa una forma de compensación del riesgo de caída presente en estas estrategias (Gyntelberg y Remolona (2007), Lustig, Roussanov y Verdelhan (2008), Gromb y Vayanos (2010), y Jurek (2014)). Jurek (2014), por ejemplo, revela que la prima de riesgo de desplome representa al menos un tercio del excedente de rentabilidad en las operaciones de acarreo de divisas. De conformidad con este enfoque, Brunnermeier, Nagel y Pedersen (2008) estudian las operaciones de acarreo y desplomes de divisas en los que interviene el dólar estadounidense y aplican el marco teórico más general propuesto en Brunnermeier y Pedersen (2009) para explicar los problemas de liquidez general. En este estudio, ponemos a prueba la hipótesis planteada en Brunnermeier, Nagel y Pedersen (2008) y en Brunnermeier y Pedersen (2009). Esta hipótesis plantea que las depreciaciones repentinas y abruptas del tipo de cambio que no pueden vincularse a eventos noticiosos relacionados con factores fundamentales son causadas por la reversión de las operaciones de acarreo cuando los especuladores se acercan a sus límites de financiamiento. De acuerdo con esta hipótesis, los grandes diferenciales de la tasa de interés alientan a los especuladores a adoptar posiciones que, en ausencia de fricciones, acabarían con las oportunidades rentables. No obstante, el riesgo de desplome hace que estos mismos inversionistas se abstengan de tomar posiciones que cerrarían por completo esa ventana de beneficios.

¹³ Bekaert y Hodrick (1992), por ejemplo, demuestran que esta hipótesis es falsa. Véase una revisión de este tema en el trabajo seminal de Fama (1984) o en la más reciente obra de Burnside y otros (2010).

¹⁴ Los efectos en la inferencia de acontecimientos de baja probabilidad que no se observan en la muestra.

¹⁵ La expresión “problema del peso mexicano” o “peso problema” hace referencia a una circunstancia que es poco probable que ocurra, pero que, de ocurrir, supondría un gran cambio.

III. Datos y evidencia preliminar

En la siguiente sección, donde se presentan los resultados de nuestra investigación, nos centraremos en el tipo de cambio del peso chileno frente a las divisas que más se utilizan en el mercado local chileno: el dólar estadounidense y el euro¹⁶. En la presente sección, no obstante, también analizaremos otras divisas, además del dólar estadounidense y el euro, para las cuales hay datos disponibles¹⁷. Recopilamos tipos de cambio nominales diarios con respecto al peso chileno y tasas de interés trimestrales para las siguientes divisas: dólar estadounidense, euro, libra esterlina, real brasileño y dólar australiano¹⁸. Estas son las divisas más utilizadas en el mercado cambiario chileno¹⁹. Consideramos el período que va desde el primer trimestre de 2002 hasta enero de 2012.

1. Las variables

Definimos las siguientes variables:

Logaritmo del tipo de cambio nominal (s_t): el tipo de cambio corresponde a la cantidad de pesos chilenos que equivalen a una unidad de moneda extranjera. El logaritmo del tipo de cambio nominal se define, entonces, como:

$$s_t = \log(\text{tipo de cambio nominal})$$

Acarreo (diferencial de la tasa de interés) ($i_t^* - i_t$): la diferencia entre i_t^* , que denota el logaritmo de la tasa nacional en el período t (la tasa de interés extranjera desde el punto de vista de un inversionista extranjero), y i_t , que denota el logaritmo de la tasa de interés de la economía extranjera (del inversionista) (asociada a la moneda que se intercambia).

Rentabilidad de las operaciones de acarreo (z_t): la rentabilidad *ex post* de la inversión denominada en una moneda extranjera que se financia con deuda interna (en pesos), donde:

$$z_{t+1} = i_t^* - i_t - \Delta s_{t+1}$$

donde:

$\Delta s_{t+1} = s_{t+1} - s_t$. La rentabilidad se calcula desde la perspectiva de un comerciante no residente que invierte en pesos chilenos y financia sus posiciones en una moneda extranjera. Así, la rentabilidad final de esta estrategia se calcula en unidades de moneda extranjera.

Asimetría o coeficiente de asimetría (*Skew*): el coeficiente de asimetría (tercer momento de la distribución) de la variación diaria del tipo de cambio, expresada sobre una base trimestral. Una asimetría negativa indica que la cola del lado izquierdo de la distribución de probabilidad es más larga que la del lado derecho y que el grueso de los valores se ubica a la derecha de la media de la variable (véase el gráfico 2). Una asimetría positiva, por el contrario, indica que la cola del lado derecho de

¹⁶ Aproximadamente el 99% de todas las transacciones en las que participan inversionistas extranjeros en el mercado local se realizan en estas dos divisas.

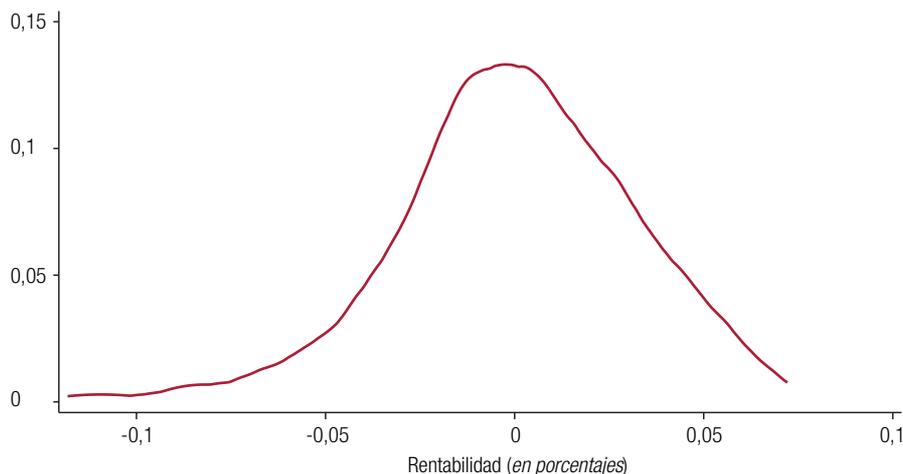
¹⁷ Esto nos permite analizar si las divisas con importantes diferenciales de la tasa de interés frente al peso chileno se usan como monedas de inversión o de financiamiento en las estrategias de inversión de las operaciones de acarreo. Según la hipótesis propuesta por Brunnermeier y Pedersen (2009), no deberíamos observar su uso para este propósito cuando el incentivo para llevar a cabo este tipo de estrategia de inversión es bajo.

¹⁸ Para construir los diferenciales de la tasa de interés a tres meses frente al peso chileno, usamos el tope de interés preferencial a 90 días y el Tipo Interbancario de Oferta de Londres (LIBOR) de la Asociación de Banqueros Británicos (BBA) a 90 días para el dólar estadounidense, la libra esterlina, el euro y el dólar australiano. Los tipos de cambio se obtienen de las terminales de Bloomberg.

¹⁹ En una versión anterior de este estudio también incluimos el sol peruano, el peso colombiano, el dólar neozelandés, la corona noruega, el peso mexicano, el yen japonés y el dólar canadiense. Los resultados detallados en esta sección se ajustan a la inclusión de estas monedas.

la distribución de probabilidad es más larga que la del lado izquierdo y que el grueso de los valores se ubica a la izquierda de la distribución. Un valor igual a cero indica que los valores tienen una distribución equitativa a ambos lados de la media.

Gráfico 2
Distribución con asimetría negativa



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

Posiciones netas de contratos a término sin entrega de no residentes (*FPNR*): las posiciones netas de no residentes en derivados en divisas entre las monedas extranjeras y el peso chileno usando contratos a término sin entrega²⁰. Para esta variable contamos con información relevante solo para transacciones basadas en los tipos de cambio entre el peso chileno y el dólar estadounidense y entre el peso chileno y el euro. En este estudio, las posiciones a plazo de no residentes se analizan desde la perspectiva de los bancos locales. En consecuencia, las posiciones compradoras de no residentes representan transacciones en las que estos inversionistas compran pesos chilenos o venden dólares (los bancos chilenos, por su parte, compran dólares o venden pesos chilenos). Los valores positivos para esta variable indican que la moneda extranjera (dólar) se está usando como “moneda de financiamiento” y que la moneda nacional (peso) se está usando como “moneda de inversión”.

Esta variable es la más importante de nuestro estudio y se usa como variable sustitutiva para la actividad de las operaciones de acarreo. Para construir esta variable, utilizamos información proporcionada a diario al Banco Central de Chile²¹ por los bancos comerciales que operan en el mercado cambiario formal²². Chile exige que todas las transacciones de derivados en divisas (principalmente los contratos a término sin entrega) sean informadas al banco central por las entidades autorizadas a realizar dichas operaciones en el mercado cambiario formal. En esos informes deben detallarse la identidad de las contrapartes, las cantidades hipotéticas, el tipo de plan de indemnización, la fecha

²⁰ En 2013, la encuesta trienal a bancos centrales del Banco de Pagos Internacionales reveló que los contratos a término sin entrega constituyen solo la quinta parte del mercado mundial de divisas en contratos a término con un tipo de cambio fijo y una pequeña fracción del comercio global en divisas (BPI, 2013). En el caso del peso chileno, las transacciones realizadas mediante contratos a término sin entrega representan casi el 90% de las transacciones en el mercado a plazo (Salinas y Villena, 2014).

²¹ El banco central recopila información sobre operaciones de cambio al contado y contratos de derivados realizados por empresas bancarias y otras instituciones que pertenecen al mercado cambiario formal tanto en el mercado local como extranjero. Esta información se recopila de conformidad con el Compendio de Normas de Cambio Internacionales. Véanse más detalles sobre la profundidad, la liquidez y el tamaño del mercado cambiario formal y sus últimas novedades en Ahumada y Selaive (2007) y Salinas y Villena (2014).

²² El Banco Central de Chile publica las posiciones al final de cada mes.

de vencimiento y el precio. Así, la opacidad que suele caracterizar a la información en los mercados extrabursátiles aquí no es un factor gracias a la naturaleza de las reglamentaciones de divisas en Chile²³.

2. Las operaciones de acarreo y la asimetría de los cambios en el tipo de cambio: datos preliminares

En el cuadro 1 se muestran las estadísticas resumidas de las principales variables de nuestro estudio para las cinco principales monedas que se utilizan en el mercado cambiario local de derivados en divisas. Se destaca la existencia de una correlación de sección transversal positiva entre el diferencial medio de la tasa de interés $i_t^* - i_t$ y el excedente de rentabilidad medio z_t , lo que supone una violación de la condición de paridad de interés sin cobertura. El mayor excedente de rentabilidad medio (en dólares estadounidenses), por ejemplo, registró el mayor diferencial medio de la tasa de interés de la muestra.

Un inversionista que adoptara una posición larga de operación de acarreo en pesos chilenos, financiada con deuda en dólares estadounidenses, habría ganado el promedio trimestral del diferencial de la tasa de interés —de 0,004 (i. e. una rentabilidad anual del 1,61%)— más un excedente de rentabilidad trimestral sobre el tipo de cambio de alrededor de 0,003 (un 1,21% anual) durante el período cubierto por nuestra muestra. Al mismo tiempo, no obstante, el inversionista habría estado expuesto a una asimetría positiva de 0,049²⁴.

Cuadro 1
Estadísticas descriptivas (medias): datos trimestrales,
primer trimestre de 2002-primer trimestre de 2012

	USD	EUR	GBP	BRL	AUD
Δs_t	-0,003	0,001	-0,003	0,001	0,005
z_t	0,007	0,002	0,004	-0,01	-0,006
$i_{t-1}^* - i_{t-1}$	0,004	0,002	0,001	-0,01	-0,001
Asimetría	0,0049	0,113	0,076	-0,023	-0,081
Posiciones a plazo de no residentes	-2 290	-49

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

Nota: USD: Dólares estadounidenses; EUR: Euros; GBP: Libras esterlinas; BRL: Reales brasileños; AUD: Dólares australianos. Δs_t es el cambio en el logaritmo del tipo de cambio (pesos chilenos por unidad de moneda extranjera). z_t , cuando el diferencial de la tasa de interés a tres meses es positivo, es la rentabilidad de la inversión en una posición larga en moneda local financiada con un préstamo en moneda extranjera. Cuando la diferencia es negativa, es lo opuesto. Las posiciones a plazo de no residentes son las posiciones netas (largas-cortas) a plazo de no residentes, en miles de millones de pesos, considerando únicamente los contratos a término sin entrega; los datos de posiciones a plazo de no residentes son para dólares estadounidenses desde el primer trimestre de 2003. Los datos para euros son para el período que comienza en el segundo trimestre de 2006. Una posición neta a plazo de no residentes positiva implica que, en el agregado, los no residentes asumen compromisos de compra de pesos chilenos para realizar operaciones de acarreo.

En la última fila del cuadro 1 se detallan las posiciones a plazo de no residentes. Una posición negativa supone que, en el agregado, los especuladores tienen una posición vendedora neta en dólares, mientras que las posiciones positivas implican que este grupo de inversionistas constituye un

²³ Durante la mayor parte del período considerado en nuestro estudio, las posiciones a plazo agregadas de no residentes fueron negativas, lo que indica que, en términos agregados, la variable de las posiciones a plazo de no residentes no refleja la puesta en marcha de estrategias de operaciones de acarreo. No obstante, lo que aquí nos interesa es el *cambio* en estas posiciones.

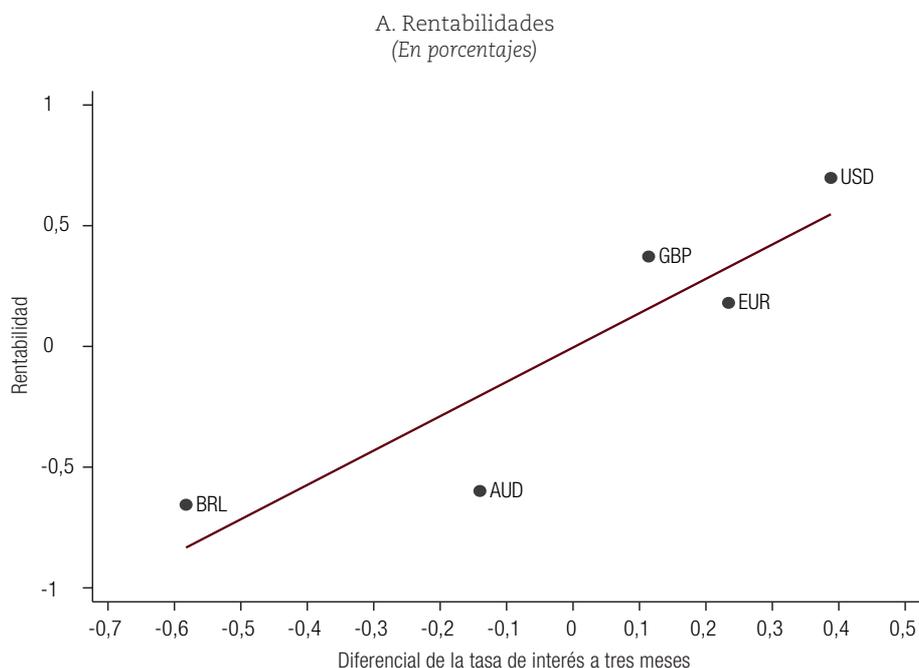
²⁴ Del cuadro 1 se desprende que el grueso de las transacciones "especulativas" (que involucran a inversionistas extranjeros) se realiza entre el peso chileno y el dólar estadounidense, con un volumen más pequeño de transacciones en las que intervienen el peso chileno y el euro. En las siguientes secciones de este estudio no se hará referencia a otras monedas, debido a que las transacciones con estas monedas son muy esporádicas.

comprador neto. Si las posiciones estuvieron mayormente compuestas de operaciones de acarreo, las posiciones netas a plazo de no residentes serían positivas, en promedio. Esto no es lo que se observa en el cuadro 1. Hay otras transacciones además de las especulativas, como las de cobertura, por ejemplo, que opacan las transacciones de operaciones de acarreo. Como ya se mencionó, no obstante, lo que aquí nos interesa no es el nivel de las posiciones a plazo de no residentes, sino el cambio en estas posiciones de un período a otro y la relación entre estos cambios, por una parte, y los diferenciales de la tasa de interés y el coeficiente de asimetría, por la otra.

Sobre la base de la información del cuadro 1, en el gráfico 3 se muestra la relación entre la operación de acarreo, su rentabilidad (véase el gráfico 3A) y el coeficiente de asimetría (véase el gráfico 3B)²⁵. De conformidad con la condición de paridad de interés sin cobertura, la rentabilidad media debe ser cero. No obstante, entre los diferenciales medios de la tasa de interés y el excedente de rentabilidad existe una correlación positiva que viola esa condición (gráfico 3A). Esta relación se ajusta al trabajo de Jurek (2014) que, usando una muestra de las divisas del Grupo de los 10 (G10), encuentra que la operación de acarreo de divisas genera grandes excedentes de rentabilidad, con ratios de Sharpe anuales equivalentes o superiores a los de los mercados de acciones (1900-2012). Los datos presentados en el cuadro 1 y el gráfico 3B también indican que existe una relación positiva entre la asimetría y los diferenciales medios de la tasa de interés. Esta correlación positiva implica que la operación de acarreo está sujeta a una asimetría positiva (riesgo de caída), i. e. el peso chileno está expuesto a una fuerte depreciación respecto del dólar estadounidense y otras monedas. En el cuadro 1 también se destaca que el coeficiente de asimetría es negativo para aquellas monedas en las que el diferencial de la tasa de interés es negativo, como el real brasileño y el dólar australiano. Esto coincide con la interpretación presentada por Brunnermeier y Pedersen (2009).

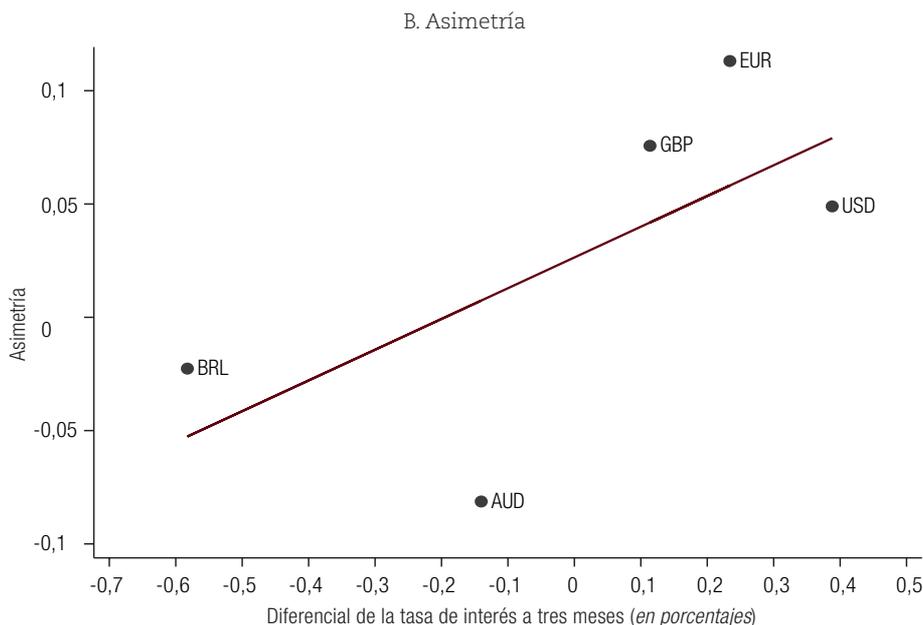
Gráfico 3

Diferenciales de sección transversal de rentabilidad empírica, asimetría y tasa de interés a tres meses, datos trimestrales, primer trimestre de 2002-primer trimestre de 2012



²⁵ Véanse más detalles sobre todos los valores observados, por moneda y trimestre, en los gráficos A1 y A2 del anexo.

Gráfico 3 (conclusión)



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

Nota: USD: Dólares estadounidenses; EUR: Euros; GBP: Libras esterlinas; BRL: Reales brasileños; AUD: Dólares australianos.

Otra forma de obtener datos sobre los excedentes de rentabilidad y su correlación con el coeficiente de asimetría es mediante el análisis de la distribución del excedente de rentabilidad z_t dependiendo de los diferenciales de la tasa de interés $i_{t-1}^* - i_{t-1}$ (véase el gráfico 4), con las observaciones agrupadas de acuerdo con los siguientes rangos de diferenciales: $i_{t-1}^* - i_{t-1} \leq -0,0035$; $-0,0035 \leq i_{t-1}^* - i_{t-1}$; y $i_{t-1}^* - i_{t-1} \geq -0,0035$.

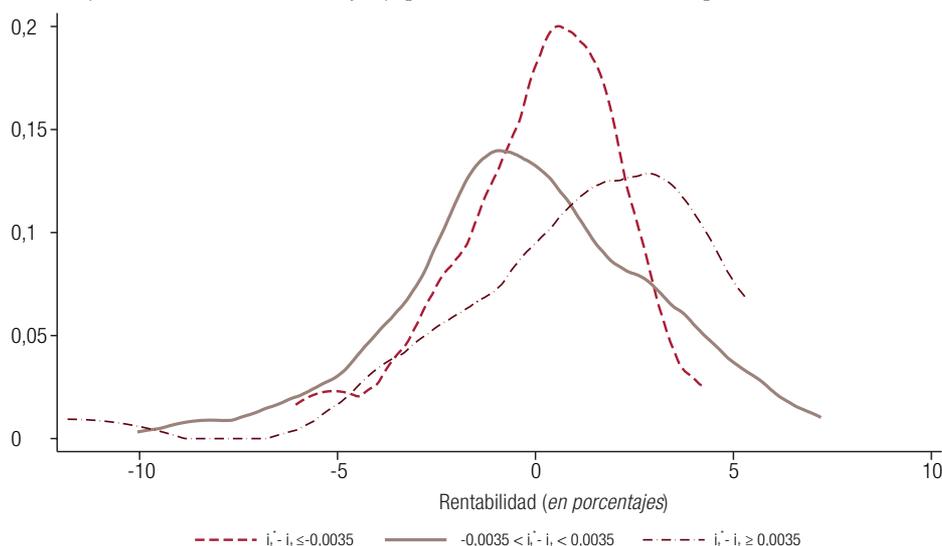
Del gráfico 4 se desprende que, en el caso de importantes diferenciales de la tasa de interés (línea punteada azul), la distribución del excedente de rentabilidad es, en promedio, positiva y exhibe una larga cola del lado izquierdo, lo que revela la asimetría del cambio en el tipo de cambio (asimetría)²⁶. Cuando los diferenciales de la tasa de interés son negativos, en cambio, no observamos asimetría en la distribución de la rentabilidad, ya que, para estas monedas, el incentivo de realizar operaciones de acarreo con el peso chileno es menor, como ocurre en el caso del real brasileño. En lo que respecta a diferenciales de la tasa de interés próximos a cero, vemos que la distribución se centra en cero y es simétrica. Todo esto confirma la existencia de un riesgo de desplome en las transacciones de operación de acarreo.

Los datos aquí proporcionados para un corte transversal de monedas, en suma, apuntan a una relación positiva entre los diferenciales de la tasa de interés y el riesgo de caída de la moneda. Estos resultados, no obstante, corresponden a correlaciones entre variables que pueden estar sistemáticamente relacionadas o no. En el análisis que se plantea a continuación se aprovechan las series cronológicas y se agrega información sobre transacciones de los especuladores con el propósito de demostrar empíricamente la hipótesis planteada por Brunnermeier y Pedersen (2009).

²⁶ Tanto el dólar estadounidense como el euro pertenecen a este grupo.

Gráfico 4

Distribución de Kernel de la rentabilidad z_t como una función de los diferenciales de la tasa de interés (tras eliminar efectos fijos), primer trimestre de 2002-primer trimestre de 2012



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

Nota: Los datos corresponden al dólar estadounidense, el euro, la libra esterlina, el dólar australiano, el real brasileño, el sol peruano, el peso colombiano, el dólar neozelandés, la corona noruega, el peso mexicano, el yen japonés y el dólar canadiense.

IV. Resultados

1. La relación entre las operaciones de acarreo de divisas y las turbulencias en el tipo de cambio

Comenzamos por estudiar los predictores de grandes correcciones en el tipo de cambio. En particular, nos centamos en los diferenciales de la tasa de interés y la actividad de las operaciones de acarreo. Como variable sustitutiva del riesgo de desplome, usamos el coeficiente de asimetría ($Skew_{jt}$), la variable dependiente. Mediante el uso de regresiones lineales simples, probamos si el coeficiente de las posiciones a plazo de no residentes y los retardos de la variable dependientes son predictores significativos del riesgo de caída en relación con el tipo de cambio. Un incremento en los diferenciales de la tasa de interés tiene una incidencia positiva en el riesgo de caída. Por lo tanto, esperamos un signo positivo para este coeficiente. Una posición a plazo compradora de no residentes (actividad de operaciones de acarreo con el peso chileno), además, incrementa el riesgo, por lo que también esperamos un signo positivo en este coeficiente. Por último, esperamos un signo positivo en el coeficiente de la variable dependiente rezagada, ya que un mayor nivel de riesgo en el pasado desalentaría las posiciones cortas muy agresivas en el presente.

Específicamente, consideramos las siguientes regresiones de panel:

$$Skew_{jt+1} = \beta_1 Skew_{jt} + \beta_2 (i_{jt}^* - i_{jt}) + \beta_3 FPNR_{jt} + \beta_4 X_{jt} + \alpha_j + \varepsilon_{jt} \quad (1)$$

donde j es un determinado país y t un determinado trimestre. X_{jt} es un vector de control que, dependiendo de la especificación, puede incluir: z_{jt} , la rentabilidad de la operación de acarreo; $BCCH_{jt}$, una variable ficticia que toma el valor de 1 si, en el trimestre correspondiente, el banco

central anunció una intervención en la moneda o intervino en el mercado cambiario, y el valor de 0 si no lo hizo; $\log(Copper)$, el logaritmo del precio del cobre (centavos de dólares estadounidenses/libra) informado en la Bolsa de Metales de Londres; $\log(Oil)$, el logaritmo del precio nominal del petróleo informado en la Bolsa Mercantil de Nueva York (NYMEX); el índice de bonos de mercados emergentes (EMBI), que es el promedio ponderado de primas de riesgo soberano para un amplio grupo de economías emergentes y tiene por objeto controlar los cambios en el riesgo de un país; y, por último, α_j y ε_{jt} , que corresponden al efecto fijo de la moneda y el error, respectivamente. Los resultados se muestran en el cuadro 2²⁷. En las primeras tres columnas del cuadro 2 se muestra que las operaciones de acarreo ($i_t^* - i_t$) son un fuerte predictor de la asimetría futura. También se verifica que el retardo de la variable *Skew* tiene un coeficiente negativo, lo que indica una reversión a la media en esta variable. Además, el coeficiente de las posiciones a plazo de no residentes se relaciona positivamente con la asimetría futura.

Cuadro 2
Predictores de caída de la moneda

	<i>Skew</i> _{t-1}	<i>Skew</i> _{t-1}	<i>Skew</i> _{t-1}	<i>Risk Reversal</i> _t
$i_t^* - i_{t-1}$	57,34*** (13,22)	57,07*** (12,82)	53,31*** (0,501)	113,9*** (9,182)
<i>FPNR</i> _t	0,0373*** (0,00153)	0,0304*** (0,00924)	0,128*** (0,0443)	-0,257*** (0,0148)
<i>Skew</i> _t	-0,148*** (0,0248)	-0,151*** (0,0154)	-0,186*** (0,0415)	-0,461*** (0,0688)
<i>BCCH</i> _t	0,848*** (0,0609)	0,831*** (0,0369)	0,765*** (0,0745)	-0,618*** (0,0334)
z_t		2,651 (3,016)	1,631 (1,092)	-14,57*** (2,545)
$\log(Copper)$			0,338*** (0,119)	-0,560 (0,836)
$\log(Oil)$			-0,108 (0,119)	1,842*** (0,448)
EMBI			-0,176 (0,427)	1,258*** (0,130)
Observaciones	62	62	62	51
R ²	0,240	0,254	0,304	0,531

Fuente: Elaboración propia, sobre la base de información del Banco Central de Chile y datos de Bloomberg.

Nota: Regresiones de panel con efectos fijos del país y datos trimestrales para el período entre el primer trimestre de 2002 y el primer trimestre de 2012. Los datos de las posiciones a plazo de no residentes (FPNR) incluyen únicamente los contratos a término sin entrega, en miles de millones de dólares. Las reversiones del riesgo (*Risk Reversal*) son la diferencia de volatilidad implícita entre la opción de compra de moneda extranjera a un mes y las opciones de venta. Los datos de panel son para dólares estadounidenses a partir del primer trimestre de 2002 y para euros a partir del segundo trimestre de 2006. Los datos de reversión del riesgo son para dólares estadounidenses a partir del primer trimestre de 2005 y para euros a partir del tercer trimestre de 2006. Los errores estándar agrupados se muestran entre paréntesis: *** p<0,01; ** p<0,05; * p<0,1.

Hemos incluido una variable ficticia en todas las especificaciones para la intervención del banco central, lo que es positivo y significativo. Se ha demostrado que los anuncios o las intervenciones del banco central incrementan el riesgo de desplome de la moneda. En la medida en que los incrementos

²⁷ Para facilitar la lectura e interpretación de los coeficientes de las posiciones a plazo de no residentes en el cuadro 2, hemos expresado esta variable en miles de millones de dólares. En el resto del artículo, esta variable se expresa en millones de dólares.

en $Skew_{t+1}$ debido a estos anuncios resultan en un menor grado de especulación, este resultado es útil para el control de la turbulencia del tipo de cambio, pero debe analizarse más en profundidad.

Destacamos que todos estos resultados coinciden con los datos indicados en las secciones anteriores. En la segunda columna del cuadro 2 se muestra que la rentabilidad de la moneda, z_t , tiene el signo esperado (las rentabilidades positivas de las operaciones de acarreo llevan a los inversionistas a adoptar posiciones), aunque el coeficiente no es significativo, posiblemente debido a que el coeficiente de las posiciones a plazo de no residentes tiene una fuerte correlación con la rentabilidad.

Cabe destacar que la relación entre el coeficiente de las posiciones a plazo de no residentes y el coeficiente de asimetría es robusta respecto de la inclusión de factores fundamentales que usualmente se incluyen en modelos a largo plazo para el tipo de cambio del peso chileno y el dólar estadounidense, como el precio del cobre, el precio del petróleo y el EMBI. De estas tres variables, el precio del cobre es la única variable de control que es estadísticamente significativa cuando se hace una regresión de la asimetría del tipo de cambio²⁸.

Como otra marca de robustez, incluimos la variable de reversión del riesgo (en la última columna del cuadro 2) como una variable dependiente alternativa del riesgo de desplome. La reversión del riesgo es una medición de la volatilidad implícita en la diferencia entre una opción de compra de moneda extranjera a un mes y una opción de venta de moneda extranjera a un mes²⁹. El precio, entonces, refleja el costo de la cobertura de seguro para los cambios en el tipo de cambio. Cuanto mayor sea el riesgo de caída, mayor será el precio. Como era de esperar, tanto la variable de acarreo como la variable de asimetría rezagada son significativas y tienen los signos previstos. El coeficiente de las posiciones a plazo de no residentes es negativo y significativo. Por lo tanto, tiene el signo opuesto al teórico, posiblemente debido a que el efecto de un mayor acarreo sobre esta variable en el período t ya ha sido captado por el diferencial de la tasa de interés. Estos resultados son similares a los expuestos por Hutchison y Sushko (2013), quienes dan cuenta de un vínculo estrecho entre las reversiones del riesgo y las posiciones especulativas en el mercado de futuros en el yen japonés. Algo similar ocurre con la rentabilidad z_t .

Tras haber establecido las relaciones empíricas entre las operaciones de acarreo, la asimetría y las posiciones a plazo de no residentes, en el siguiente apartado se analiza en detalle la relación dinámica entre estas tres variables usando un modelo de autorregresión vectorial.

²⁸ El hecho de que el peso chileno se considere un dinero mercancía indica que en el episodio descrito en la Introducción debe tomarse en cuenta la tendencia de este factor fundamental. De hecho, el precio del cobre, que es el principal factor detrás de la tendencia del tipo de cambio del peso chileno y el dólar estadounidense, tanto a corto como a largo plazo, se depreció alrededor de un 12% durante este episodio (véase la Introducción). No obstante, no hay que olvidar que este precio también se ve afectado por la incertidumbre mundial. Parece poco probable, de hecho, que la incertidumbre en los Estados Unidos se deba a noticias referidas al precio del cobre durante este episodio. En Wu (2013) pueden obtenerse datos respecto del papel del cobre en los recientes desajustes del tipo de cambio. Wu identifica varios episodios recientes en los que algunos factores fundamentales, en especial el precio del cobre, no son suficientes para explicar las distorsiones en los cambios a corto plazo del tipo de cambio. Los datos dados a conocer en este estudio respaldan esos hallazgos, ya que indican que los desajustes identificados en el tipo de cambio se deben a la turbulencia provocada por las operaciones de acarreo de dólares estadounidenses y pesos chilenos.

²⁹ En el cuadro 2 se muestra un menor número de observaciones para la especificación usando la reversión del riesgo como la variable dependiente. Esto se debe a la disponibilidad de los datos.

2. Modelo de autorregresión vectorial: el caso de la operación de acarreo entre el peso chileno y el dólar estadounidense

En esta sección estimamos un modelo de autorregresión vectorial de segundo orden centrándonos exclusivamente en transacciones con dólares estadounidenses. Este análisis nos permite estudiar la relación sistemática y dinámica entre el diferencial de la tasa de interés, la rentabilidad de la operación de acarreo, las posiciones de los especuladores (posiciones a plazo de no residentes) y el coeficiente de asimetría en el contexto de la operación de acarreo entre el peso chileno y el dólar estadounidense. Usamos datos mensuales para el período que va del primer mes de 2002 al primer mes de 2012. Los choques subyacentes a la función de impulso-respuesta se apoyan en una descomposición de Cholesky basada en el siguiente orden: $i_t^* - i_t$, z , *Skewness* y posiciones a plazo de no residentes³⁰. Todas las variables se filtran usando el método de Hodrick y Prescott para la descomposición de los componentes cíclicos de la serie.

En el gráfico 5 se muestra el impulso-respuesta de un choque de una desviación estándar sobre el diferencial de la tasa de interés, usando intervalos de confianza del 95%. En el gráfico 5C se observa que el coeficiente de las posiciones a plazo de no residentes se encuentra estrechamente relacionado con el diferencial de la tasa de interés (gráfico 5A). Los amplios márgenes llevan a una mayor actividad de operaciones de acarreo, lo que se ve impulsado por un incremento de la rentabilidad prevista para los inversionistas que usan el peso chileno como moneda de inversión y el dólar estadounidense como moneda de financiamiento.

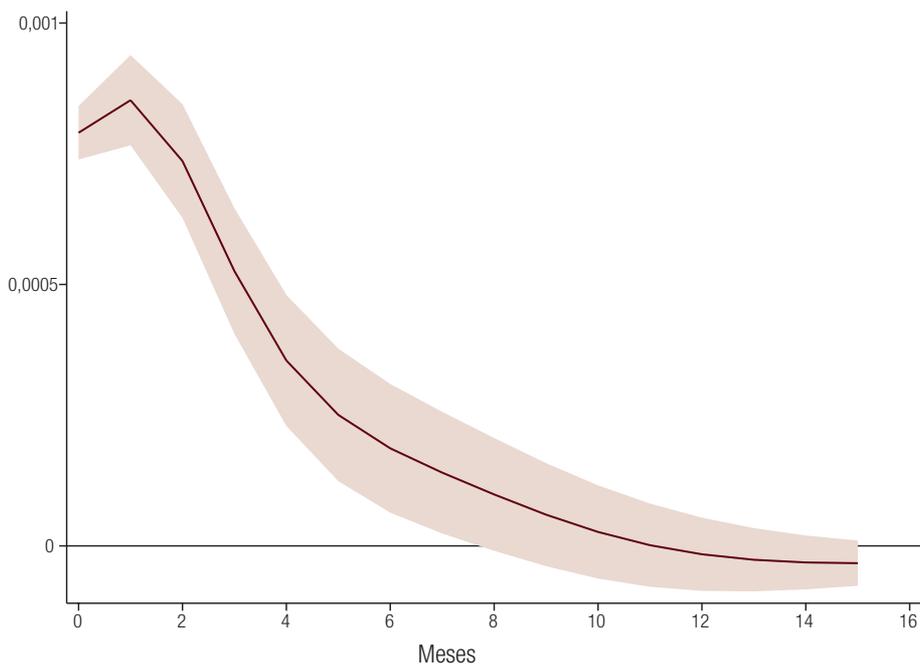
El aumento en las transacciones de operaciones de acarreo tiene dos efectos sobre la asimetría (*Skew*). Por una parte, genera una apreciación del tipo de cambio, y, por la otra, esta apreciación produce un riesgo de desplome. Esto último se refleja en el aumento de la probabilidad de ajustes abruptos en el tipo de cambio (un incremento en la asimetría positiva). De hecho, el grueso de la distribución de los cambios en el tipo de cambio se traslada hacia eventos de apreciación, al tiempo que la cola del lado derecho de la distribución se ensancha, debido a que el aumento en los eventos de riesgo de caída tiene una frecuencia más baja pero una magnitud más grande. Este efecto de mayor asimetría es provocado por una liquidación (reversión) de posiciones especulativas, que, a su vez, provoca un “espiral de pérdidas”. El aumento del riesgo de desplome hace que los inversionistas compensen posiciones o no inviertan tanto como antes del choque. En el gráfico 5D se muestra que, a medida que el volumen de las transacciones de operaciones de acarreo aumenta (véase el gráfico 5C), primero observamos un aumento del coeficiente de asimetría, seguido de un descenso gradual que converge hacia niveles previos al choque a medida que las posiciones de los especuladores retroceden hasta su nivel inicial.

Al interpretar los resultados del modelo de autorregresión vectorial, es importante tener presente que el impacto de la operación de acarreo en el tipo de cambio probablemente sería mucho mayor si lo condicionáramos a los períodos donde se registró una mayor actividad de operaciones de acarreo (aquellos períodos, por ejemplo, en que los diferenciales de la tasa de interés fueron particularmente grandes). Durante gran parte del período analizado —entre 2002 y mediados de 2007—, los derivados en divisas no se utilizaron mucho, probablemente porque en ese momento no eran una inversión atractiva. Durante todo el período, este efecto tiende a reducir el impacto captado por un modelo de autorregresión vectorial incondicional en la totalidad de la muestra.

³⁰ Este orden coincide con la teoría de Brunnermeier y Pedersen (2009), en la que se basa nuestra principal hipótesis de trabajo.

Gráfico 5
 Funciones de impulso-respuesta de un modelo de autorregresión vectorial (2)
 para un choque de una desviación estándar para diferenciales de la tasa de interés,
 primer mes de 2002-primer mes de 2012

A. Impulso



B. Rentabilidad de la operación de acarreo

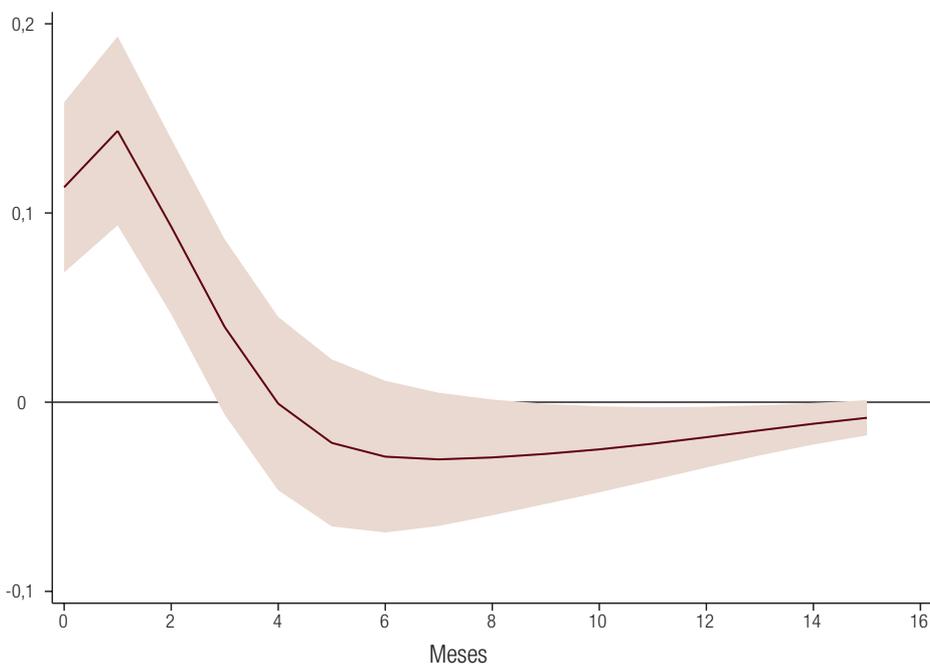
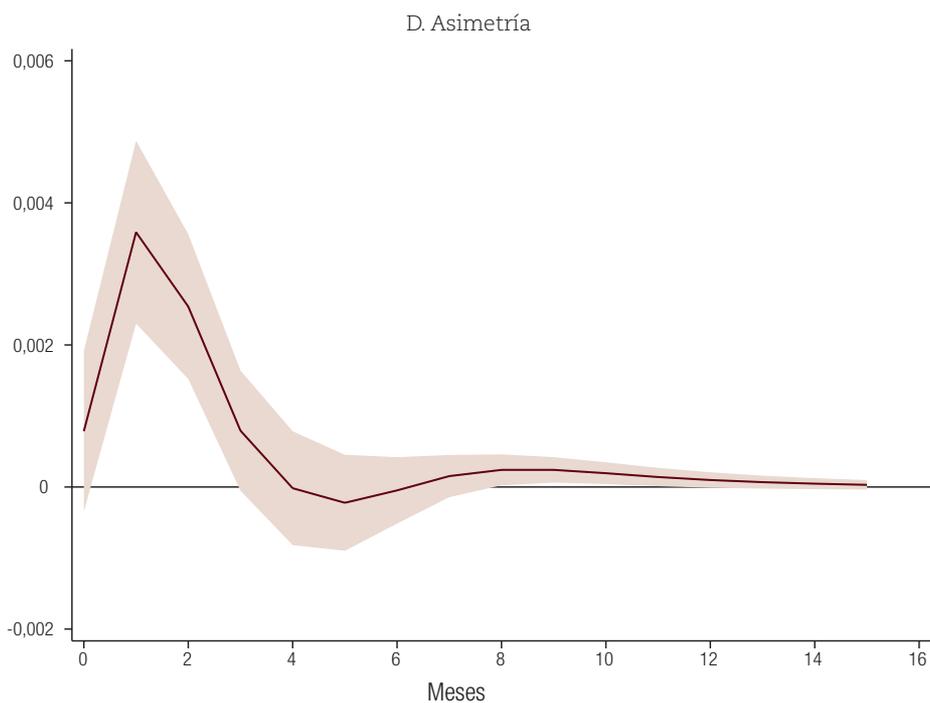
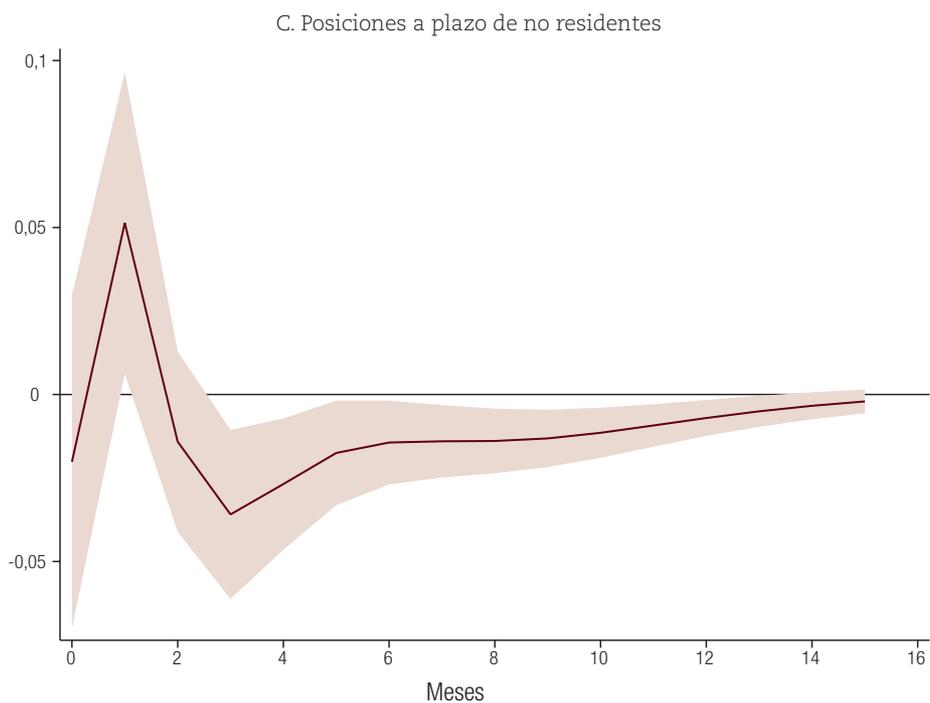


Gráfico 5 (conclusión)



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

3. El riesgo de liquidez y la reversión de las operaciones de acarreo

En este apartado, analizaremos más detalladamente la conducta de los especuladores. Específicamente, revisaremos los factores que llevan a los especuladores a revertir sus posiciones, como las pérdidas repentinas en sus posiciones, el aumento en los márgenes de financiamiento o la reducción de su tolerancia al riesgo. Con esta finalidad, usamos dos medidas para la incertidumbre agregada, que normalmente se asocian con la iliquidez de financiamiento y la aversión al riesgo de los inversionistas: i) el índice de volatilidad del mercado de opciones de Chicago (CBOE VIX), y ii) el índice de incertidumbre de la política económica creado por Baker, Bloom y Davis (2015). Ambas medidas de incertidumbre se utilizan como variables sustitutivas observables que deben correlacionarse con los factores mencionados anteriormente (por ejemplo, véanse los determinantes macroeconómicos de la actividad de las operaciones de acarreo en Anzuini y Fornari (2011)). Informamos los resultados utilizando solo el índice de incertidumbre de la política económica³¹. Consideramos las siguientes regresiones de panel:

$$\Delta PFNR_{jt} = \beta_1 \Delta EPU_t \times \text{sign}(i_{jt-1}^* - i_{t-1}) + \beta_2 EPU_t + \beta_3 FPNR_{jt-1} + \beta_4 BCCH_t + \alpha_j + \varepsilon_{jt} \quad (2)$$

y

$$\Delta z_{jt} = \beta_1 \Delta EPU_t \times \text{sign}(i_{jt-1}^* - i_{t-1}) + \beta_2 EPU_t + \beta_3 BCCH_t + \alpha_j + \varepsilon_{jt} \quad (3)$$

donde j es el país, t es tiempo, α_j representa el efecto fijo del país (o la moneda) y ε_{jt} es el término perturbador. El signo esperado para el coeficiente de la variable de interacción que se obtiene de multiplicar el índice de incertidumbre de la política económica y la operación de acarreo, en virtud de la hipótesis de que hay una reversión de posiciones que afecta el riesgo de caída, es negativo en ambas regresiones. Hasta ahora, hemos ignorado la dirección de la operación de acarreo, dado que los diferenciales de la tasa de interés y otras variables cambian de signo cuando cambia la dirección de la operación de acarreo. Este no es el caso del índice VIX ni del índice de incertidumbre de la política económica, por lo que hacemos que estas dos variables interactúen con el signo de los diferenciales de la tasa de interés, $\text{sign}(i_{t-1}^* - i_{t-1})$ ³².

Estimamos las especificaciones en las ecuaciones 2 y 3 mediante el estimador de efectos fijos. En el cuadro 3 se presentan los resultados para el índice de incertidumbre de la política económica. En las primeras dos columnas se muestra que el impacto de una mayor incertidumbre mundial en los cambios contemporáneos en las posiciones a plazo de no residentes (mismo mes) es positivo. Esto se invierte al mes siguiente, como es de esperar en un contexto donde un incremento de la incertidumbre mundial provoca una reversión de las posiciones de las operaciones de acarreo. Esto implica que los escenarios de mayor incertidumbre mundial pueden generar un riesgo de desplome, pero con cierto rezago. El hecho de que el efecto contemporáneo sobre las posiciones a plazo de no residentes sea positivo (columna 1 del cuadro 3) no se ajusta a la hipótesis de Brunnermeier y Pedersen (2009). Nuestra explicación de este resultado aparentemente confuso es la siguiente. Los choques que aumentan la incertidumbre llevan a los inversionistas no especuladores a adoptar posiciones para cubrir sus inversiones impulsadas por factores fundamentales ante una mayor volatilidad del tipo de cambio. Los lectores recordarán que las posiciones a plazo de no residentes

³¹ Los resultados en los que se utiliza el índice VIX se incluyen en el cuadro A1.1 del anexo y coinciden con los que aquí se detallan.

³² Por supuesto, esto solo es significativo cuando el signo de acarreo cambia. Si bien la frecuencia de la ocurrencia de este evento es baja en la muestra, hay trimestres en los que la dirección del acarreo entre el peso chileno y el dólar estadounidense y entre el peso y el euro cambia de positiva a negativa y viceversa.

son mayormente utilizadas por estos inversionistas, que compran dólares. Posteriormente, mientras los choques de incertidumbre persistentes reducen los márgenes de financiamiento en los mercados financieros mundiales, los cambios observados en las posiciones a plazo de no residentes serán cada vez más tenidos en cuenta por los especuladores que revierten sus posiciones. Esto explica tanto el efecto positivo contemporáneo como el efecto negativo posterior.

Del cuadro 3 también se desprende que los aumentos en $FPNR_{t-1}$ predicen un cambio más pequeño en $FPNR_t$, lo que podría explicarse por la presencia de un mayor riesgo de desplome.

Cuadro 3

Sensibilidad mensual de posiciones y rentabilidades de las operaciones de acarreo respecto de los cambios en el índice de incertidumbre de la política económica

	$\Delta FPNR_t$	$\Delta FPNR_{t+1}$	Z_t	Z_{t+1}
$\Delta EPU_t \times \text{sign}(i_{t-1}^* - i_{t-1})$	0,987*** (0,0433)	-1,325*** (0,153)	5,25e-05*** (1,74e-05)	-0,000170*** (6,43e-05)
$\Delta FPNR_{t-1}$	-0,207*** (0,00250)	-0,0686*** (0,00494)		
$\Delta \log(\text{Copper})_{t-1}$	0,445* (0,244)	-0,809*** (0,229)		
$BCCH_t$	-25,00*** (5,678)	47,55*** (15,00)	-0,00364*** (8,36e-05)	-0,000604 (0,00311)
Observaciones	179	175	183	179
R ²	0,041	0,014	0,007	0,033

Fuente: Elaboración propia, sobre la base de información del Banco Central de Chile, datos de Bloomberg y Economic Policy Uncertain Index [en línea] www.policyuncertain.com.

Nota: Panel con efectos fijos del país y datos mensuales, tercer mes de 2002-primer mes de 2012 para dólares estadounidenses y octavo mes de 2006-tercer mes de 2012 para euros. Los datos de las posiciones a plazo de no residentes incluyen únicamente contratos a término sin entrega. Tasa de interés mensual al comienzo del período t . Los errores estándar agrupados se muestran entre paréntesis: *** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; * $p < 0,1$.

En la tercera y cuarta columna se indica la relación entre la incertidumbre y la rentabilidad esperada. La incertidumbre mundial se correlaciona de manera positiva con la rentabilidad de la inversión en el segundo mes tras un cambio en la incertidumbre, que desalienta las operaciones de acarreo. Considerando todos estos resultados juntos, podemos arribar a la siguiente conclusión: cuando baja la tolerancia al riesgo, los comerciantes revierten sus posiciones, lo que provoca una reducción en las posiciones a plazo de no residentes y en la rentabilidad z_t . La inclusión de la variable ficticia $BCCH_t$ demuestra que es un importante factor explicativo tanto para la rentabilidad de las operaciones de acarreo como para los cambios en la variable de las posiciones a plazo de no residentes, aunque su impacto es corto.

La inclusión de una variable fundamental, como el precio del cobre, es relevante, pero no es robusta respecto de la inclusión de otros controles³³. Dada la fuerte relación contemporánea entre el índice de incertidumbre de la política económica y el excedente de rentabilidad de las operaciones de acarreo, analizamos hasta qué punto los índices de incertidumbre mundial pueden predecir las rentabilidades futuras y aproximar cambios en las primas de riesgo (la base para la rentabilidad de las operaciones de acarreo). Consideramos la siguiente especificación de panel econométrica:

$$z_{jt+1} = \beta_1 (i_{jt}^* - i_t) + \beta_2 (\Theta_t \times \text{sign}(i_{jt-1}^* - i_{t-1})) + \alpha_j + \varepsilon_{jt} \quad (3)$$

³³ Por ejemplo, cuando se incluye el retardo de la operación de acarreo ($i_{t-1}^* - i_{t-1}$) en la regresión, el precio del cobre no es significativo, mientras que los otros coeficientes estimados mantienen sus signos e importancia.

donde j es el país, t es tiempo, α_j representa los efectos fijos del país (o la moneda) y ε_{jt} es el término perturbador. Θ_t es el indicador de incertidumbre mundial o liquidez. Además de las medidas de incertidumbre mundial (el índice de incertidumbre de la política económica y el índice de volatilidad (VIX)), consideramos la medida de liquidez proporcionada por el margen entre el Tipo Interbancario de Oferta de Londres (LIBOR) y el “swap” de tasas de interés a un día (conocido como LOIS). En el cuadro 4 se presentan los resultados de las estimaciones de los efectos fijos.

Cuadro 4

Rentabilidad del tipo de cambio z_t con regresión en las operaciones de acarreo $i_t^* - i_t$ y su interacción con el índice de volatilidad, el margen entre el Tipo Interbancario de Oferta de Londres (LIBOR) y el “swap” de tasas de interés a un día, y el índice de incertidumbre de la política económica

Excedente de rentabilidad en	Z_{t+1}	Z_{t+2}	Z_{t+3}	Z_{t+1}	Z_{t+2}	Z_{t+3}	Z_{t+1}	Z_{t+2}	Z_{t+3}
$i_t^* - i_t$	1,073*** (0,297)	0,924*** (0,244)	0,724*** (0,122)	1,077*** (0,293)	0,882*** (0,258)	0,694*** (0,110)	1,121*** (0,275)	0,974*** (0,209)	0,721*** (0,141)
$\Delta VIX_t \times \text{sign}(i_t^* - i_t)$	-0,000991 (0,000753)	-0,000326*** (0,000124)	-0,000398 (0,000376)						
$\Delta LOIS_t \times \text{sign}(i_t^* - i_t)$				-0,0147** (0,00739)	-0,0222*** (0,00798)	-0,0100*** (0,00140)			
$\Delta EPU_t \times \text{sign}(i_t^* - i_t)$							-0,000116*** (2,23e-05)	-0,000154 (0,000163)	-1,15e-05 (9,92e-05)
Observaciones	236	234	232	236	234	232	236	234	232
R cuadrado	0,147	0,052	0,042	0,091	0,116	0,043	0,073	0,066	0,028

Fuente: Elaboración propia, sobre la base de información del Banco Central de Chile, datos de Bloomberg y Economic Policy Uncertain Index [en línea] www.policyuncertain.com.

Nota: Las regresiones de panel con efectos fijos del país y datos mensuales son para el período entre el tercer mes de 2002 y el primer mes de 2012. Los datos son para dólares estadounidenses y euros. El índice de volatilidad (VIX) mide el “apetito” de riesgo. El margen entre el Tipo Interbancario de Oferta de Londres (LIBOR) y el “swap” de tasas de interés a un día (LOIS) es una medida de liquidez internacional, al tiempo que el índice de incertidumbre de la política económica es una medida de incertidumbre económica y política. Los índices VIX, LOIS y de incertidumbre de la política económica corresponden a la observación final para cada trimestre. Los errores estándar agrupados se muestran entre paréntesis: *** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; * $p < 0,1$.

Un resultado notable es la confirmación del efecto de la incertidumbre sobre las rentabilidades, un efecto robusto en las diferentes medidas de la incertidumbre mundial³⁴. El efecto también se muestra persistente a lo largo del tiempo. Un aumento de la incertidumbre en t tiene un impacto negativo en la rentabilidad en el mismo trimestre y en los siguientes dos trimestres, aunque el impacto se vuelve no significativo con el correr del tiempo. La incertidumbre general, por tanto, es un importante predictor de la rentabilidad, al tiempo que estos efectos son relevantes en el corto plazo. Por lo tanto, los datos coinciden con la hipótesis de Brunnermeier y Pedersen (2009).

³⁴ En el cuadro A1.1 del anexo se muestran los resultados usando el índice VIX en lugar del índice de incertidumbre de la política económica como indicador de la incertidumbre.

4. ¿La actividad de las operaciones de acarreo se concentra más en los contratos de corta o de larga duración?

Una de las ventajas de las fuentes de datos utilizadas en este estudio es que nos permiten obtener información detallada sobre los contratos a término sin entrega que generalmente no está disponible en otras economías o mercados. En particular, podemos clasificar las transacciones de los no residentes (las cantidades hipotéticas de los contratos a término sin entrega) en virtud de su duración. En esta sección, usamos estos datos para identificar la duración de los contratos respecto de los cuales las operaciones de acarreo están más activas.

En el cuadro 5 se presenta el efecto diferenciado de las operaciones de acarreo en las transacciones de contratos a término sin entrega suscritos por agentes no residentes en virtud de su duración. Una estrategia de inversión de operaciones de acarreo debe implicar la adopción de posiciones más largas por parte de los especuladores tras un aumento de los diferenciales de la tasa de interés. Como se muestra en el cuadro 5, para las operaciones a corto plazo (<1 mes), la relación entre la operación de acarreo y las posiciones a plazo de no residentes (la variable dependiente) no es estadísticamente significativa. A mediano plazo (para contratos que van de un mes a un año), no obstante, observamos que la operación de acarreo tiene una importante correlación con las posiciones a plazo de no residentes, lo que se ajusta a los datos y análisis presentados en esta y otras publicaciones (Ichiue y Koyama, 2011). También observamos que el signo que acompaña al coeficiente de la operación de acarreo se revierte para duraciones más largas, lo que confirma que la actividad especulativa se concentra en los contratos de duración media.

Cuadro 5

Posiciones a plazo de comerciantes no residentes, por plazo de los contratos a término sin entrega de base, regresión basada en acarreo $i_{t-1}^* - i_{t-1}$.

	Posiciones a plazo de no residentes desagregadas por el plazo del contrato				
	7 días	8 a 30 días	31 a 180 días	181 a 365 días	>365 días
$i_{t-1}^* - i_{t-1}$	1,837 (1,495)	-2,381 (10,656)	90,495** (44,102)	72,365*** (24,934)	-50,315* (27,207)
Observaciones	333	119	40	40	40
R ²	0,005	0,0006	0,11	0,21	0,04

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

Nota: Las regresiones de mínimos cuadrados ordinarios (OLS) son para dólares estadounidenses para el período que va del primer mes de 2002 al primer mes de 2012. Los datos para contratos de siete días se encuentran disponibles desde 2005 en adelante. Las posiciones a plazo de no residentes se expresan en miles de millones de dólares estadounidenses. Los diferenciales de la tasa de interés son para 7, 30, 180 y 360 días, respectivamente (datos semanales, mensuales y trimestrales), y los últimos se derivan de las tasas a 180 días. Los diferenciales de la tasa de interés que se muestran en la primera y en la segunda columna son para el comienzo de la semana/el mes. En la tercera y la quinta columna, los diferenciales de la tasa de interés corresponden al comienzo del trimestre. Para los contratos de más de un año de duración, los diferenciales de la tasa de interés se basan en tasas de interés a un año. Para los pesos chilenos se usa el tope de interés preferencial, mientras que para los dólares estadounidenses se usa el Tipo Interbancario de Oferta de Londres (LIBOR). Los errores estándar robustos se muestran entre paréntesis: *** p<0,01; ** p<0,05; * p<0,1.

V. Conclusiones

En este documento hemos presentado datos sobre el uso, por parte de inversionistas extranjeros, de estrategias de inversión de operaciones de acarreo de divisas en las que intervienen el peso chileno y divisas de otras economías desarrolladas; el uso de estas estrategias ha sido favorecido por los grandes diferenciales de la tasa de interés entre estas monedas observados en los últimos años. Especialmente en períodos de gran incertidumbre mundial, esto ha tenido un gran impacto en el tipo de cambio nominal, que ha atravesado numerosos episodios de turbulencia. Mediante el empleo de distintas especificaciones econométricas, mostramos que un factor explicativo importante y robusto en la distribución de los cambios diarios en el tipo de cambio es la posición a plazo de no residentes en el mercado local. De conformidad con la interpretación de la relación entre el coeficiente de asimetría de la distribución y las posiciones en el mercado de futuros de dichos inversionistas, también observamos que el riesgo de desplome de la moneda hace que los inversionistas se abstengan de tomar posiciones que conducirían a la restauración de la paridad de tasas. Además, mostramos que un incremento en el riesgo global o el nivel de aversión al riesgo —medido por índices como el VIX, el LOIS o el índice de incertidumbre de la política económica— coincide con reducciones en las posiciones a plazo de no residentes y una menor rentabilidad de las operaciones de acarreo (prima de riesgo).

Los datos de este estudio también revelan que las posiciones a plazo de no residentes deben agregarse al análisis cuando se evalúan los factores que desestabilizan el tipo de cambio a corto plazo. La variable de las posiciones a plazo de no residentes es adecuada para explicar los notorios desajustes recientes en el tipo de cambio, identificados por Wu (2013). También recomendamos considerar el coeficiente de asimetría como un indicador de turbulencia en el tipo de cambio. Esta variable ofrece información relevante que no es captada por otros indicadores habitualmente utilizados, como la desviación estándar.

Desde el punto de vista de la política monetaria, el reciente y rápido desarrollo de las operaciones de acarreo en el caso del peso chileno es un factor que, junto con otros eventos y escenarios económicos, puede conducir a una situación en la cual los encargados de formular las políticas deben enfrentarse a una compensación entre el control de la inflación y la generación de riesgos vinculados a las divisas en los balances generales del sector real. En este contexto, los aumentos en la tasa de política destinados a frenar la inflación podrían incentivar las operaciones de acarreo, lo que generaría más presión inflacionaria. Este es un riesgo que los encargados de formular las políticas deben tomar en cuenta durante los períodos marcados por grandes diferenciales de la tasa de interés entre el peso chileno y otras divisas.

Bibliografía

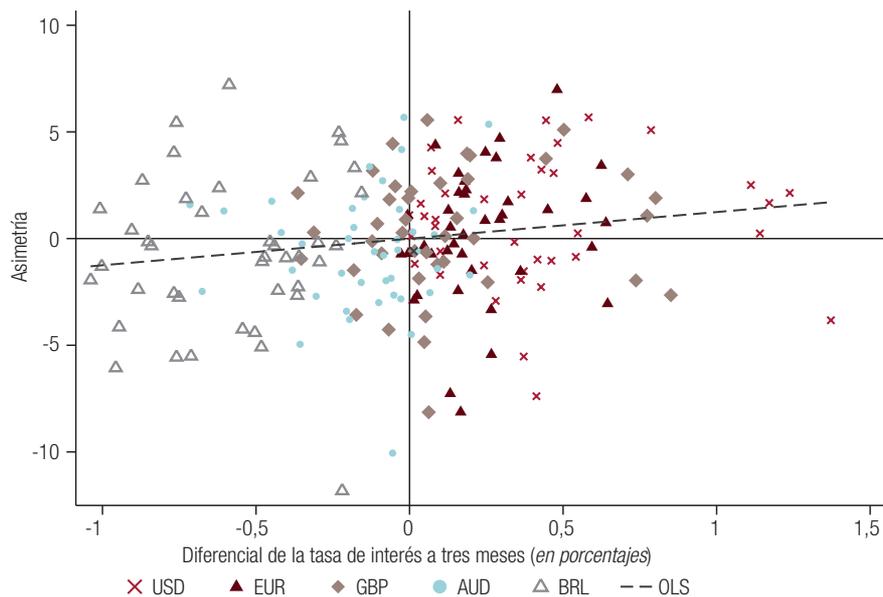
- Ahumada, A. y J. Selaive (2007), “Desarrollo del mercado de derivados cambiarios en Chile”, *Revista de Análisis Económico*, vol. 22, N° 1.
- Alfaro, L. y F. Kanczuk (2013), “Carry trade, reserve accumulation, and exchange-rate regimes”, *NBER Working Paper Series*, N° 19098, Cambridge, Massachusetts, National Bureau of Economic Research.
- Anzuini, A. y F. Fornari (2011), “Macroeconomics determinants of carry trade activity”, *Economic Working Papers*, N° 817, Banco de Italia.
- Bacchetta, P. y E. van Wincoop (2010), “Infrequent portfolio decisions: a solution to the forward discount puzzle”, *American Economic Review*, vol. 100, N° 3, Nashville, Tennessee, American Economic Association.
- Baker, S., N. Bloom y S. Davis (2015), “Measuring economic policy uncertainty”, *NBER Working Paper Series*, N° 21633, Cambridge, Massachusetts, National Bureau of Economic Research [en línea] www.policyuncertainty.com/media/BakerBloomDavis.pdf.

- Banco Central de Chile (s/f), "Manual de procedimientos y formularios de información del Compendio de Normas de Cambios Internacionales" [en línea] http://www.bcentral.cl/es/faces/pfinanciera/manualprocedimientos?_afzLoop=1343102542531642&_afzWindowMode=0&_afzWindowId=null#!%40%40%3F_afzWindowId%3Dnull%26_afzLoop%3D1343102542531642%26_afzWindowMode%3D0%26_adf.ctrl-state%3D1bb09id9aa_4.
- Bekaert, G. y R.J. Hodrick (1992), "Characterizing predictable components in excess return on equity and foreign exchange markets", *Journal of Finance*, vol. 47, N° 2, Wiley.
- BPI (Banco de Pagos Internacionales) (2013), *Statistical Release. OTC Derivatives Statistics at End-June 2013* [en línea] http://www.bis.org/publ/otc_hy1311.pdf.
- Brunnermeier, M.K. y L.H. Pedersen (2009), "Market liquidity and funding liquidity", *Review of Financial Studies*, vol. 22, N° 6, Oxford University Press.
- Brunnermeier, M.K., S. Nagel y L.H. Pedersen (2008), "Carry trades and currency crashes", *NBER Macroeconomics Annual 2008*, vol. 23, Cambridge, Massachusetts, National Bureau of Economic Research.
- Burnside, C. y otros (2010), "Do peso problems explain the returns to the carry trade", *The Review of Financial Studies*, vol. 24, N° 3, Oxford University Press.
- Engel, C. (1996), "The forward discount anomaly and the risk premium: a survey of recent evidence", *Journal of Empirical Finance*, vol. 3, N° 2, Amsterdam, Elsevier.
- Fama, E. (1984), "Forward and spot exchange rates", *Journal of Monetary Economics*, vol. 14, N° 3, Amsterdam, Elsevier.
- Gromb, D. y D. Vayanos (2010), "Limits of arbitrage", *Annual Review of Financial Economics*, vol. 2, N° 1.
- Gyntelberg, J. y E. Remolona (2007), "Risk in carry trades: a look at target currencies in Asia and the Pacific", *BIS Quarterly Review*, Banco de Pagos Internacionales, diciembre.
- Hodrick, R.J. (1987), *The Empirical Evidence on the Efficiency of Forward and Futures Foreign Exchange Markets*, Harwood Academic Publishers.
- Hutchison, M. y V. Sushko (2013), "Impact of macro-economic surprises on carry trade activity", *Journal of Banking and Finance*, vol. 37, N° 4, Amsterdam, Elsevier.
- Ichiue, H. y K. Koyama (2011), "Regime switches in exchange rate volatility and uncovered interest parity", *Journal of International Money and Finance*, vol. 30, N° 7, Amsterdam, Elsevier.
- Jurek, J. (2014), "Crash-neutral currency carry trades", *Journal of Financial Economics*, vol. 113, N° 3, Amsterdam, Elsevier.
- Lustig, H., N. Roussanov y A. Verdelhan (2008), "Common risk factors in currency markets", *NBER Working Paper Series*, N° 14082, Cambridge, Massachusetts, National Bureau of Economic Research.
- Mitchell, M., L. Pedersen y T. Pulvino (2007), "Slow moving capital", *American Economic Review*, vol. 97, N° 2, Nashville, Tennessee, American Economic Association.
- Plantin, G. y H.S. Shin (2011), "Carry trades, monetary policy and speculative dynamics", *CEPR Discussion Papers*, N° 8224.
- Salinas, J. y J. Villena (2014), "Mercado cambiario chileno, una comparación internacional: 1998 a 2013", *Estudios Económicos Estadísticos*, N° 106, Santiago, Banco Central de Chile.
- Wu, Y. (2013), "What explains movements in the peso/dollar exchange rate?", *IMF Working Paper*, N° WP/13/171, Washington, D.C., Fondo Monetario Internacional.

Anexo A1

Gráfico A1.1

Sección transversal de diferenciales de asimetría empírica y tasa de interés a tres meses, primer trimestre de 2002-primer trimestre de 2012

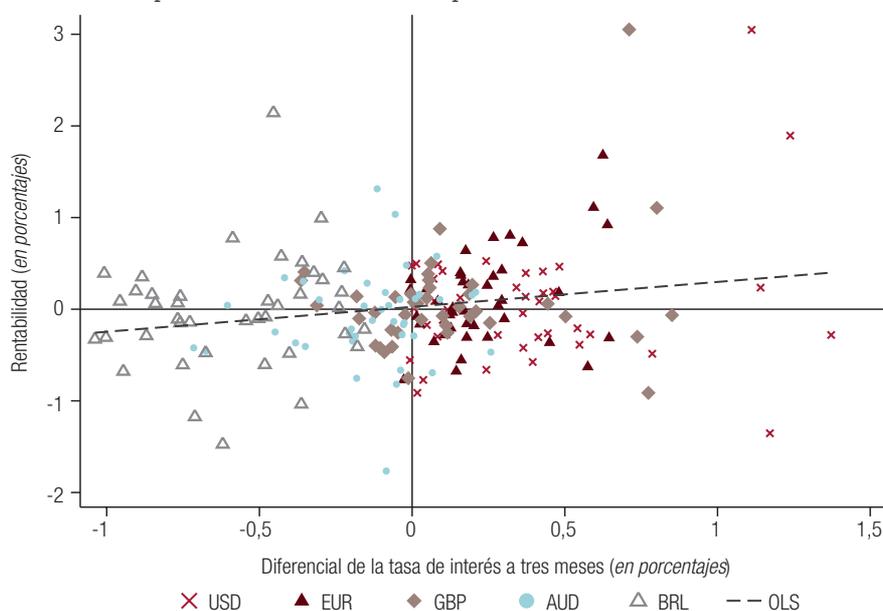


Fuente: Elaboración propia, sobre la base de información del Banco Central de Chile.

Nota: USD: Dólares estadounidenses; EUR: Euros; GBP: Libras esterlinas; AUD: Dólares australianos; BRL: Reales brasileños; OLS: Mínimos cuadrados ordinarios.

Gráfico A1.2

Sección transversal de diferenciales de rentabilidad empírica y tasa de interés a tres meses, primer trimestre de 2002-primer trimestre de 2012

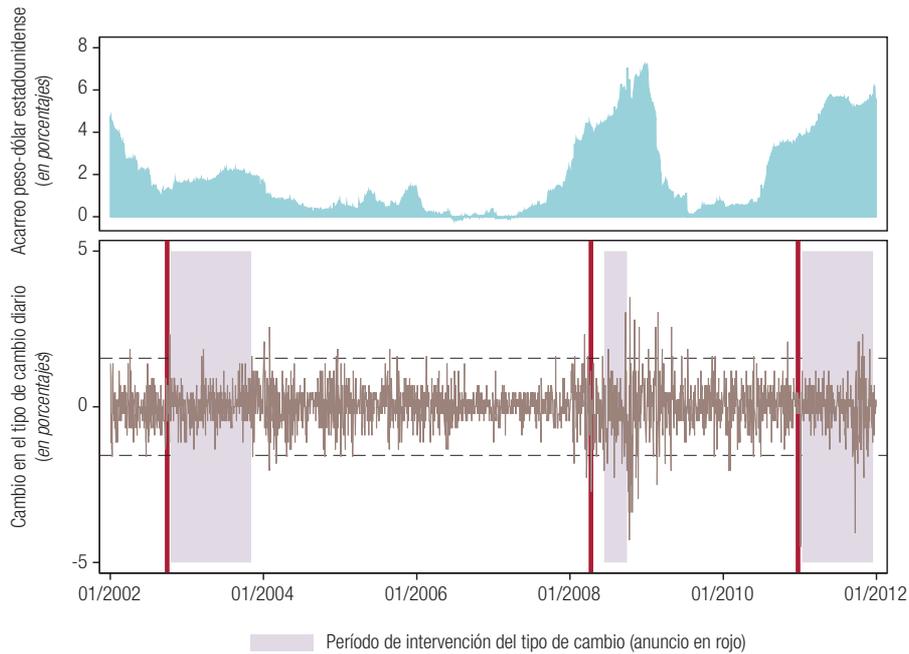


Fuente: Elaboración propia, sobre la base de información del Banco Central de Chile.

Nota: USD: Dólares estadounidenses; EUR: Euros; GBP: Libras esterlinas; AUD: Dólares australianos; BRL: Reales brasileños; OLS: Mínimos cuadrados ordinarios.

Gráfico A1.3

Diferenciales de tasa de interés a tres meses (operación de acarreo) y volatilidad del tipo de cambio del peso chileno y el dólar estadounidense

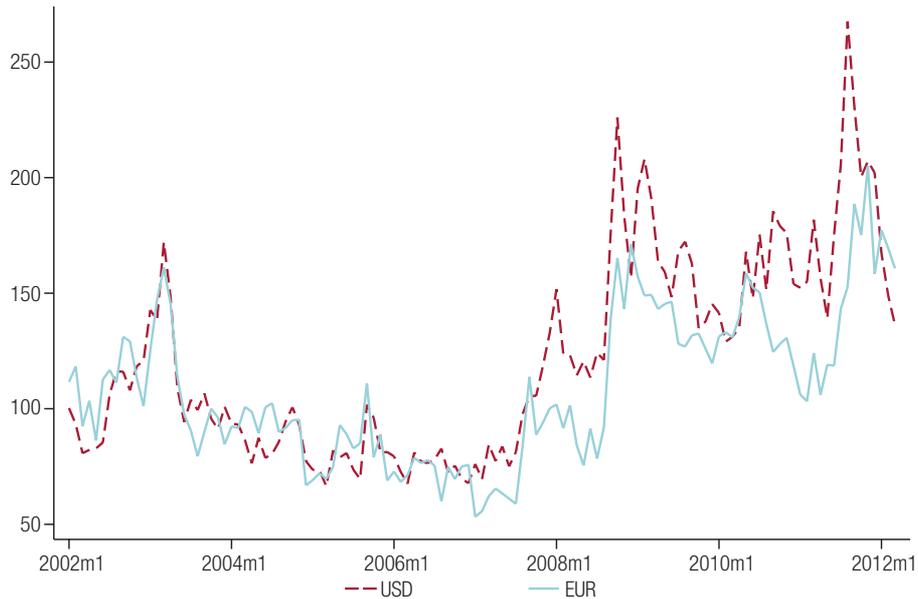


Fuente: Elaboración propia, sobre la base de información del Banco Central de Chile.

Nota: Las líneas rojas representan anuncios del banco central de que intervendría en el mercado de divisas. Las áreas sombreadas marcan los períodos en que esas intervenciones se concretaron. Las líneas punteadas en el gráfico inferior corresponden a dos bandas de desviación estándar (muestra 2002-2012).

Gráfico A1.4

Índice de incertidumbre de la política económica, primer mes de 2002-primer mes de 2012



Fuente: S. Baker, N. Bloom y S. Davis, "Measuring economic policy uncertainty", *NBER Working Paper Series*, N° 21633, Cambridge, Massachusetts, National Bureau of Economic Research, 2015 [en línea] www.policyuncertainty.com/media/BakerBloomDavis.pdf.

Nota: USD: Dólares estadounidenses; EUR: Euros.

Cuadro A1.1

Sensibilidad mensual de posiciones de las operaciones de acarreo y rentabilidades respecto de los cambios en el índice de volatilidad

	(1) $\Delta FPNR_t$	(2) $\Delta FPNR_{t+1}$	(3) Z_t	(4) Z_{t+1}
$\Delta VIX_t \times \text{sign}(i_{t-1}^* - i_{t-1})$	-12,48 (11,82)	-1,203 (1,396)	-6,46e-06 (0,000143)	-0,00106 (0,000806)
$\Delta FPNR_{t-1}$	-0,190*** (0,0106)	-0,0718*** (0,00567)		
$\Delta \log(\text{Copper})_{t-1}$	0,311*** (0,0614)	-0,824*** (0,256)		
$BCCH_t$	-64,62 (45,83)	54,48*** (9,703)	-0,00408*** (0,000141)	-0,00223 (0,00721)
Observaciones	179	175	183	179
R ²	0,060	0,011	0,004	0,120

Fuente: Elaboración propia, sobre la base de información del Banco Central de Chile y datos de Bloomberg.

Nota: En el panel se muestran los efectos fijos del país y datos mensuales para el período del tercer mes de 2002-primer mes de 2012 para dólares estadounidenses y del octavo mes de 2006 al tercer mes de 2012 para euros. Los datos sobre las posiciones a plazo de no residentes solo incluyen contratos a término sin entrega. Las tasas de interés mensuales se muestran al comienzo del período t . Los errores estándar agrupados se muestran entre paréntesis: *** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; * $p < 0,1$.

La dinámica del desempleo en el Uruguay a través de la teoría de la reacción en cadena¹

Martín Leites y Sylvina Porras

Resumen

En este artículo se analiza la dinámica del desempleo en el Uruguay en el marco de la teoría de la reacción en cadena y se aporta evidencia que explica la notable reducción del desempleo en los últimos años. Se confirma la incidencia de variables exógenas sobre la trayectoria del desempleo en el largo plazo y se descarta que su nivel de largo plazo gravite alrededor de un valor de equilibrio. Se constata la presencia de procesos de inercia en la demanda y oferta laboral y en los salarios, que interactúan entre sí y redundan en que los choques tengan efectos persistentes sobre el desempleo. Además, existen efectos de derrame complementarios que afectan la magnitud y duración de los efectos de los choques. Finalmente, se destaca que el crecimiento del acervo de capital y de su productividad explica parte de la significativa caída del desempleo en el Uruguay desde 2003.

Palabras clave

Desempleo, mercado de trabajo, oferta de mano de obra, salarios, medición, Uruguay

Clasificación JEL

J21, J23, J64

Autores

Martín Leites es Investigador del Instituto de Economía de la Universidad de la República, Uruguay. mleites@iecon.ccee.edu.uy

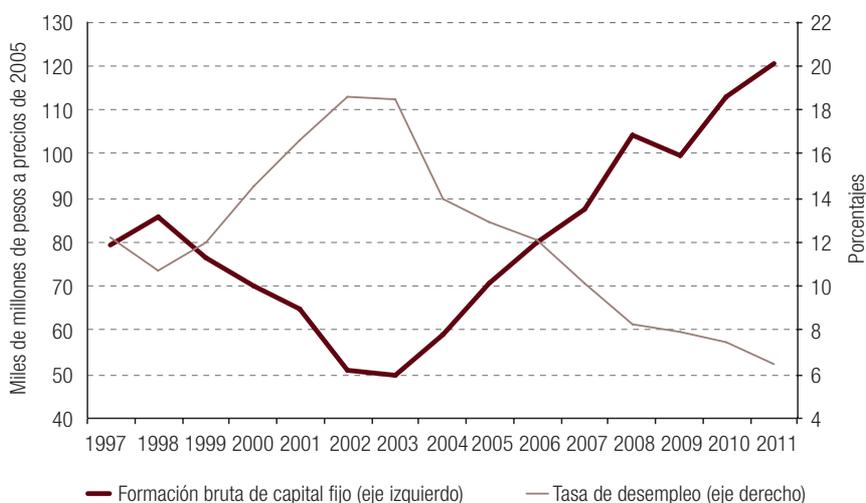
Sylvina Porras es Investigadora del Instituto de Economía de la Universidad de la República, Uruguay. sylvina@iecon.ccee.edu.uy

¹ Los autores agradecen a Verónica Amarante por la revisión y los valiosos comentarios realizados sobre una versión previa de este documento.

I. Introducción

La tasa de desempleo en el Uruguay se redujo 12 puntos porcentuales entre 2002 y 2011, y en los últimos años ha mantenido niveles históricamente bajos en comparación con su desempeño a través del tiempo. Esto sugiere la presencia de cierta inercia en su dinámica, cuestiona la existencia de una tasa natural de desempleo y abre interrogantes sobre cuáles son los factores que explican dicho proceso. En particular, cobra relevancia la indagación sobre cómo se vincula la evolución del desempleo de largo plazo con la acumulación de capital, variable que en ese período cobró un importante dinamismo, incrementando la capacidad productiva del país. En el gráfico 1 se observa que desde finales de la década de 1990, la dinámica de la formación bruta de capital fijo tuvo un comportamiento simétrico respecto a la evolución de la tasa de desempleo. Esto sugiere la hipótesis de que esta variable exógena al mercado de trabajo podría explicar parte de la caída de la tasa de desempleo a través de su impacto positivo sobre la demanda de trabajo.

Gráfico 1
Evolución de la formación bruta de capital fijo y de la tasa de desempleo, 1997-2011
(En miles de millones de pesos a precios de 2005 y porcentajes)



Fuente: Elaboración propia, sobre la base de datos del Instituto Nacional de Estadística (INE) y del Banco Central del Uruguay (BCU).

En los trabajos anteriores en que se estudia la dinámica del desempleo en el Uruguay se utilizan los enfoques más extendidos en la literatura económica: el de la tasa natural de desempleo y la hipótesis de histéresis. Sus resultados no son concluyentes respecto a la existencia de una tasa natural de desempleo y, si bien se confirma cierto comportamiento inercial, no se aportan elementos sobre los factores determinantes de su evolución. Los enfoques utilizados en estos trabajos presentan tres limitaciones fundamentales: i) operan con modelos uniecuacionales; ii) no permiten articular el comportamiento de corto y de largo plazo, y iii) descartan la incorporación de variables con tendencia para explicar el desempleo.

Esta investigación tiene como objetivo explicar la dinámica del desempleo en el Uruguay durante el período comprendido entre 1985 y 2011, aplicando el enfoque de la teoría de la reacción en

cadena, que presenta algunas ventajas respecto a los abordajes más extendidos para responder las interrogantes planteadas. Este enfoque es más general y, en lugar de presuponer la convergencia del desempleo a un nivel de equilibrio o la permanencia de los efectos de los choques (histéresis), sugiere un modelo para evaluar empíricamente ambas hipótesis. En segundo lugar, es menos restrictivo y permite identificar los efectos sobre la tasa de desempleo de choques provenientes de variables exógenas al mercado de trabajo. De acuerdo con Bande y Karanassou (2009), uno de los aportes esenciales de la teoría de la reacción en cadena es que permite evaluar empíricamente la incidencia de las variaciones del acervo de capital sobre la tasa de desempleo, tanto en el corto como en el largo plazo. Este aspecto contrasta con los enfoques dominantes, que enfatizan que los desplazamientos de la trayectoria del capital no tienen ningún efecto de largo plazo sobre la tasa de desempleo (Layard, Nickell y Jackman, 1991).

En tercer lugar, ofrece una perspectiva integral que explica la evolución del desempleo de corto plazo de forma articulada con su trayectoria de largo plazo. Esto permite identificar los mecanismos de ajuste que operan en el mercado laboral, evaluar la persistencia de los efectos de un choque transitorio y analizar cómo variables exógenas al mercado de trabajo, y su interacción con los procesos de ajuste en la oferta y la demanda (efectos de derrame), pueden tener efectos persistentes o permanentes en el desempleo de largo plazo.

Hasta donde es de conocimiento de los autores, este enfoque no ha sido utilizado para estudiar el desempleo en países en desarrollo. Su aplicación resulta de interés, considerando algunas características de los mercados laborales de los países de la región, como la informalidad y el nivel de segmentación, así como su notorio dinamismo reciente (Weller, 2014; Banco Mundial, 2012). En este marco, el Uruguay no es la excepción y ha presentado en el período reciente niveles de desempleo históricamente bajos en relación con el contexto nacional y regional, lo que fundamenta la importancia de responder cómo la dinámica del desempleo fue afectada por los siguientes elementos: i) la presencia de factores de inercia; ii) variables exógenas al mercado de trabajo; iii) la existencia de efectos de derrame, y iv) la complementariedad de los procesos de ajuste. Contar con evidencia sobre estos aspectos contribuye a una mejor comprensión de la dinámica del desempleo y permite identificar cuáles fueron los principales determinantes de su caída reciente. En particular, esta investigación aporta evidencia sobre la incidencia de la acumulación del capital y de la productividad del trabajo sobre la caída del desempleo, variables que Weller (2014) sugiere que podrían expresar la relevancia del contexto productivo para explicar el dinamismo del empleo. Además, de forma indirecta, captura cómo el contexto productivo interactúa con los aspectos institucionales, generando mecanismos de propagación de los choques.

Los resultados obtenidos permiten descartar que la tasa de desempleo del Uruguay gravite en torno a un nivel de equilibrio y concluir que variables exógenas al mercado de trabajo, como la acumulación del capital, la productividad del capital o la población en edad de trabajar, inciden a través de los procesos de ajuste, generando efectos persistentes. Además, se confirma la existencia de complementariedad de los procesos de ajuste rezagados, lo que implica que, si se produjeran de forma aislada, más del 90% del impacto inicial desaparecería al cuarto trimestre, mientras que si operan de forma simultánea esa situación se alcanza recién al décimo trimestre.

El artículo está organizado en cuatro secciones, además de esta Introducción. En primer lugar, se repasan las contribuciones de la teoría de la reacción en cadena y se presentan resultados de su aplicación en otros países. A continuación, se describe la metodología aplicada en esta investigación y luego se exponen los resultados. Finalmente, se resumen las conclusiones del trabajo.

II. Revisión de la literatura

1. Teoría de la reacción en cadena: concepto y aplicaciones

Dentro de la corriente principal de la disciplina económica, la teoría sobre la tasa natural de desempleo, o en su versión más moderna la tasa de desempleo no aceleradora de la inflación (TDNAI), ha sido una de las más influyentes en los estudios sobre el desempleo a nivel macroeconómico. Apoyándose en la evidencia sobre el desempeño del mercado de trabajo en los países desarrollados durante las últimas tres décadas del siglo XX, Layard, Nickell y Jackman (1991) plantean la existencia del equilibrio sin pleno empleo y lo identifican como aquel nivel de desempleo que no acelera la inflación. La teoría de la reacción en cadena surge como un enfoque alternativo para el estudio de la tasa de desempleo, superando algunas de las limitaciones de la teoría de la TDNAI: permite modelizar la trayectoria del desempleo de forma más integral, al articular su comportamiento de corto y de largo plazo, evaluar la incidencia de variables exógenas al mercado de trabajo y explicar cuáles son los factores que determinan la persistencia o permanencia de choques transitorios².

El enfoque de la teoría de la reacción en cadena se basa en un modelo multiecuacional del mercado de trabajo, en que los cambios en la tasa de desempleo son vistos como “reacciones en cadena” a las perturbaciones temporales y permanentes del mercado de trabajo.

Dichas reacciones del desempleo se producen a través de una red de interacción de procesos de ajuste rezagados de las variables relevantes del mercado de trabajo: oferta, demanda y salarios. El comportamiento de estas variables presenta cierta inercia o memoria, de modo que los ajustes no son inmediatos, lo que implica que sus valores presentes dependen de sus valores pasados y genera una fuente de persistencia de los efectos de los choques sobre la tasa de desempleo. La inercia de los procesos está bien documentada en la literatura sobre la teoría de la reacción en cadena (Karanassou, Sala y Salvador, 2008) y se debe a la presencia de costos de rotación laboral (de contratación, formación y despido) y escalonamiento de precios y salarios, y la existencia de mercados internos, efectos de la duración del desempleo y ajustes en la oferta de trabajo (por ejemplo, mediante la emigración). Otro elemento que desempeña un rol relevante es el hecho de que los procesos están interconectados entre sí y con variables exógenas, lo que redundaría en que choques externos generen efectos de derrame, amplificando su efecto de corto plazo sobre la tasa de desempleo y extendiendo su duración, e impidiendo que la tasa de desempleo converja en el largo plazo a un nivel invariante (Karanassou y Snower, 1997 y 1998).

El abordaje empírico del estudio del desempleo bajo el enfoque de la teoría de la reacción en cadena consiste en la modelización de un sistema de ecuaciones como el que se presenta a continuación³:

$$n_t = \alpha_1 n_{t-1} + \beta_1 k_t - \gamma_1 w_t \quad (1)$$

$$l_t = \alpha_2 l_{t-1} + \beta_2 z_t + \gamma_2 w_t \quad (2)$$

$$w_t = \beta_3 x_t - \gamma_3 u_t \quad (3)$$

² El enfoque de la teoría de la reacción en cadena fue desarrollado en Karanassou y Snower (1996). Véase una revisión, entre otros, en Karanassou (1998), Karanassou y Snower (1997, 1998 y 2000) y Henry, Karanassou y Snower (2000).

³ Los fundamentos teóricos que sustentan la especificación de cada ecuación son desarrollados en Karanassou y Snower (2000). Un resumen se presenta en Leites y Porras (2013).

donde n , l y w son variables endógenas y representan la demanda de trabajo, la oferta de trabajo y el salario real, respectivamente⁴. Excepto la tasa de desempleo (u), las demás variables del sistema están expresadas en logaritmos, por lo que dicha tasa se obtiene a partir de la siguiente expresión:

$$u_t \cong l_t + n_t \quad (4)$$

Los coeficientes α_i (con $0 < \alpha_i < 1$) expresan los efectos de la inercia de los procesos; los parámetros γ_i las interacciones entre las variables endógenas (efectos de derrame)⁵ y β_i las elasticidades de corto plazo de las variables endógenas respecto a los cambios en las variables exógenas, como son el acervo de capital (k), la población en edad de trabajar (z) y factores de presión sobre los precios (x).

Esta modelización de la teoría de la reacción en cadena permite superar una de las principales limitaciones del enfoque de la TDNAI, en el que se asume que la modelización de la tasa de desempleo solo puede incluir variables exógenas sin tendencia (hipótesis de invarianza), lo que implica que las perturbaciones permanentes de variables exógenas conducen a cambios compensatorios en las curvas de demanda y oferta de trabajo, a fin de restablecer la tasa de desempleo a su nivel de equilibrio de largo plazo original (Layard, Nickell y Jackman, 1991). Una modelización menos restrictiva (hipótesis de invarianza débil) es aquella que incluye una combinación lineal estacionaria de variables con tendencia exógenas al mercado laboral (Phelps, 1994). Karanassou y Snower (2004) demuestran que esas restricciones de invarianza no se cumplen y que variables con tendencia como el acervo de capital, el cambio tecnológico, la productividad del trabajo o la población en edad de trabajar son variables relevantes para explicar el comportamiento del mercado laboral y, en consecuencia, el desempleo. El requerimiento es que cada variable endógena con tendencia (l , n y w) se equilibre en conjunto con las variables explicativas.

Este enfoque se ha aplicado al estudio de la tasa de desempleo del Reino Unido, los Estados Unidos, Dinamarca, Australia, Portugal, España y un conjunto de países de la Unión Europea (Karanassou y Snower, 1998; Henry, Karanassou y Snower, 2000; Karanassou, Sala y Snower, 2003; Bande, 2002; Bande y Karanassou, 2009; Karanassou, Sala y Salvador, 2008; Karanassou y Sala, 2008 y 2010; González y Sala, 2011)⁶. En estos estudios se resalta la importancia de este enfoque en comparación con un modelo uniecuacional de la tasa de desempleo, y se concluye que las decisiones de política económica no deben basarse en lo que determina la tasa natural de desempleo, dado que se encuentra que la tasa de desempleo no gravita en torno a este nivel de equilibrio.

En todos los casos se confirma la existencia de inercia en los procesos de ajuste y solo se identifican diferencias en la velocidad de los mismos. La demanda de trabajo se ajusta con mayor rapidez en países como Dinamarca y Australia ($\alpha_1 = 0,2$ aproximadamente), y en el otro extremo se ubica la inercia estimada para la Unión Europea en su conjunto (0,94), seguida por la de los Estados Unidos y el Reino Unido (0,7 aproximadamente). Se argumenta que el resultado correspondiente a Dinamarca refleja una mayor flexibilidad de su mercado de trabajo respecto a los demás países de la Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económicos (OCDE), en cuanto a la legislación de protección al empleo (Karanassou, Sala y Salvador, 2008). En el caso de la oferta de trabajo, las ecuaciones presentan coeficientes de inercia más homogéneos y en niveles relativamente elevados

⁴ Para simplificar, en la ecuación de salario se excluye la incidencia del salario rezagado, siguiendo el ejemplo de Karanassou, Sala y Snower (2009). Con el mismo objetivo se excluyeron los términos de error y constantes.

⁵ En esta versión sencilla, el salario incide en la demanda y en la oferta de trabajo, mientras que el desempleo afecta también la determinación del nivel de salario. Mayores niveles de desocupación disminuirían el poder de negociación relativo de los trabajadores empleados, haciendo creíble la amenaza de despido, lo que ejercería una presión a la baja de los salarios.

⁶ En el estudio sobre la Unión Europea se incluye a los siguientes países: Alemania, Austria, Bélgica, Dinamarca, España, Finlandia, Francia, Italia, Países Bajos, Reino Unido y Suecia.

(α_2 entre 0,6 y 0,92)⁷, lo que indica la existencia de costos de entrada y salida de la fuerza de trabajo. En todos los casos, la ecuación de salarios incluye también rezagos de la variable dependiente. Dejando de lado los datos de Dinamarca y Australia, los coeficientes de inercia de los salarios son también relativamente homogéneos y oscilan entre 0,55 y 0,83. Al igual que en el caso de la demanda de trabajo, esos dos países son los que presentan los procesos de ajuste más rápidos (0,32 y 0,24, respectivamente).

Por otro lado, Karanassou y Snower (1998) encuentran que más de la mitad de los cambios de la tasa de desempleo del Reino Unido entre 1980 y 1995 se debieron a la contribución de los ajustes rezagados de las variables del mercado de trabajo en el mediano plazo. Además, indican que los procesos de ajuste han sido complementarios, lo que genera efectos más significativos sobre la tasa de desempleo. Henry, Karanassou y Snower (2000) estiman, en el caso del Reino Unido, que un choque temporal positivo de la demanda de trabajo⁸ provoca una reducción gradual de la tasa de desempleo, de modo que el 90% del efecto inicial recién desaparece después de cuatro años. Por su parte, un choque temporal sobre el salario real produce un fuerte incremento inicial de la tasa de desempleo, que luego inicia un proceso gradual de caída, logrando completar el 90% del ajuste total recién a los 12 años, mientras que el 90% del ajuste ante un choque proveniente de la oferta de trabajo desaparece a los diez años.

En las ecuaciones de demanda laboral de todos los países se incluyó como variable explicativa el salario real. La elasticidad del empleo de largo plazo respecto a los cambios en los salarios toma el signo esperado para todos los países, cumpliendo la ley de la demanda⁹, pero los valores difieren en magnitud. Dicha elasticidad se ubica por encima de 0,6 como valor absoluto en una de las estimaciones para España, así como en los casos de los Estados Unidos y Dinamarca (en los que toma valores entre 1 y 2). El resto de las estimaciones indican una elasticidad de largo plazo de la demanda laboral respecto al precio menor que 0,5.

Además de las variables mencionadas, sus rezagos e interacciones, las ecuaciones incluyen otras variables exógenas a los mercados de trabajo como variables explicativas. Una de las variables más utilizadas es el acervo de capital, que se incluye en las ecuaciones de demanda laboral. Las estimaciones indican una elasticidad de largo plazo positiva que oscila entre 0,3 y 1, lo que implica un efecto de largo plazo también sobre el desempleo. En el estudio referente a Australia, Karanassou y Sala (2010) concluyen que en la década de 1990 y principios de la década de 2000, la acumulación de capital fue el factor que tuvo mayor incidencia en la trayectoria del desempleo de dicho país. Sobre la base de estos resultados, los autores cuestionan el enfoque de la TDNAI y descartan que la trayectoria del desempleo solo responda a choques temporales o a cambios en las instituciones laborales. Karanassou y Sala (2008) encuentran evidencia en el mismo sentido para el caso de España entre los años 1970 y 2005. Aplican el enfoque de la teoría de la reacción en cadena para evaluar la influencia de las variaciones de las contribuciones a la seguridad social, los impuestos indirectos, la riqueza financiera y la acumulación de capital sobre la evolución de la tasa de desempleo de España. Encuentran que la acumulación de capital es el factor que en mayor medida explica dicha evolución.

2. Estudios sobre el desempleo en el Uruguay

En algunos estudios anteriores se ha abordado el tema del desempleo en el Uruguay utilizando como marco los enfoques más extendidos: el de la tasa natural de desempleo y la hipótesis de histéresis.

⁷ Para el Reino Unido hay dos estimaciones diferentes, una con un coeficiente de inercia de 0,45 y la otra con uno de 0,75.

⁸ Toman como supuesto un choque que implica una variación inicial de 1 punto porcentual de la tasa de desempleo.

⁹ En el trabajo de Karanassou y Snower (1998) referente al Reino Unido, esta elasticidad se presenta con signo positivo, pero en el documento no se realiza ningún comentario al respecto.

En estos trabajos se encuentra, por un lado, que no existe evidencia empírica concluyente respecto a la existencia de una tasa natural de desempleo a la que converja la economía del Uruguay y, en otros casos, no se rechaza la presencia de raíz unitaria en la serie de desempleo del país o, al menos, no se descarta que perturbaciones de naturaleza transitoria tengan efectos persistentes sobre el desempleo.

Efectivamente, Borraz y Tubio (2009) rechazan la existencia de la TDNAI en el caso uruguayo en el período comprendido entre 1978 y 2009 y, si bien encuentran una relación negativa entre la inflación y el desempleo, el método utilizado (curva de Phillips aumentada por expectativas) no les permitió inferir causalidad¹⁰. Sin embargo, utilizando otra metodología (filtro de Kalman, modelización univariada), estiman una tasa “natural” de desempleo independiente de la inflación del 10,64% para 2009, por lo que el nivel que la tasa registró efectivamente entre 2009 y 2011 se ubicaría muy por debajo de su “nivel natural”.

Rodríguez (1998), por su parte, encuentra evidencia favorable a la hipótesis de histéresis al analizar la evolución de la tasa de desempleo de Montevideo en el período comprendido entre 1984 y 1996. En el mismo sentido apuntan los resultados obtenidos por Badagián y otros (2001), quienes estudian la dinámica de la tasa trimestral de desempleo de la capital del país en el período comprendido entre el cuarto trimestre de 1983 y el segundo trimestre de 2001 y concluyen que el desempleo se comporta como un proceso estocástico con memoria larga (incluso suponiendo quiebres estructurales), lo que sería inconsistente con la existencia de una tasa natural de desempleo estacionaria. En otro estudio, también sobre la tasa de desempleo de Montevideo, en este caso del período 1968-1997, se concluye que los efectos de las perturbaciones de naturaleza transitoria tienden a desaparecer, pero registran una alta persistencia (Spremolla, 2001).

Esta evidencia implica la existencia de cierto comportamiento inercial de la tasa de desempleo, que podría explicarse por procesos con memoria en las variables relevantes del mercado de trabajo, como la demanda, la oferta y la formación de salarios. Esto supondría la existencia de ciertas rigideces en el mercado laboral y la no existencia de ajustes automáticos.

La evidencia disponible hasta ahora, en general, no es concluyente. El dinamismo reciente del mercado de trabajo del Uruguay abre la interrogante sobre qué factores podrían estar determinando los bajos niveles de desempleo registrados en los últimos años. Weller (2014) plantea que la evolución reciente del desempleo en los países de América Latina y el Caribe estaría explicada por un contexto productivo favorable (crecimiento económico, mejora de la productividad y comportamiento de otros factores productivos), así como por aspectos institucionales. El abordaje de este tema a través de la teoría de la reacción en cadena permitirá aportar evidencia directa sobre la relevancia de la productividad de los factores y de la acumulación del capital para explicar el desempleo. Asimismo, proporcionará evidencia indirecta sobre cómo los factores institucionales y del contexto productivo interactúan para amplificar los efectos de los choques.

III. Metodología

Se estima un modelo dinámico multiecuacional para explicar la evolución del desempleo en el Uruguay, teniendo como referencia el enfoque de la teoría de la reacción en cadena. Karanassou y Snower (2000) desarrollaron los fundamentos teóricos subyacentes de la modelización de cada una de las ecuaciones del sistema.

La ecuación de la demanda de trabajo se configura como una demanda derivada de la de bienes y servicios finales, a partir de la maximización del beneficio de las empresas que operan en

¹⁰ A juicio de los autores, tanto la inflación como el desempleo se definen por procesos determinados por variables estructurales independientes.

mercados no competitivos y en presencia de costos de ajuste. En este marco, la demanda de trabajo queda dependiendo, en primer lugar, de su propio pasado (variable dependiente rezagada), lo que indica la existencia de inercia, debido a los costos de ajuste que enfrentan los empleadores a la hora de contratar o despedir trabajadores. Para que la demanda de trabajo sea dinámicamente estable, el coeficiente de inercia debe ser inferior a la unidad. Además, el valor de dicho coeficiente da cuenta de la velocidad de ajuste de la demanda de trabajo ante choques externos: cuanto más cercano a la unidad sea el coeficiente, más lento será el ajuste y cuanto más cercano a 0 sea el coeficiente, más rápido será el ajuste. La demanda de trabajo también depende de su propio precio (salario real), del acervo de capital y de la productividad del capital.

En la ecuación de la oferta de trabajo se incluye al menos un rezago de la variable dependiente, aceptando el supuesto de que existen costos de entrada y de salida de la fuerza de trabajo. Esto habilita la presencia de inercia en las decisiones de la oferta laboral. Además, su variación depende también de otros factores: i) el crecimiento de la población en edad de trabajar; ii) el salario real, sin un signo definido *a priori*, dado que la oferta puede reaccionar positivamente ante aumentos del salario (efecto sustitución) o negativamente (efecto renta), y iii) la tasa de desempleo, cuyo efecto podría ser negativo en la medida en que opere el efecto del trabajador desalentado (que consiste en que una parte de la fuerza laboral abandona la búsqueda de trabajo, frente a las escasas oportunidades existentes) o positivo si predomina el efecto del trabajador añadido (que consiste en que, ante aumentos de la cantidad de desocupados en el hogar, más personas ingresen al mercado, intentando compensar la reducción de los ingresos).

Finalmente, la ecuación de salarios contiene al menos un rezago de la variable dependiente, asociado a la inercia explicada por el efecto de escalonamiento de salarios. Este se deriva del proceso de negociación entre trabajadores y empresas, que acuerdan incrementos salariales considerando la trayectoria pasada, por lo que la influencia de los rezagos es inmediata. De acuerdo con Bande (2002), a nivel teórico, el modelo descriptivo del comportamiento del salario agregado se basa en los procesos de escalonamiento salarial descritos por Taylor (1979). Se acepta el supuesto de que los contratos tienen una vigencia de un período, pero se determinan en dos momentos del tiempo, la mitad a principios de año y la otra mitad a mediados del período. Ello se traduce en que el salario corriente dependa del salario del período anterior¹¹. Además, los salarios dependen de la capacidad de negociación salarial, que se puede modelizar como una función del nivel de desempleo. La significación de esta variable estaría capturando el efecto del trabajador interno (*insider membership effect*) en la capacidad de negociación para la fijación de salarios; según este efecto, una parte de los participantes en el mercado de trabajo tienen una posición de privilegio en relación con los trabajadores externos, explicada básicamente por los costos de rotación de personal que enfrentan las firmas¹². Mayores niveles de desocupación disminuirían el poder de negociación de los trabajadores internos, lo que ejercería una presión a la baja de los salarios, situación contraria a la que ocurre cuando el desempleo es bajo. La teoría más tradicional también incluye como factor explicativo de las variaciones salariales los cambios en la productividad del trabajo¹³.

A partir de los fundamentos expuestos, se estima el siguiente sistema:

$$n_t = c_n + \alpha_n n_{t-1} + \gamma_1 w_t + \beta_1 k_t + \beta_2 prk_t + \varepsilon_n \quad (5)$$

$$l_t = c_l + \alpha_l l_{t-1} + \gamma_2 w_t + \gamma_3 u_t + \beta_3 z_t + \varepsilon_l \quad (6)$$

¹¹ Véase el desarrollo en Bande (2002).

¹² Montuenga y Ramos (2005) plantean distintos fundamentos para explicar la inclusión de la tasa de desempleo como determinante del salario.

¹³ Los modelos de salario de eficiencia sugieren que la productividad del trabajo podría ser endógena al sistema, aspecto que hasta el momento no ha sido considerado en la teoría de la reacción en cadena.

$$w_t = c_w + \alpha_w w_{t-1} + \gamma_4 u_t + \beta_4 prn_t + \varepsilon_w \quad (7)$$

Siendo:

$$u_t = l_t - n_t \quad (8)$$

donde n_t es el número de ocupados, w_t el salario real medio, k_t el acervo de capital, prk_t la productividad aparente del capital, l_t la cantidad de personas activas en el mercado de trabajo, u_t la tasa de desempleo, z_t la población en edad de trabajar y prn_t la productividad aparente del trabajo. Todas las variables, excepto la tasa de desempleo, están expresadas en logaritmos, por lo que los coeficientes estimados correspondientes a cada variable explicativa representan la elasticidad de corto plazo de la variable dependiente respecto a variaciones de dichas variables. Además, c_i y ε_i (con $i = n, l$ y w) representan la constante y el término de error de cada ecuación, respectivamente.

Una vez estimado el sistema, se propone contrastar las siguientes hipótesis:

- Ha. Presencia del efecto inercia. Para responder sobre este aspecto, se analiza la significación de las variables endógenas rezagadas en cada ecuación. En términos del modelo especificado, la presencia del efecto inercia implica rechazar Ha: $\alpha_n = 0$; $\alpha_l = 0$; $\alpha_w = 0$.
- Hb. Incidencia de variables exógenas al mercado de trabajo. Se evalúa la significación de las siguientes variables: acervo de capital, productividad del capital, población en edad de trabajar y productividad del trabajo. Si se cumple alguna o algunas de las siguientes hipótesis: $\beta_1 \neq 0$; $\beta_2 \neq 0$; $\beta_3 \neq 0$; $\beta_4 \neq 0$, significa que variables con tendencia exógenas al mercado de trabajo incidirán en el nivel de la tasa de desempleo.
- Hc. Presencia de efectos de derrame. En el marco del modelo especificado, ello se cumple si se confirma alguna o algunas de las siguientes hipótesis: $\gamma_1 \neq 0$; $\gamma_2 \neq 0$; $\gamma_3 \neq 0$; $\gamma_4 \neq 0$. Esto implicaría que existe interacción entre las ecuaciones y, en consecuencia, un choque que se procese sobre una de las variables endógenas generará efectos de derrame sobre las otras, lo que puede provocar que el proceso de ajuste del desempleo sea aún más prolongado.

La contrastación de las hipótesis anteriores surge de la evaluación de la significación estadística de los coeficientes estimados en cada ecuación. De acuerdo a la teoría de la reacción en cadena, el hecho de que no se rechacen las hipótesis Ha y Hc implica que choques temporales tendrán un efecto persistente sobre la tasa de desempleo. Para evaluar dicha persistencia se utilizaron técnicas de simulación a partir de las funciones de impulso y respuesta.

- Hd. Hipótesis de complementariedad en los procesos de ajuste rezagado. Otro de los aspectos señalados en la literatura sobre el tema es que los efectos sobre el desempleo pueden amplificarse y/o prolongarse en el tiempo en la medida en que exista complementariedad en los procesos de ajuste. Como una forma de contrastar dicha hipótesis en el caso del Uruguay, se sigue a Henry, Karanassou y Snower (2000), y mediante técnicas de simulación se comparan los efectos de un choque sobre el desempleo en las siguientes dos simulaciones: una en que se considera que operan todos los efectos de forma simultánea, y otra que consiste en sumar las influencias individuales de cada ecuación como si operaran de forma separada.

Finalmente, como objetivo secundario, se propone indagar en los determinantes de la reciente caída del desempleo en el Uruguay, explorando cuán importante ha sido la acumulación de capital en la dinámica del desempleo de los últimos años. Para ello, siguiendo a Karanassou y Snower (1998), se realiza un ejercicio de simulación para identificar los factores que han contribuido en mayor medida a la caída del desempleo entre 2003 y 2011.

Las ecuaciones fueron estimadas usando la modelización autorregresiva con rezagos distribuidos de orden p y q , analizando la cointegración de las variables incluidas en la modelización

a partir de la metodología propuesta en los trabajos de Pesaran y Shin (1995), Pesaran, Shin y Smith (1996 y 2001) y Pesaran (1997), con p y q correspondientes al orden de rezagos de las variables dependiente e independiente, respectivamente.

Esta metodología es la utilizada en la literatura anterior en que se aplica el enfoque de la teoría de la reacción en cadena, debido a que presenta ciertas ventajas respecto a las técnicas de cointegración habitualmente utilizadas para estimar las relaciones de largo plazo y los mecanismos de ajuste de corto plazo. En primer lugar, resulta útil para evaluar la significación de los coeficientes de los rezagos de las variables endógenas, lo que tiene una clara interpretación económica en el marco de la teoría de la reacción en cadena. En segundo lugar, este enfoque no requiere conocer *a priori* el orden de integración de las variables para analizar las relaciones de largo plazo, lo que evita afrontar los problemas asociados a la identificación de raíces unitarias. Así, se eluden también los problemas asociados a la aplicación de los métodos tradicionales de cointegración, que requieren de series largas.

Dado que se incluye en la modelización de cada ecuación la variable dependiente rezagada, la estimación del sistema por mínimos cuadrados ordinarios (MCO) podría presentar problemas de endogeneidad y de correlación con los residuos. Para mitigar estos problemas se utilizan variables instrumentales y se estima el modelo mediante el procedimiento de mínimos cuadrados en tres etapas (MC3E).

Se utilizaron series trimestrales para el período comprendido entre el primer trimestre de 1985 y el cuarto trimestre de 2011 (véase el cuadro A1.1 del anexo). La información utilizada respecto al mercado de trabajo proviene del procesamiento de los microdatos de las Encuestas Continuas de Hogares (ECH) del Instituto Nacional de Estadística (INE) y es representativa de la población urbana del Uruguay (poblaciones de 5.000 y más habitantes)¹⁴. Sobre la base de las proyecciones de población urbana del INE y del Centro Latinoamericano y Caribeño de Demografía (CELADE)-División de Población de la Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL), se construyó la serie referente a la población urbana en edad de trabajar. La serie correspondiente al salario real proviene de las estadísticas sobre salarios del INE. La serie que corresponde al acervo de capital se construyó llevando a su equivalente trimestral una serie anual disponible en Román y Willebald (2012), considerando una tasa de depreciación constante y utilizando información sobre las inversiones trimestrales de las Cuentas Nacionales del Banco Central del Uruguay (BCU).

Se construyeron dos series de productividad aparente con las que se intenta aproximarse a la evolución de la productividad del capital y del trabajo. La primera se obtuvo a partir del cociente entre el producto interno bruto (PIB) del BCU y el acervo de capital. Esta es una aproximación a la productividad aparente del capital, dado que en el cociente se utiliza el acervo y no el uso del capital, que es el que corresponde. La productividad aparente del trabajo se construyó a partir del cociente entre el PIB y el total de horas trabajadas, dato que se obtuvo del procesamiento de las ECH.

IV. Resultados

1. Estimación del sistema de ecuaciones

La metodología econométrica aplicada requiere, en primer lugar, realizar el contraste de la prueba F a las tres ecuaciones que componen el modelo dinámico multiecuacional: demanda de trabajo, oferta de trabajo y salarios. Dicha prueba contrasta la hipótesis nula (H0) de no existencia de cointegración entre las variables. En los tres casos, el estadístico F se ubicó por encima del valor crítico de las tablas

¹⁴ Se utiliza esta información porque recién a partir de 2006 la encuesta cubre también las localidades más pequeñas y las zonas rurales.

de Pesaran, Shin y Smith (2001), por lo que se pudo rechazar H_0 y concluir que existe una relación de largo plazo entre las variables incluidas en cada modelo (véase el cuadro A1.2 del anexo).

Una vez confirmada la existencia de una relación de largo plazo, se estimó el modelo dinámico multiecuacional. Los resultados que se comentan a continuación son los obtenidos mediante la estimación del sistema de ecuaciones utilizando el método de MC3E (véase el cuadro 1)¹⁵.

Cuadro 1
Estimación de las ecuaciones del mercado de trabajo según el método de mínimos cuadrados en tres etapas (MC3E)^a

Demanda de trabajo n_t			Oferta de trabajo l_t			Salarios w_t		
Variable	Coefficiente	Valor p	Variable	Coefficiente	Valor p	Variable	Coefficiente	Valor p
n_{t-1}	0,876	0,00	l_{t-1}	0,774	0,00	w_{t-1}	0,786	0,00
w_{t-4}	-0,055	0,00	u_{t-1}	-0,086	0,02	prn_{t-1}	0,095	0,00
k_{t-1}	0,056	0,01	Δw_t	0,093	0,01	Δprn_{t-1}	0,053	0,03
prk_{t-1}	0,081	0,00	z_{t-1}	0,336	0,00	u_{t-1}	-0,441	0,00
Δprk_t	0,092	0,00						
$d1$	-0,042	0,00	$d3$	-0,036	0,00	$d1$	-0,073	0,00
$d2$	-0,035	0,01	$d4$	0,016	0,06	$d6$	-0,031	0,00
$d3$	-0,061	0,00	$d2$	-0,037	0,00	$d7$	-0,046	0,00
C	2,163	0,00	$d5$	0,019	0,02	$d8$	0,041	0,01
			C	-1,714	0,00	$d9$	0,043	0,00
						C	0,594	0,00
Número de observaciones	103			103			103	
R^2	0,98			0,98			0,97	
SSR ^b	0,02			0,02			0,02	
Prueba de normalidad conjunta (valor p)					0,11			
Prueba de autocorrelación conjunta (valor p)								
			1 rezago	0,16				
			2 rezagos	0,50				
			3 rezagos	0,64				
			4 rezagos	0,57				

Fuente: Elaboración propia.

^a Variables instrumentales: n_{t-1} , l_{t-1} , w_{t-1} , w_{t-4} , w_{t-5} , k_{t-1} , k_{t-2} , prk_{t-1} , prk_{t-2} , Δprk_t , Δprk_{t-1} , u_{t-1} , u_{t-2} , u_{t-3} , u_{t-4} , Δw_t , Δw_{t-1} , Δw_{t-2} , z_{t-1} , z_{t-2} , z_{t-3} , prn_{t-1} , prn_{t-2} , Δprn_{t-1} , Δprn_{t-2} , $d1$, $d2$, $d3$, $d4$, $d5$, $d6$, $d7$, $d8$, $d9$ y c .

^b Corresponde a la suma de los errores al cuadrado.

Los coeficientes estimados de las variables incluidas en las tres ecuaciones del sistema resultaron significativos y con los signos esperados; además, los residuos de los mismos son bien comportados (normales, sin autocorrelación ni heterocedasticidad), tanto en la estimación del sistema como en la estimación de cada ecuación por separado (véase el cuadro A1.3 del anexo).

Los resultados indican que la demanda de trabajo depende, en primer lugar, de su propio pasado (n_{t-1}), lo que confirma la existencia de inercia debido a los costos de ajuste que enfrentan los empleadores a la hora de contratar o despedir trabajadores, por ejemplo, el costo asociado al entrenamiento de los nuevos empleados. La estimación arroja un coeficiente de inercia de la demanda

¹⁵ Cabe señalar que los resultados obtenidos por el método de MC3E no presentan diferencias relevantes con respecto a los que arroja la estimación del sistema por MCO. Véase el cuadro A1.5 del anexo en Leites y Porras (2013).

laboral de 0,876, que se ubica en un nivel relativamente elevado de acuerdo a las estimaciones referentes a otros países, antes comentadas, lo que indica que choques sobre la demanda de trabajo generarán efectos en la tasa de desempleo que no desaparecerán rápidamente.

Además, como era esperable, la demanda de trabajo tiene una relación negativa con su propio precio (salario real); pero dicha relación no vincula a los dos elementos en forma simultánea, sino que los cambios en el salario real impactan sobre la demanda de trabajo con un rezago de cuatro trimestres. Según el coeficiente estimado, un incremento del 1% de los salarios reales reduce la demanda de trabajo en el largo plazo un 0,45% [$=-0,055/(1-0,876)$]. Cabe señalar que la variable salario real hace referencia al costo del trabajo dependiente, por lo que es de suponer que si se restringiera el universo de la demanda para ese tipo de trabajadores, la elasticidad estimada sería mayor.

Por su parte, tal como ocurre en los demás países, el acervo de capital en el Uruguay explica la demanda de trabajo, en este caso con un rezago. Efectivamente, un aumento del 1% del acervo de capital genera un incremento total de la demanda de trabajo del 0,45% [$=0,056/(1-0,876)$]. Esta elasticidad se ubica en el entorno de los valores estimados para varios de los países, ya comentados. No solamente el acervo de capital resultó significativo para explicar los cambios en la demanda de trabajo, sino también su productividad, en lo referente al nivel y la variación. La elasticidad de la demanda de trabajo de largo plazo respecto al nivel de la productividad del capital se estimó en 0,65, en tanto que la elasticidad de la demanda de trabajo de largo plazo respecto a la variación de la productividad del capital se estimó en 0,74.

En la ecuación de oferta de trabajo el coeficiente de inercia estimado (0,774) es algo inferior al de la demanda de trabajo, pero se sitúa dentro del rango de los valores estimados para los demás países. Al igual que en el caso de los países en que se incluyó la tasa de desempleo como factor explicativo de la oferta, el signo de la elasticidad indica que en el Uruguay también estaría operando el efecto del trabajador desalentado. Eso se traduce en que ante un aumento de 1 punto porcentual de la tasa de desempleo, la oferta de trabajo se reduce un 0,38% [$=-0,086/(1-0,774)$]¹⁶, lo que indica que entre las personas que están buscando trabajo en ese contexto predomina la idea de que les resultará difícil encontrarlo y, en consecuencia, una proporción de ellas abandonan la búsqueda y se retiran del mercado. Por otra parte, la oferta laboral reacciona positivamente (0,41%) [$=0,093/(1-0,774)$] ante un incremento del 1% del salario real, lo que reflejaría que el efecto de sustitución prevalece sobre el efecto renta, es decir, que ante un aumento del salario, crece la cantidad de personas que prefieren sustituir ocio por trabajo. Finalmente, como es de esperar, la población en edad de trabajar es la variable exógena que más explica la evolución de la oferta de trabajo. Así, un incremento de un 1% de dicha variable provoca un aumento del 1,49% en la oferta [$=0,336/(1-0,774)$], lo que indica una elasticidad que se ubica en el promedio de los valores estimados para los países desarrollados.

La significación de la variable dependiente rezagada en la ecuación de salarios muestra que también los salarios reales presentan cierta inercia (0,786) asociada al efecto de escalonamiento de salarios. La magnitud de este coeficiente se ubica en el entorno de los valores estimados para la mayoría de los países desarrollados, lo que indica también en este caso que choques sobre los salarios generarán efectos en la tasa de desempleo que no desaparecerán rápidamente. Por su parte, el coeficiente correspondiente a la tasa de desempleo que se incluyó en dicha ecuación podría estar capturando cierta flexibilidad en la respuesta de los salarios reales a las condiciones del mercado de trabajo, en el sentido de que en un contexto de aumento del desempleo, los trabajadores ocupados pierden poder de negociación de los salarios, lo que genera una presión a la baja en términos reales. Es así como un incremento de 1 punto porcentual de la tasa de desempleo provoca una reducción de largo plazo del 2,06% de los salarios reales. Si bien toma el mismo signo, esta elasticidad se ubica

¹⁶ La variable dependiente está en logaritmo, mientras que la variable de desempleo corresponde a una tasa, por lo que el coeficiente estimado multiplicado por 100 se interpreta como la semielasticidad de la oferta de trabajo respecto a la tasa de desempleo.

levemente por encima de los valores estimados para los demás países cuyas ecuaciones de oferta incluyeron esta variable como factor explicativo de los salarios reales (que van entre un 0,5% y un 1,5%). A su vez, los salarios también responden a los cambios en los niveles y en la variación de la productividad del trabajo por hora trabajada. La elasticidad de largo plazo de los salarios respecto a los niveles de la productividad del trabajo se estimó en 0,44 (efecto total) y respecto a su variación en 0,25. Estos valores son inferiores a los hallados en el caso de los Estados Unidos para 2011 en una especificación comparable (que fueron de 1,0 y 3,29, respectivamente).

En las tres ecuaciones hubo que incluir además variables ficticias, en la mayoría de los casos debido a valores puntuales atípicos en las series, o a sucesos de la economía uruguaya que produjeron algún quiebre en las series, como ocurrió con la crisis de 2002 (véase el cuadro A1.1 del anexo).

El sistema estimado permite predecir la evolución de la tasa de desempleo del Uruguay de los últimos 27 años de forma adecuada. Ello se puede observar en el gráfico 2, en que se presenta la evolución real de la tasa de desempleo ($I_t - n_t$), así como la evolución estimada a partir del sistema de ecuaciones (con y sin interacción dinámica)¹⁷.



Fuente: Elaboración propia.

2. Contraste de hipótesis e implicaciones

Los resultados de las estimaciones permiten dar respuesta a las primeras tres interrogantes planteadas. En el cuadro 2 se presentan las hipótesis y los estadísticos de contraste, y se resumen sus resultados. En primer lugar, en las tres ecuaciones se confirma la significación de las variables dependientes rezagadas ($\alpha_i \neq 0$), lo que representa evidencia sobre la presencia de inercia en los procesos de ajuste en el mercado de trabajo (Ha). En segundo lugar, se encuentra que el acervo de capital y su productividad inciden de forma significativa en la demanda de trabajo; que la población en edad de trabajar incide en la oferta de trabajo, y que la productividad del trabajo incide en el salario, por lo que se confirma la incidencia de las variables exógenas sobre la tasa de desempleo ($\beta_i \neq 0$, Hb).

¹⁷ La inclusión de la interacción dinámica implica que la propia tasa de desempleo que estima el sistema es la que se incorpora en las estimaciones sucesivas de la oferta de trabajo y los salarios. La proyección que no incorpora la interacción dinámica toma el valor real de la tasa de desempleo como variable explicativa de la oferta y de los salarios.

Finalmente, el salario es relevante para explicar la demanda y la oferta de trabajo, al mismo tiempo que el desempleo lo es para explicar tanto el salario como la oferta de trabajo, confirmándose así la significación de las interacciones entre las ecuaciones y la presencia de efectos de derrame ($\gamma_i \neq 0$, Hc).

Cuadro 2
Contrastes de hipótesis^a

Hipótesis	Ecuaciones ^b			Conclusión	
	Demanda	Oferta	Salarios		
Ha: presencia de efecto inercia H0: coeficiente = 0 H1: coeficiente \neq 0	Coefficiente estimado	$\alpha_n = 0,876$	$\alpha_l = 0,774$	$\alpha_w = 0,786$	No se rechaza la presencia de inercia
	Prueba t (valor p)	0,00	0,00	0,00	
Hb: incidencia de variables exógenas H0: coeficiente = 0 H1: coeficiente \neq 0	Coefficiente estimado	$\beta_1 = 0,056$	$\beta_4 = 0,336$		No se rechaza la incidencia de variables exógenas
	Prueba t (valor p)	0,01	0,00		
	Coefficiente estimado	$\beta_2 = 0,081$			
	Prueba t (valor p)	0,00			
Hc: presencia de efectos de derrame H0: coeficiente = 0 H1: coeficiente \neq 0	Coefficiente estimado	$\gamma_1 = -0,055$	$\gamma_2 = -0,086$	$\gamma_4 = -0,441$	No se rechaza la existencia de efectos de derrame
	Prueba t (valor p)	0,00	0,02	0,00	
	Coefficiente estimado		$\gamma_3 = 0,093$		
	Prueba t (valor p)		0,01		
	Coefficiente estimado				
	Prueba t (valor p)				

Fuente: Elaboración propia.

^a Corresponden a los contrastes de hipótesis a partir de los resultados de las estimaciones de las ecuaciones del sistema presentadas en el cuadro 1.

^b Las ecuaciones son las siguientes:

Demanda: $n_t = \alpha_n n_{t-1} + \beta_1 k_{t-1} + \beta_2 prk_{t-1} + \beta_3 \Delta prk_t + \gamma_1 w_{t-4}$

Oferta: $l_t = \alpha_l l_{t-1} + \beta_4 z_{t-1} + \gamma_2 u_{t-1} + \gamma_3 \Delta w_t$

Salarios: $w_t = \alpha_w w_{t-1} + \beta_5 prn_{t-1} + \beta_6 \Delta prn_t + \gamma_4 u_{t-1}$

Donde:

n : Número de ocupados; w : Salario real medio; k : Acervo de capital; prk : Productividad aparente del capital; l : Cantidad de personas activas en el mercado de trabajo; u : Tasa de desempleo; z : Población en edad de trabajar, y prn : Productividad aparente del trabajo.

La confirmación de estas tres hipótesis sugiere que una perturbación temporal sobre alguna de las variables del mercado laboral puede generar un efecto persistente en el nivel de desempleo. Para evaluar la magnitud de estos efectos, se realizaron ejercicios de simulación, provocando, en primer lugar, choques sobre la demanda, la oferta y los salarios. Esto permite medir la persistencia temporal de sus efectos en la tasa de desempleo. En segundo lugar, se simuló choques sobre las variables exógenas al mercado laboral y, finalmente, también se evaluó si los procesos de ajuste rezagados son complementarios y amplifican sus efectos (hipótesis Hd).

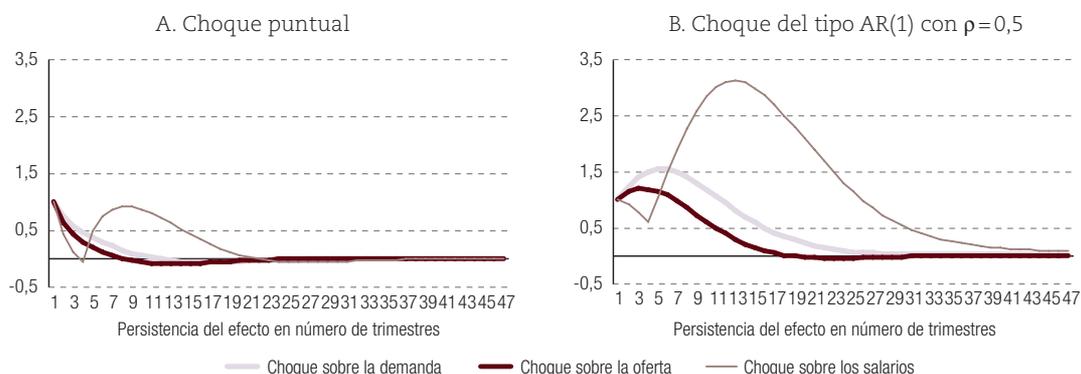
a) Choques sobre la demanda, la oferta y los salarios

Se simuló dos tipos de choques sobre las ecuaciones de demanda de trabajo, fijación de salarios y oferta de trabajo: uno puntual o por una sola vez y otro autorregresivo del tipo AR(1) con $\rho = 0,5$. Los efectos de los choques se normalizaron de forma que el impacto inicial sobre la tasa de desempleo fuera de 1 punto porcentual.

Como se observa en los gráficos 3A y 3B, los choques generan dinámicas diferentes sobre el desempleo según provengan de la demanda, de la oferta o de los salarios. Los choques puntuales en la demanda y en la oferta producen un aumento del desempleo¹⁸, con efectos que persisten por 11 y 8 trimestres, respectivamente. Los efectos del choque se reducen más de un 90% en el primer caso recién pasado el noveno trimestre y en el segundo caso pasado el sexto trimestre. Por su parte, el choque en los salarios tiene un efecto inmediato menos relevante, pero pasado un año su incidencia en el desempleo se hace más significativa, dado que el incremento de los salarios impacta negativamente en la demanda de trabajo, con un rezago de cuatro trimestres y los efectos persisten por más de cinco años.

Gráfico 3

Trayectoria del desempleo en respuesta a choques sobre la demanda de trabajo, la oferta de trabajo y los salarios
(En puntos porcentuales)



Fuente: Elaboración propia.

La respuesta del desempleo a choques del tipo AR(1) muestra un efecto de sobrerreacción y en el largo plazo una alta persistencia (los efectos tardan en desaparecer entre 5 y 13 años, aproximadamente). En relación con los salarios, el desempleo muestra un efecto de sobrerreacción más marcado, que se traduce en un incremento prácticamente constante hasta avanzado el tercer año, y luego efectos que van desapareciendo con mucha lentitud. Cabe mencionar que la mayor persistencia sobre el desempleo de los choques salariales en comparación con los provenientes de la demanda o de la oferta fue constatada también en el estudio referente al Reino Unido (Henry, Karanassou y Snower, 2000).

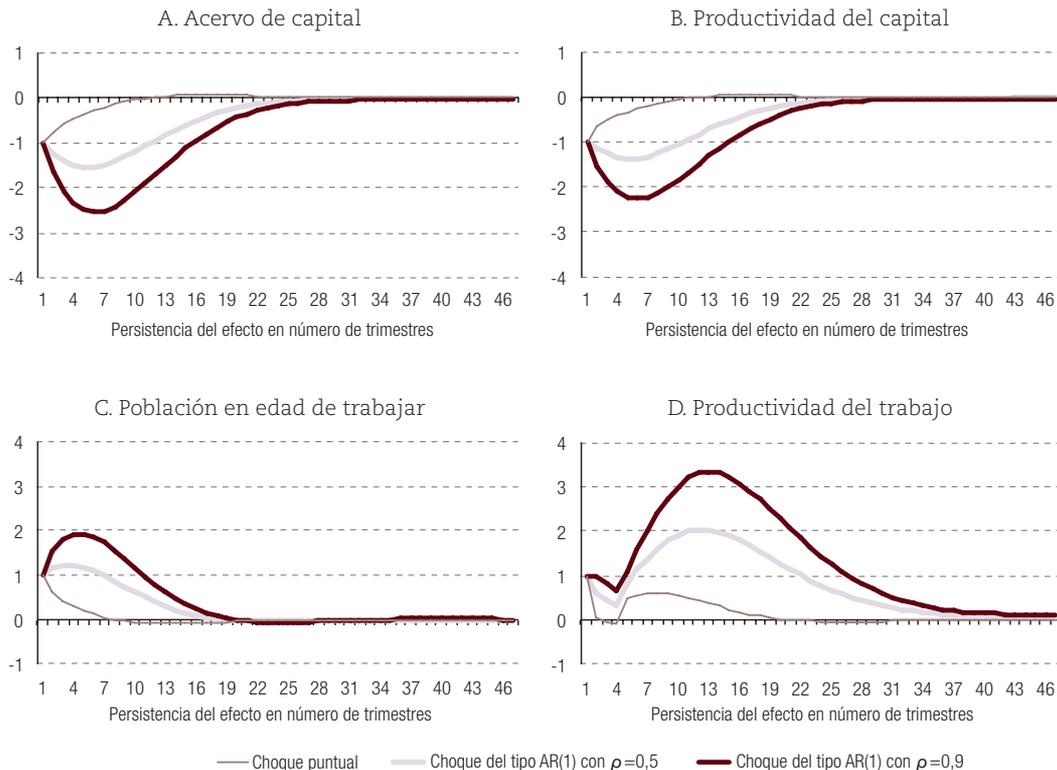
b) Choques sobre las variables exógenas

Este ejercicio permite ilustrar cómo la interacción de las variables exógenas junto con los ajustes rezagados genera efectos persistentes en el nivel de desempleo de largo plazo.

Para cada variable exógena se simuló tres tipos de choques: uno puntual (sin memoria) y dos del tipo AR(1), con $\rho=0,5$ y con $\rho=0,9$. En todos los casos se normalizaron los efectos de forma que la incidencia inicial sobre el desempleo correspondiera a una variación de 1 punto porcentual de su tasa. Los resultados se presentan en los gráficos 4A a 4D.

¹⁸ En este caso se supone un choque negativo sobre la demanda de trabajo que provoca aumentos del desempleo.

Gráfico 4
Efectos en la tasa de desempleo de choques sobre las variables exógenas
(En puntos porcentuales)



Fuente: Elaboración propia.

En el caso de los choques sobre el acervo de capital, la productividad del capital y la población en edad de trabajar, se observa una trayectoria similar del desempleo. Ante una perturbación puntual, el desempleo reacciona y luego vuelve gradualmente a su nivel inicial; en cambio, cuando el choque tiene memoria, se observa en primer lugar una sobre-reacción, que en algunos casos duplica con creces el efecto inicial, y luego un proceso de desaparición muy lento. En lo que se refiere al impacto que tiene un choque proveniente del acervo de capital, se puede observar que sus efectos persisten hasta diez trimestres cuando la perturbación es puntual y hasta 25 trimestres si el choque tiene rezagos.

Los efectos en el desempleo de las perturbaciones sobre la productividad del trabajo no presentan un comportamiento tan gradual como en los casos anteriores. Se observa en primer lugar una caída inmediata del desempleo y un posterior efecto de sobre-reacción debido a la incidencia del salario rezagado en la demanda. El efecto sobre el desempleo alcanza en los períodos subsiguientes una magnitud muy superior a su incidencia inicial, llegando a un máximo de 3,34 puntos porcentuales, y también es más persistente (desaparece recién en un plazo que puede variar entre los 5 y los 17 años, dependiendo del tipo de choque).

c) Complementariedad de los procesos

Para abordar empíricamente la magnitud de las complementariedades de los procesos de ajuste se sigue a Henry, Karanassou y Snower (2000). Se toma como supuesto un choque sobre la demanda de trabajo y se comparan los resultados de las siguientes dos simulaciones: una que considera que

todos los efectos operan de forma simultánea y otra que es resultado de sumar las contribuciones individuales de cada ecuación.

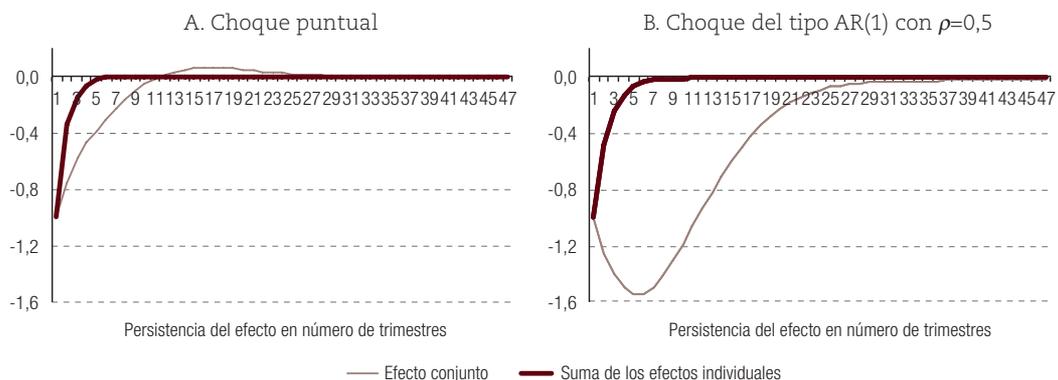
Para derivar la contribución individual de la ecuación de demanda al proceso de ajuste del desempleo, se fijan en primer lugar todas las variables endógenas del sistema a su valor corriente, con la excepción del rezago del empleo en la ecuación de demanda. De esta forma, la simulación de la perturbación solo recogerá el efecto en la tasa de desempleo de la inercia de la propia demanda laboral. Seguidamente, la contribución individual de la ecuación de oferta ante dicho choque sobre la demanda se obtiene, en este caso, fijando todas las variables endógenas a su valor corriente, menos la correspondiente al rezago de la oferta. Se procede de igual forma para obtener la contribución individual de la ecuación de salarios.

En el siguiente paso, se suman las respuestas individuales y se normaliza de forma que el efecto inmediato del choque sea de 1 punto porcentual sobre el desempleo. De este modo, se obtiene una serie referida al efecto en el desempleo como respuesta a un choque en la demanda, cuando los procesos de ajuste actúan de forma aislada.

Como se observa en el gráfico 5, la complementariedad de los procesos de ajuste redundan en que una perturbación sobre la demanda tenga un efecto amplificado sobre el desempleo y que, además, este demore más tiempo en desaparecer, lo que representa evidencia favorable a la hipótesis Hd. En el caso de un choque puntual, los efectos recién desaparecen a los 11 trimestres, mientras que si los procesos de ajuste no actuaran de forma complementaria sus efectos desaparecerían en menos de la mitad de ese tiempo. Si, además, la perturbación sigue un proceso del tipo AR(1) con $\rho=0,5$, la complementariedad se traduce no solo en que sus efectos sean más duraderos, sino también en que se amplifiquen, generando incluso un efecto de sobre-reacción.

Gráfico 5

Complementariedad de los procesos de ajuste rezagados: efectos individuales y conjuntos de un choque sobre la demanda laboral en la tasa de desempleo^a
(En puntos porcentuales)



Fuente: Elaboración propia.

^a Los efectos se calculan mediante dos simulaciones: una que considera que todos los efectos operan de forma simultánea, recogiendo el efecto de las interacciones (efecto conjunto), y otra que es resultado de sumar las contribuciones individuales al proceso de ajuste del desempleo de las ecuaciones de demanda, de oferta y de salarios.

3. Determinantes de la evolución reciente del desempleo

Finalmente, este artículo tenía como objetivo explorar qué factores explican la caída que ha registrado la tasa de desempleo del Uruguay, desde los elevados niveles de la crisis de 2002 hasta los guarismos históricamente bajos de los últimos años. Para ello, el análisis se concentró en el período que comienza en el primer trimestre de 2003 y se extiende hasta el cuarto trimestre de 2011. En primer

lugar, se distinguieron los cambios que evidenció la tasa de desempleo en este período, analizando la contribución de la inercia en los procesos de ajuste. En segundo lugar, se consideró la contribución de la complementariedad de los procesos de ajuste y, finalmente, se profundizó en la incidencia de las variables exógenas en la trayectoria del desempleo de este período.

Siguiendo a Karanassou y Snower (1998), se estimó la contribución de los procesos de inercia a la caída de la tasa de desempleo ($\Delta u^{\wedge}_{2011-2003}$). Para ello, en primer lugar, se calculó la variación total de la tasa de desempleo entre 2003 y 2011, utilizando el sistema de ecuaciones completo ($\Delta u_{2011-2003}$). El resultado fue que, en presencia de todos los ajustes, en este período la tasa de desempleo se redujo 10,69 puntos porcentuales. En segundo lugar, se calculó esta misma variación, pero suponiendo que en el sistema no operan los ajustes rezagados de las variables endógenas ($\Delta u^n_{2011-2003}$). Se tomó como supuesto que estas variables se ubican en su nivel corriente, lo que significa que el proceso de ajuste se completa en cada período. Este procedimiento arrojó una caída de la tasa de 5,62 puntos porcentuales y permitió medir cuál hubiera sido la variación del desempleo si solo hubieran operado los cambios en las variables exógenas. De la diferencia entre ambas variaciones se obtiene la contribución de la inercia y de las interacciones, que en este caso corresponde a casi la mitad de la reducción de la tasa de desempleo ($\Delta u^{\wedge}_{2011-2003} = \Delta u_{2011-2003} - \Delta u^n_{2011-2003} = 5,07$ puntos porcentuales) (véase el cuadro 3), mientras que el resto corresponde a los efectos de las variables exógenas.

Cuadro 3
Contribución de los ajustes rezagados a la variación de la tasa de desempleo
entre 2003 y 2011
(En puntos porcentuales)

			Variación de la tasa de desempleo
Total	$\Delta u_{2011-2003}$	=	-10,69
Sin ajustes rezagados en variables endógenas	$\Delta u^n_{2011-2003}$	=	-5,62
Contribución conjunta de los ajustes rezagados	$\Delta u^{\wedge}_{2011-2003}$	=	-5,07
Solo con inercia en la demanda	$\Delta u(EA)_{2011-2003}$	=	-6,25
Solo con inercia en los salarios	$\Delta u(WF)_{2011-2003}$	=	-5,61
Solo con inercia en la oferta	$\Delta u(LF)_{2011-2003}$	=	-4,93
Contribuciones individuales de la inercia			
	$\Delta u^{\wedge}(EA)_{2011-2003} = \Delta u(EA)_{2011-2003} - \Delta u^n_{2011-2003}$	=	-0,63
	$\Delta u^{\wedge}(WF)_{2011-2003} = \Delta u(WF)_{2011-2003} - \Delta u^n_{2011-2003}$	=	0,01
	$\Delta u^{\wedge}(LF)_{2011-2003} = \Delta u(LF)_{2011-2003} - \Delta u^n_{2011-2003}$	=	0,69
Contribución conjunta de los efectos individuales			
	$\Delta u^{\wedge}(EA)_{2011-2003} + \Delta u^{\wedge}(WF)_{2011-2003} + \Delta u^{\wedge}(LF)_{2011-2003}$	=	0,07

Fuente: Elaboración propia.

Nota: Δu : Variación del desempleo proyectado; Δu^n : Variación del desempleo sin inercia; Δu^{\wedge} : Variación del desempleo debido a inercia; EA: Inercia en la demanda; LF: Inercia en la oferta; WF: Inercia en los salarios.

Para medir la relevancia de la complementariedad de los efectos de ajuste rezagado se propone simular cuál hubiera sido la variación de la tasa de desempleo entre estos años suponiendo que dicha complementariedad no existe. Para estimar la variación sin complementariedad de los ajustes, se suman las contribuciones de la inercia individual de cada variable. Por ejemplo, en el caso de la demanda de trabajo ($\Delta u^{\wedge}(EA)_{2011-2003}$), la contribución individual de la inercia surge de la diferencia entre la variación de la tasa de desempleo suponiendo solo inercia en la demanda ($\Delta u(EA)_{2011-2003}$) y la variación de la tasa de desempleo sin ningún proceso de inercia ($\Delta u^n_{2011-2003}$). De la misma forma, se estima la contribución de la inercia de la oferta laboral ($\Delta u^{\wedge}(LF)_{2011-2003}$) y de los salarios ($\Delta u^{\wedge}(WF)_{2011-2003}$). Como se observa en el cuadro 3, la tasa de desempleo hubiera registrado

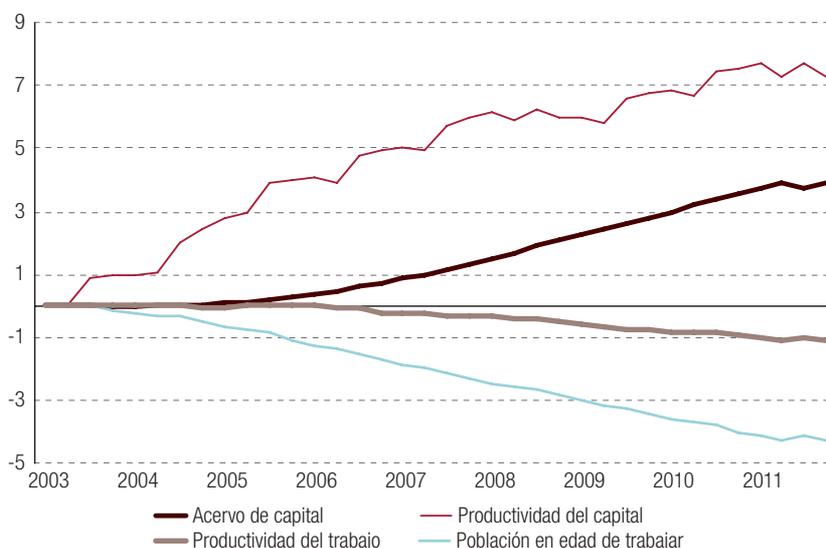
un aumento de 0,07 puntos porcentuales, en vez de la caída antes mencionada de 5,07 puntos porcentuales. Por otra parte, se puede observar que la contribución a la caída del desempleo entre 2003 y 2011 atribuible a la inercia de la demanda fue de -0,63 puntos porcentuales y la de la oferta laboral de 0,69 puntos porcentuales, mientras que el aporte de los salarios fue casi nulo.

Finalmente, ¿qué hubiera pasado con la tasa de desempleo si las variables exógenas no hubieran registrado variaciones entre 2003 y 2011? Tanto el acervo de capital y su productividad como la población en edad de trabajar y la productividad del trabajo evolucionaron al alza entre esos años. El ejercicio consiste en simular la trayectoria del desempleo alterando el valor de las variables exógenas.

Como punto de referencia se considera la serie correspondiente a la tasa de desempleo que surge de la estimación del sistema de ecuaciones completo. Seguidamente, para calcular la contribución del acervo de capital a la evolución de la tasa de desempleo, se simuló la trayectoria del desempleo tomando como supuesto que el acervo de capital se mantuvo cada trimestre del período comprendido entre 2004 y 2011 en el mismo nivel de igual trimestre de 2003, considerando en la estimación los valores reales de las demás variables exógenas. La contribución de dicha variable se obtiene como resultado de la diferencia entre ambas series. Este procedimiento se aplica para todas las variables exógenas.

En el gráfico 6 se presentan los resultados. Cuando las diferencias toman valores positivos, significa que si la variable exógena hubiera mantenido los valores de 2003 y no hubiera evolucionado como lo hizo, la tasa de desempleo hubiera sido más alta. De acuerdo a este ejercicio, los incrementos de la productividad del capital y de la acumulación de capital parecen haber hecho una contribución relevante para explicar la trayectoria reciente del desempleo. Esto significa que si el acervo de capital y su productividad no hubieran evolucionado al alza, sino que se hubieran manteniendo en los niveles que registraban en 2003, la tasa de desempleo habría registrado una caída menor y se hubiera ubicado 3,7 puntos porcentuales y 7,5 puntos porcentuales, respectivamente, por encima del nivel efectivamente alcanzado¹⁹.

Gráfico 6
Contribución de las variables exógenas a la caída de la tasa de desempleo, 2003-2011
(En puntos porcentuales)



Fuente: Elaboración propia.

¹⁹ El nivel efectivamente alcanzado no es el efectivamente observado, sino el que surge de la estimación del sistema en su conjunto.

Las demás variables operaron en sentido inverso. El aumento de la población en edad de trabajar origina un incremento de la oferta laboral, presionando al alza el desempleo. Si esta variable hubiera mantenido su nivel de 2003, la tasa de desempleo en 2011 hubiera sido 4 puntos porcentuales inferior. La productividad del trabajo, por su parte, fue una variable que aumentó en dicho período y presionó directamente al alza los salarios, al mismo tiempo que influyó indirectamente en cambios en la demanda y en la oferta, con lo que también tuvo un impacto en el sentido de aumentar el desempleo, aunque muy inferior al de la población en edad de trabajar.

A modo de síntesis, puede afirmarse que en el gráfico 6 se ilustran evoluciones consistentes con lo esperado. Muestra que el crecimiento registrado en el acervo de capital y en su productividad, junto con la complementariedad de los ajustes del mercado de trabajo del Uruguay, permitirían explicar gran parte de la significativa caída de la tasa de desempleo que se produjo entre 2003 y 2011.

V. Conclusiones

Se aplicó el enfoque de la teoría de la reacción en cadena para estudiar la dinámica del desempleo en el Uruguay durante el período comprendido entre 1985 y 2011, aportando evidencia que contribuye a entender los determinantes del nivel de desempleo y a explicar la caída que se produjo en la tasa de desempleo desde 2003 en adelante.

Por un lado, se constató que las variables relevantes del mercado de trabajo, demanda, oferta y formación de salarios, presentan inercia y que, además, por el hecho de estar interconectadas, generan efectos de derrame. Ello se traduce en que choques puntuales sobre alguna de las variables del mercado de trabajo tengan efectos sobre el desempleo que demoran en desaparecer. Si, por ejemplo, la perturbación proviene de la demanda o de la oferta, se generan efectos sobre el desempleo que persisten por 11 trimestres y 8 trimestres, respectivamente, mientras que si el choque proviene del salario, los efectos se prolongan hasta por cinco años.

Por otro lado, los procesos de ajuste operan de forma complementaria, ocasionando efectos en los que se propaga la magnitud y persistencia de los choques. Si no existiera dicha complementariedad, un choque puntual que incrementara la demanda de trabajo provocando una caída de 1 punto porcentual en la tasa de desempleo se desvanecería al quinto trimestre, mientras que, como se indicó anteriormente, el efecto perdura durante 11 trimestres.

Además, uno de los aportes esenciales del enfoque de la teoría de la reacción en cadena es que permite detectar la influencia de las variaciones de variables exógenas al mercado de trabajo sobre la tasa de desempleo. En particular, se pudo observar que las variaciones del acervo de capital generan efectos persistentes sobre el desempleo, que demoran en desaparecer entre tres y siete años, dependiendo del tipo de choque.

En relación con el desempeño reciente del desempleo en el Uruguay, se encontró que la reducción de los niveles de desempleo estaría explicada fundamentalmente por dos factores. En primer lugar, entre las variables exógenas, se destaca por su importancia el aumento de la productividad del capital y del acervo de capital. Si estas variables hubieran mantenido los niveles que presentaban en 2003, la tasa de desempleo habría registrado una caída menor y se habría ubicado 3,7 puntos porcentuales y 7,5 puntos porcentuales, respectivamente, por encima del nivel efectivamente alcanzado. En segundo lugar, una alta proporción de la caída se explica por los efectos de derrame que surgen de la complementariedad de los procesos de ajuste de las variables del mercado de trabajo uruguayo.

Finalmente, los resultados de este trabajo tienen algunas implicaciones relevantes, tanto en relación con la dinámica del desempleo como con el diseño de futuras políticas. En primer lugar, el haber constatado la presencia de inercia y complementariedad en los procesos de ajuste de

las variables del mercado de trabajo, así como la existencia de efectos de derrame con impactos persistentes, sugiere que la tasa de desempleo no converge a un nivel invariante. Por el contrario, su evolución de largo plazo estaría determinada por la secuencia infinita de choques nominales y reales, y mecanismos intertemporales de propagación. Por lo tanto, pierde peso el argumento que sugiere que los niveles actuales de empleo (y de bajo desempleo) no son sostenibles en el tiempo. Por otra parte, Karanassou, Sala y Salvador (2008) argumentan que ante perturbaciones de diferente duración se pueden requerir políticas distintas y sostienen que la teoría de la reacción en cadena abre el espacio para la aplicación de políticas de combate al desempleo. Por ejemplo, intervenciones dirigidas a promover incrementos en el acervo de capital y/o en la productividad de los factores podrían tener efectos persistentes sobre la tasa de desempleo de corto y largo plazo.

Bibliografía

- Badagián, A. y otros (2001), "Tasa de desempleo de Montevideo: ¿raíz unitaria o cambio estructural?", *serie Documentos de Trabajo*, N° DT (01/01), Montevideo, Universidad de la República.
- Banco Mundial (2012), *El papel del mercado laboral en la transformación de América Latina*, Washington, D.C.
- Bande, R. (2002), "Ajustes dinámicos en las tasas de paro: España vs. Portugal", *Análise Económica*, N° 20, Instituto Universitario de Estudios y Desarrollo de Galicia.
- Bande, R. y M. Karanassou (2009), "Labour market flexibility and regional unemployment rate dynamics: Spain 1980-1995", *Papers in Regional Science*, vol. 88, N° 1, Wiley Blackwell.
- Borraz, F. y M. Tubio (2009), "La tasa natural de desempleo en Uruguay", Banco Central del Uruguay [en línea] www.bcu.gub.uy/autoriza/peiees/jor/2009/iees03j3601009.pdf.
- González, I. y H. Sala (2011), "Macroeconomic consequences of the U.S. financialisation process: lower capital accumulation, higher unemployment" [en línea] <http://www.ecap.uab.es/secretaria/trebrecerca/lgonzalez.pdf>.
- Henry, B., M. Karanassou y D. Snower (2000), "Adjustment dynamics and the natural rate: an account of UK unemployment", *Oxford Economic Papers*, vol. 52, N° 1, Oxford University Press.
- Karanassou, M. (1998), "Unemployment dynamics: the chain reaction theory of unemployment", tesis, Londres, Birkbeck College, Universidad de Londres.
- Karanassou, M. y D. Snower (2004), "Unemployment invariance", *German Economic Review*, vol. 5, N° 3, Wiley.
- (2000), "Characteristics of unemployment dynamics: the chain reaction approach", *IZA Discussion Paper*, N° 127, Bonn, Institute for the Study of Labour (IZA).
- (1998), "How labour market flexibility affects unemployment: long term implications of the chain reaction theory", *The Economic Journal*, vol. 108, N° 448, Wiley.
- (1997), "Is the natural rate a reference point?", *European Economic Review*, vol. 41, N° 3-5, Amsterdam, Elsevier.
- (1996), "Explaining disparities in unemployment dynamics", *The 1990's Slump: Causes and Cures*, M. Baldassari, L. Paganetto y E. Phelps (eds.), Londres, Palgrave Macmillan.
- Karanassou, M. y H. Sala (2010), "Labour market dynamics in Australia: what drives unemployment?", *Economic Record*, vol. 86, N° 273, The Economic Society of Australia.
- (2008), "The rise and fall of Spanish unemployment: a chain reaction theory perspective", *Working Paper*, N° 273, Queen Mary University of London.
- Karanassou, M., H. Sala y F. Salvador (2008), "The (ir)relevance of the NRU for policy making: the case of Denmark", *Scottish Journal of Political Economy*, vol. 55, N° 3, Scottish Economic Society.
- Karanassou, M., H. Sala y D. Snower (2009), "Phillips curves and unemployment dynamics: a critique and a holistic perspective", *Journal of Economic Surveys*, vol. 23, N° 4.
- (2003), "Unemployment in the European Union: a dynamic reappraisal", *Economic Modelling*, vol. 20, N° 2, Amsterdam, Elsevier.
- Layard, R., S. Nickell y R. Jackman (1991), *Unemployment: Macroeconomic Performance and the Labour Market*, Oxford, Oxford University Press.
- Leites, M. y S. Porras (2013), "El enfoque de la reacción en cadena: una aplicación para explicar la dinámica del desempleo en Uruguay", *serie Documentos de Trabajo*, N° DT 11/2013, Montevideo, Instituto de Economía, Universidad de la República.

- Montuenga, V. y V. Ramos (2005), "Reconciling the wage curve and the Phillips curve", *Journal of Economic Surveys*, vol. 19, N° 5, Wiley.
- Pesaran, H. (1997), "The role of economic theory in modelling the long run", *The Economic Journal*, vol. 107, N° 440, Wiley.
- Pesaran, H. y Y. Shin (1995), "An autoregressive distributed lag modelling approach to cointegration analysis", *DEA Working Paper*, N° 9514.
- Pesaran, H., Y. Shin y R. Smith (2001), "Bounds testing approaches to the analysis of level relationships", *Journal of Applied Econometrics*, vol. 16, N° 3, Wiley.
- _____(1996), "Testing for the existence of a long run relationship", *CREST Working Paper*, N° 9645.
- Phelps, E.S. (1994), *Structural Slumps*, Cambridge, Massachusetts, Harvard University Press.
- Rodríguez, S. (1998), "Modelización y desestacionalización de la tasa de desempleo de Montevideo", documento presentando en las 13 Jornadas Anuales de Economía del Banco Central del Uruguay.
- Román, C. y H. Willebald (2012), "Indicadores de inversión en el largo plazo. Una propuesta para Uruguay (1870-2011)", *Documento de Trabajo*, N° 12-21, Montevideo, Instituto de Economía, Universidad de la República.
- Spremolla, A. (2001), "Persistencia en el desempleo de Uruguay", *Cuadernos de Economía*, vol. 32, N° 113, Santiago, Instituto de Economía, Pontificia Universidad Católica de Chile.
- Taylor, J. (1979), "Staggered wage setting in a macro model", *American Economic Review*, vol. 69, N° 2, Nashville, Tennessee, American Economic Association.
- Weller, J. (2014), "Aspectos de la evolución reciente de los mercados laborales de América Latina y el Caribe", *Revista CEPAL*, N° 114 (LC/G.2629-P), Santiago, Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL).

Anexo A1

Cuadro A1.1
Descripción de las variables utilizadas

		Fuente
<i>Variables endógenas</i>		
l_t	Población activa en logaritmo ^a	INE
n_t	Número de ocupados en logaritmo ^a	INE
u_t	Tasa de desempleo	$(l_t - n_t)$
w_t	Salario real en logaritmo	INE
<i>Variables exógenas y de control</i>		
k_t	Acervo de capital en logaritmo ^b	IECON
prk_t	Productividad del capital en logaritmo ^c	BCU/IECON
z_t	Población en edad de trabajar en logaritmo ^d	INE
prn_t	Productividad del trabajo en logaritmo ^e	BCU/INE
<i>Variables ficticias</i>		
$d1$	2002, tercer trimestre	= 1 crisis económica
$d2$	1997, primer trimestre	= 1 valor atípico en serie n_t y l_t
$d3$	2000, segundo trimestre	= 1 valor atípico en serie n_t y l_t
$d4$	1994, cuarto trimestre	= 1 valor atípico en serie l_t
$d5$	1987, tercer trimestre	= 1 valor atípico en serie l_t
$d6$	≥2002, tercer trimestre	= 1 salida de la crisis y recuperación económica
$d7$	1990, primer a cuarto trimestre	= 1 alta inflación, caída del salario real
$d8$	1993, primer trimestre	= 1 valor atípico en serie w_t
$d9$	1987, cuarto trimestre	= 1 valor atípico en serie w_t

Fuente: Instituto Nacional de Estadística (INE), Banco Central del Uruguay (BCU) e Instituto de Economía (IECON) de la Universidad de la República, Uruguay.

^a Las series se construyeron a partir de las tasas de actividad y de empleo de las Encuestas Continuas de Hogares (ECH) y de las proyecciones de población del INE.

^b Véase una descripción de la elaboración de esta serie anual sobre el acervo de capital en Román y Willebald (2012). Los datos se llevaron a su equivalente trimestral considerando una tasa de depreciación constante y utilizando información sobre las inversiones trimestrales.

^c Es resultado del cociente entre el producto interno bruto (PIB) en términos reales y el acervo de capital.

^d Proyecciones de población del INE por edades simples.

^e Es resultado del cociente entre el PIB y el total de horas trabajadas.

Cuadro A1.2
Prueba F sobre la relación de largo plazo entre las variables

Demanda de trabajo						
$\Delta n_t = a_1 n_{t-1} + a_2 w_{t-4} + a_3 k_{t-1} + a_4 prk_{t-1} + \sum a_{ni} \Delta n_{t-i} + \sum a_{w4-i} \Delta w_{t-4-i} + \sum a_{ki} \Delta k_{t-i} + \sum a_{prki} \Delta prk_{t-i} + a_0$						
Rezagos		1	2	3	4	5
Criterios de selección	Akaike	-5,55*	-5,49	-5,45	-5,41	-5,41
	Schwarz	-5,27*	-5,09	-4,96	-4,81	-4,70
Pruebas de autocorrelación ^a	SC [χ^2 (1)]	0,51	0,83	0,75	0,64	0,17
	SC [χ^2 (4)]	0,83	0,86	0,65	0,40	0,19
Prueba F (H ₀ : a ₁ =a ₂ =a ₃ =a ₄ =0) ^b	Estadístico	5,40	3,73	2,96	2,42	2,63
	Significación	**				
Prueba t (H ₀ : a ₁ =0) ^c	Estadístico	-3,52	-2,98	-3,13	-2,96	-2,72
	Significación	*				
Oferta de trabajo						
$\Delta l_t = b_1 l_{t-1} + b_2 w_{t-1} + b_3 u_{t-1} + b_4 z_{t-1} + \sum b_{li} \Delta l_{t-i} + \sum b_{wi} \Delta w_{t-i} + \sum b_{ui} \Delta u_{t-i} + \sum b_{zi} \Delta z_{t-i} + b_0$						
Rezagos		1	2	3	4	5
Criterios de selección	Akaike	-5,83*	-5,79	-5,73	-5,67	-5,63
	Schwarz	-5,52*	-5,38	-5,22	-5,05	-4,91
Pruebas de autocorrelación ^a	SC [χ^2 (1)]	0,97	0,64	0,39	0,54	0,94
	SC [χ^2 (4)]	0,56	0,60	0,30	0,46	0,59
Prueba F (H ₀ : b ₁ =b ₂ =b ₃ =b ₄ =0) ^b	Estadístico	5,25	3,55	3,20	2,33	2,57
	Significación	**				
Prueba t (H ₀ : b ₁ =0) ^c	Estadístico	-4,40	-3,41	-2,92	-2,28	-2,34
	Significación	***				
Salarios						
$\Delta w_t = c_1 w_{t-1} + c_2 prn_{t-1} + c_3 u_{t-1} + \sum c_{wi} \Delta w_{t-i} + \sum c_{prni} \Delta prn_{t-i} + \sum c_{ui} \Delta u_{t-i} + c_0$						
Rezagos		1	2	3	4	5
Criterios de selección	Akaike	-5,38	-5,41*	-5,40	-5,37	-5,38
	Schwarz	-5,10*	-5,05	-4,97	-4,86	-4,79
Pruebas de autocorrelación ^a	SC [χ^2 (1)]	0,79	0,61	0,51	0,74	0,39
	SC [χ^2 (4)]	0,37	0,73	0,75	0,63	0,38
Prueba F (H ₀ : c ₁ =c ₂ =c ₃ =0) ^d	Estadístico	19,48	13,31	11,35	10,94	12,82
	Significación	***	***	***	***	***
Prueba t (H ₀ : c ₁ =0) ^e	Estadístico	-6,62	-5,73	-4,89	-4,65	-5,29
	Significación	***	***	***	***	***

Fuente: Elaboración propia.

^a Valor ρ .

^b Valores críticos al 90% (*): 2,72-3,77; al 95% (**): 3,23-4,35; al 99% (***): 4,29-5,61.

^c Valores críticos al 90% (*): (-2,57)-(-3,46); al 95% (**): (-2,86)-(-3,78); al 99% (***): (-3,43)-(-4,37).

^d Valores críticos al 90% (*): 3,17-4,14; al 95% (**): 3,79-4,85; al 99% (***): 5,15-6,36.

^e Valores críticos al 90% (*): (-2,57)-(-3,21); al 95% (**): (-2,86)-(-3,53); al 99% (***): (-3,43)-(-4,10).

Cuadro A1.3
Pruebas de especificación de las ecuaciones del sistema^a

Estimaciones con variables instrumentales (VI) ^b					
Demanda de trabajo		Oferta de trabajo		Salarios	
NOR [χ^2 (2)]	0,925	NOR [χ^2 (2)]	0,845	NOR [χ^2 (2)]	0,408
SC [χ^2 (1)]	0,854	SC [χ^2 (1)]	0,087	SC [χ^2 (1)]	0,538
SC [χ^2 (4)]	0,788	SC [χ^2 (4)]	0,043	SC [χ^2 (4)]	0,543
HET [χ^2 (6)]	0,295	HET [χ^2 (8)]	0,148	HET [χ^2 (7)]	0,120

Fuente: Elaboración propia.

^a Los valores que se presentan corresponden a los valores p de las pruebas de normalidad (NOR), correlación serial con uno y cuatro rezagos (SC) y heterocedasticidad (HET).

^b Variables instrumentales: n_{t-1} , l_{t-1} , w_{t-1} , w_{t-4} , w_{t-5} , k_{t-1} , k_{t-2} , prk_{t-1} , prk_{t-2} , Δprk_t , Δprk_{t-1} , u_{t-1} , u_{t-2} , u_{t-3} , u_{t-4} , Δw_t , Δw_{t-1} , Δw_{t-2} , z_{t-1} , z_{t-2} , z_{t-3} , prn_{t-1} , prn_{t-2} , Δprn_{t-1} , Δprn_{t-2} , $d1$, $d2$, $d3$, $d4$, $d5$, $d6$, $d7$, $d8$, $d9$ y c .

Determinantes de las horas de trabajo de las mujeres en México: un enfoque de pseudopanel (2005-2010)

Armando Sánchez V., Verónica Villarespe R.,
Diego A. Román C. y Ana Liz Herrera M.

Resumen

Las horas de trabajo de las mujeres mexicanas no solo dependen de los salarios y las características individuales, sino también de factores relacionados con la estructura del hogar, que generan incentivos para que las mujeres limiten sus horas de trabajo remunerado. En este estudio se utiliza un pseudopanel con cinco millones de observaciones de la Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo relativo al período 2005-2010. Se analizan cohortes de edad de la población femenina trabajadora y un modelo de pseudopanel que mide la sensibilidad de las horas laborales de las mujeres ante variaciones en el salario y factores relacionados con la estructura del hogar, como la disponibilidad de ayuda en casa y la presencia de niños. Se encontró que las horas trabajadas por las mujeres aumentan cuando en el hogar vive otra mujer adulta, mientras que la presencia de niños y de otro adulto varón las afecta negativamente.

Palabras clave

Mujeres, empleo de la mujer, horas de trabajo, medición, modelos econométricos, análisis por cohortes, México

Clasificación JEL

J21, J12, J16, C33

Autores

Armando Sánchez Vargas es Investigador Titular de tiempo completo nivel "C" del Departamento de Coordinación de Análisis Macroeconómico Prospectivo del Instituto de Investigaciones Económicas de la Universidad Nacional Autónoma de México (UNAM). armando_sanchez123@hotmail.com

Verónica Villarespe Reyes es Investigadora Titular de tiempo completo nivel "C" del Departamento de Historia Económica del Instituto de Investigaciones Económicas de la Universidad Nacional Autónoma de México (UNAM). reyesv@unam.mx

Diego Alí Román Cedillo es Licenciado en Economía de la Universidad Nacional Autónoma de México (UNAM). droman87@hotmail.com

Ana Liz Herrera Merino es Profesora Adjunta de Asignatura nivel "B" de la Facultad de Economía de la Universidad Nacional Autónoma de México (UNAM). anita_hm90@hotmail.com

I. Introducción

De acuerdo con cifras de la Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económicos (OCDE), el ritmo de incorporación de las mujeres al mercado laboral en México ha sido muy lento en los últimos años, pues su participación pasó del 36,67% en 2005 al 38,32% en 2012. En la literatura empírica sobre diversos países, esta tendencia se ha atribuido frecuentemente a la dinámica de los salarios y a características individuales. Sin embargo, no se han analizado en profundidad los efectos que podrían tener otros factores de tipo cultural, social y demográfico en las horas de trabajo remunerado de las mujeres¹. La hipótesis central de este estudio consiste en que, además de los factores de carácter económico, la estructura de los hogares también podría condicionar la participación laboral femenina, ya que puede generar incentivos para que las mujeres reduzcan su participación en el mercado laboral. Esto se debe a que las mujeres no solo eligen cuántas horas destinarán a un trabajo remunerado, sino también la cantidad de tiempo que dedicarán a la producción de bienes dentro del hogar y al cuidado de los integrantes de la familia, papeles tradicionalmente asignados a las mujeres y que compiten con su uso laboral del tiempo (Acosta, Peticará y Ramos, 2006). Por ejemplo, la presencia de varios niños pequeños en la composición del hogar podría generar incentivos para que la mujer abandone el trabajo remunerado y dedique su tiempo al cuidado, debido a los roles culturales y sociales de la mujer, la falta de ayuda dentro del hogar y la escasez de servicios de cuidado públicos. En este contexto, surgiría la necesidad de formular e implementar políticas públicas orientadas a liberar una parte del tiempo que las mujeres emplean en actividades domésticas y de cuidado en el hogar, para que puedan dedicarla a un trabajo remunerado si así lo desean. En general, se trata de impulsar políticas que contribuyan a disminuir las barreras de tipo social, cultural o demográfico que podrían limitar las horas de trabajo y las oportunidades de progreso de las mujeres.

La población objetivo de este estudio son las mujeres de 12 a 65 años de edad. Para los cálculos sobre los determinantes de las horas trabajadas se utilizó la técnica econométrica de pseudopanel, con un enfoque de cohortes por años de nacimiento. La base de datos empleada incluye alrededor de 5,2 millones de observaciones y contiene información de la Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo (ENOE) que abarca desde el tercer trimestre de 2005 al segundo trimestre de 2010 (INEGI, s/f). Asimismo, se determinaron las elasticidades mediante diferentes métodos de estimación para la muestra con la finalidad de asegurar la robustez estadística de los resultados. No se encontró en la literatura un análisis de los efectos de la composición del hogar en las horas de trabajo de las mujeres que se base en una muestra tan extensa y aumente la confiabilidad de las estimaciones de sus determinantes utilizando métodos econométricos de pseudopanel para México, tal como se hace en este estudio (Deaton, 1997).

Los resultados sugieren que la estructura del hogar incide en las horas que las mujeres ofrecen en el mercado laboral. Por una parte, la disponibilidad de tiempo para trabajar aumenta cuando en el hogar hay otra mujer mayor de 14 años, que podría representar una ayuda no remunerada en el quehacer doméstico y el cuidado del hogar y se traduciría en un incremento del número de horas para ofrecer en dicho mercado. Por otra, la presencia de niños tiene un efecto negativo en las horas laborales de las mujeres, pues su cuidado puede requerir una mayor demanda de tiempo (Arceo-Gómez y Campos-Vázquez, 2010). En consecuencia, la estructura del hogar es un factor relevante en la determinación y la disponibilidad de horas para trabajar de las mujeres. Esto podría explicarse porque las necesidades de los integrantes del hogar condicionan las decisiones de las mujeres en el ámbito laboral.

El artículo se divide en cinco secciones, incluida esta Introducción. En la segunda se efectúa una revisión de la literatura existente y se advierte que en investigaciones previas se ha sugerido que

¹ A lo largo del texto se utiliza "horas trabajadas" para hacer referencia a las horas de trabajo remunerado de las mujeres.

la estructura del hogar podría incidir en las horas de trabajo de las mujeres. En la tercera sección se presenta evidencia empírica a nivel de cohorte sobre el número medio de horas por semana que las mujeres en México destinan a trabajar. Asimismo, se muestra la variación que sufren dichas horas cuando se condicionan a aspectos relacionados con la estructura del hogar. En la cuarta sección se muestran los resultados obtenidos a partir del modelo de pseudopanel y con diferentes estimadores, que garantizan la robustez de los resultados, y en la quinta y última se realizan algunos comentarios finales.

II. Evidencia previa sobre la participación laboral femenina y su relación con la estructura del hogar

El análisis de los factores que determinan la incorporación de las mujeres al mercado de trabajo ha cobrado mucha importancia en los últimos años. Domínguez y Brown (2013) estudian en profundidad el papel que desempeñan las diferencias de género en la participación laboral en México. Entre las conclusiones más relevantes de dicho estudio destaca que la presencia de hijos y adultos mayores en el hogar podría afectar la decisión de la mujer de trabajar en forma remunerada en el domicilio o fuera de él. Las autoras también sugieren que el trabajo pagado desde el domicilio es funcional en México porque las labores de cuidado, tradicionalmente asignadas a la mujer, podrían dificultar la participación laboral femenina en el mercado formal. Sin embargo, la decisión de llevar a cabo trabajo remunerado en el hogar también podría reflejar la insuficiencia del número de escuelas y guarderías con horarios adecuados para que las madres tengan más opciones de trabajo formal remunerado. En ese sentido, en un estudio realizado por Arceo-Gómez y Campos-Vázquez (2010) se muestra que las horas de trabajo pagado de las mujeres mexicanas que tienen niños menores de cinco años son mucho más sensibles a las variaciones en el salario que las de una mujer mexicana promedio. Esto podría atribuirse a que los roles femeninos tradicionales dentro del hogar limitan a las mujeres en la elección de la distribución de su tiempo.

Attanasio, Low y Sánchez (2008) estudian los determinantes de las variaciones en la oferta laboral de las mujeres con hijos en tres diferentes cohortes en los Estados Unidos, sobre la base de un modelo de ciclo de vida. Los resultados de su investigación muestran que tanto la disminución de los costos monetarios del cuidado de los niños como el aumento de los salarios incentivan de manera positiva la participación femenina en el mercado laboral. Por otra parte, Ludin, Mörk y Öckert (2008) estiman los efectos de la reducción de los costos del cuidado de los niños en la oferta laboral femenina en los Estados Unidos y sugieren que dicho impacto es significativo pero heterogéneo, pues depende del tipo de familia y de la región objeto de estudio. Warunsiri y McNown (2010) estiman los determinantes de la oferta de trabajo femenina en Tailandia a partir de la construcción y el análisis de diferentes cohortes sintéticas de mujeres. El principal hallazgo de esos autores es que existe una relación negativa entre el salario y las horas de trabajo para las mujeres de ese país (la elasticidad salario de la oferta laboral fue de alrededor de -0,25). En este artículo se argumenta que la existencia de una curva de oferta de trabajo con pendiente negativa se podría relacionar con los usos competitivos del tiempo de una mujer (Dessing, 2002). Es decir, un aumento en los salarios podría disminuir las horas trabajadas de las mujeres, ya que estas podrían optar por dedicar más tiempo a actividades como el cuidado de los hijos y la prestación de servicios de uso doméstico². Otra conclusión relevante del mismo estudio es que, si bien las horas trabajadas de las mujeres solteras son más sensibles a una

² Para aquellos que están trabajando, un cambio en el salario induce tanto efectos ingreso como efectos sustitución, con consecuencias opuestas en lo que se refiere a las horas de trabajo. Si bien la expectativa normal es que los efectos ingresos superen a los efectos sustitución, de manera que la elasticidad de las horas trabajadas con respecto a los salarios sea positiva, la evidencia de varios países en desarrollo rechaza dicha suposición.

modificación salarial en comparación con las casadas, su probabilidad de trabajar es menor que la de estas últimas. En este contexto, en otras investigaciones como las de Schultz (1990), Dessign (2002) y Warunsiri y McNow (2010) se ha concluido que en países como Tailandia, el Perú y Filipinas también existe una elasticidad negativa del salario por horas trabajadas.

En otros trabajos sobre el tema referidos a países en desarrollo, y en los que se aplican técnicas de pseudopanel, como el de Bassi (2003), se concluye que pese a que las elasticidades salario de las horas trabajadas son positivas al igual que en los países desarrollados, la diferencia radica en que su magnitud es sustancialmente pequeña. Así, se puede anticipar que la cantidad de horas de trabajo de las mujeres en dichos países podría explicarse por otras variables, que posiblemente se relacionen con el uso del tiempo y las labores tradicionales de las mujeres en el hogar, como el cuidado de los hijos y tareas domésticas como lavar, planchar y cocinar. También es frecuente que uno de los principales motivos por el cual las mujeres se incorporan al mercado laboral sea mantener un determinado nivel de ingresos en el hogar, tal como señala Licona (2000) en su estudio sobre el efecto de la pobreza en el suministro de mano de obra femenina en México. Esto se ha confirmado en otros estudios, incluido el de Dasgupta y Goldar (2005) relativo a las mujeres indígenas en condiciones de pobreza. Así, es posible concluir que los determinantes de la oferta laboral femenina podrían estar condicionados por factores muy diferentes con respecto a los de los hombres (Juhn y Murphy, 1996).

Por último, es importante mencionar que existen pocos estudios empíricos que hagan hincapié en la incidencia de la estructura del hogar en las horas de trabajo de las mujeres y que, específicamente, analicen si la presencia de otros adultos que podrían realizar actividades domésticas no remuneradas o niños en el hogar representarían una ayuda o una barrera a la incorporación de las mujeres al mercado laboral. Con la presente investigación se busca cubrir ese vacío en la literatura tradicional y ofrecer evidencia empírica al respecto mediante técnicas de pseudopanel con un enfoque de cohortes aplicadas a la relación entre la estructura del hogar y las horas laborales de las mujeres en México.

III. Marco teórico

El fundamento teórico del análisis de este artículo es el modelo de ciclo de vida de cohortes de la oferta laboral femenina de Attanasio, Low y Sánchez (2008). En dicho modelo, los hogares enfrentan incertidumbre acerca de los salarios de los hombres y las mujeres, la maternidad es exógena y los niños imponen un costo monetario fijo cuando las madres deciden trabajar. Básicamente, el modelo explica los cambios en la oferta laboral femenina y asume que los hogares maximizan su utilidad de esperanza de vida. La función de utilidad que se desarrolla es intertemporalmente separable y la utilidad instantánea depende del consumo por persona en el hogar y de la elección de oferta laboral de la esposa.

En particular, se considera un hogar con una función de utilidad instantánea de la forma:

$$u_t = u(c_t, P_t, e_t)$$

Donde P_t es una variable discreta $\{0,1\}$ que muestra la decisión de la mujer en su oferta laboral, c_t es el consumo total del hogar y e_t es el número de adultos equivalentes en el hogar.

Por otra parte, dentro del mismo modelo se incluyen las unidades de cuidado de los niños que necesita una familia cuyo primer hijo tiene la edad a_t como $G(a_t)$. El precio de cada unidad de cuidado se expresa como p . Así, el costo total del cuidado de los niños que enfrenta un hogar cuando la mujer participa en el mercado laboral está dado por:

$$F(a_t) = pG(a_t)$$

El estudio es relevante en términos de la elección de la mujer de incorporarse al mercado de trabajo. La información proporcionada indica que solo las mujeres más productivas permanecen en el mercado laboral después de tener hijos. Además, se puede apreciar la importancia potencial de la elección de continuar trabajando o no después de tener hijos, así como las repercusiones de esa decisión en la experiencia y el salario de las mujeres.

IV. Datos y resultados

1. Hechos estilizados de las horas de trabajo remunerado de las mujeres en México

Para analizar las horas de trabajo remunerado de las mujeres en México se trabajó con los datos trimestrales de la Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo (ENOE) relativos a los 32 estados del país. El período de análisis va desde el tercer trimestre de 2005 al segundo trimestre de 2010. La ENOE es una encuesta representativa a nivel nacional que proporciona información estadística ocupacional y sociodemográfica. Si bien el tipo de muestreo es aleatorio, las viviendas seleccionadas se sustituyen mediante un esquema rotatorio en el que la quinta parte de la muestra que ya cumplió un ciclo de cinco visitas de los encuestadores se reemplaza cada tres meses. Así, en cada trimestre se mantiene el 80% de la muestra.

El análisis estadístico se aplicó únicamente a las mujeres que cumplen con las siguientes características: i) estar empleada; ii) tener un número positivo de horas laborales durante la semana anterior, y iii) tener un ingreso mensual. Es importante mencionar que la muestra incluye empleadas de los sectores privado y público, así como trabajadoras por cuenta propia. Para ofrecer evidencia empírica de la relación que existe entre las variables relacionadas con la estructura del hogar y las horas trabajadas por las mujeres de manera temporal se realizó un análisis estadístico a nivel de cohortes. Para ello, se construyeron nueve cohortes a partir de los años de nacimiento de la población objetivo tomando en cuenta las características mencionadas previamente y que cumplieran con el requisito de estar en edad de trabajar (de 12 a 65 años de edad).

Los datos indican que el promedio de horas que las mujeres dedican por semana a trabajar ha tenido una evolución favorable a través de las cohortes (véase el cuadro 1). Se observa que las mujeres de la cohorte 1 (1940-1950) trabajan en promedio 5,46 horas menos que sus pares de la cohorte 9 (1985-1992). Además, se aprecia que las integrantes de la cohorte 8 (1980-1985) son las que dedican más horas a trabajar a la semana (40,33 horas), no obstante, su nivel salarial no es tan alto como el de la cohorte 4 (1960-1965), que en promedio trabaja 2,9 horas menos.

En el gráfico 1 se muestra el efecto del ciclo de vida en cada cohorte: se observa que el número medio de horas trabajadas por las mujeres aumenta conforme aumentan las cohortes de 1 a 3 (1965-1970). No obstante, a partir de esta última el promedio de horas laborales desciende de una generación a otra. Esto podría indicar que las mujeres de mayor edad y las más jóvenes son las que tienen un menor número de horas trabajadas. Por otra parte, el mayor número de horas se registra en la cohorte de las mujeres nacidas entre 1965 y 1970.

Cuadro 1
México: ingreso y horas ocupadas a la semana por cohorte de mujeres empleadas

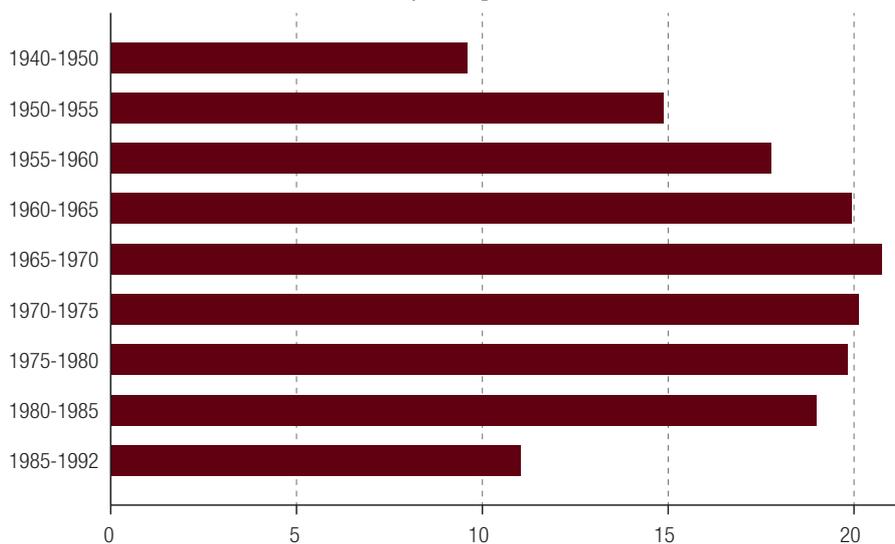
Cohorte	Promedio de horas ocupadas	Mediana del ingreso real ^a
1 1940-1950	34,55	1 718,37
2 1950-1955	36,36	2 237,03
3 1955-1960	36,99	2 582,30
4 1960-1965	37,40	2 767,25
5 1965-1970	37,87	2 724,89
6 1970-1975	38,15	2 691,84
7 1975-1980	38,92	2 724,89
8 1980-1985	40,33	2 643,89
9 1985-1992	40,01	2 148,98

Fuente: Elaboración propia, sobre la base de datos de la Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo (ENOE).

Nota: Se realizó una prueba de medias para ambos grupos (con ayuda y sin ayuda) y la diferencia en las horas trabajadas resultó estadísticamente significativa.

^a El ingreso real se refiere al ingreso mensual en pesos declarado por las personas ocupadas. Para cambiarlo a valores reales se utilizó el Índice Nacional de Precios al Consumidor (INPC) de cada trimestre del período 2005-2010. Se presenta la mediana del salario, ya que debido a la distribución sesgada de los datos es la mejor medida de tendencia central.

Gráfico 1
México: efecto del ciclo de vida en las horas semanales de trabajo de las mujeres, por cohorte



Fuente: Elaboración propia, sobre la base de datos de la Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo (ENOE).

De los datos del cuadro 2 surge que la presencia de un adulto en el hogar, que podría representar una ayuda no remunerada para las mujeres en las labores domésticas, está asociada al incremento de sus horas de trabajo. Por ejemplo, las mujeres de la cohorte 8 (1980-1985) trabajan en promedio 4,6 horas más cuando hay otro adulto en el hogar que cuando no lo hay. En general, todas las cohortes resultan beneficiadas en cuanto a las horas de trabajo cuando hay otro adulto en el hogar. De hecho, la disponibilidad para incorporarse al mercado laboral parece incrementarse cuando existe la ayuda potencial de otra persona adulta en el hogar. Así, la presencia de otros adultos en el hogar podría incidir positivamente en las horas que las mujeres destinan al trabajo remunerado.

Cuadro 2

México: promedio de horas trabajadas por las mujeres según la disponibilidad de ayuda de otro adulto en el hogar, por cohorte

Cohorte	Con ayuda de otro adulto	Sin ayuda de otro adulto
1 1940-1950	34,99	33,85
2 1950-1955	36,33	36,44
3 1955-1960	36,96	37,10
4 1960-1965	37,46	37,19
5 1965-1970	38,20	37,17
6 1970-1975	39,34	36,66
7 1975-1980	41,02	36,45
8 1980-1985	41,73	37,12
9 1985-1992	40,46	37,28

Fuente: Elaboración propia, sobre la base de datos de la Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo (ENOE).

Nota: Se realizó una prueba de medias para ambos grupos (con ayuda y sin ayuda) y la diferencia en las horas trabajadas resultó estadísticamente significativa.

En el cuadro 3 se indica que de la cohorte 3 en adelante (1955-1960), la presencia de al menos un niño menor de 6 años en el hogar está asociada a un menor número de horas de trabajo de las mujeres, con respecto a los hogares que no tienen niños. Esta tendencia se mantiene en las cohortes siguientes. Es importante mencionar que el número de horas que las mujeres dejan de trabajar cuando tienen niños aumenta a través de las cohortes. Es decir, las mujeres de las cohortes 7 y 8 que tienen niños menores de 6 años trabajan 4,8 y 4,4 horas menos, respectivamente, que aquellas que no tienen niños. Esto sugiere que el cuidado de los niños podría incidir negativamente en las horas de trabajo de las mujeres en México, tal vez debido a la gran cantidad de tiempo que requiere. Se optó por estudiar el efecto de este grupo de niños debido a que en trabajos previos se ofrece evidencia de que las mujeres con hijos menores de 5 años están menos incorporadas al mercado de trabajo que el promedio de mujeres sin hijos menores de 5 años. Esta falta de asociación puede deberse a que los hijos imponen limitaciones importantes a la asignación del tiempo (Arceo-Gómez y Campos-Vázquez, 2010).

Cuadro 3

México: promedio de horas trabajadas por las mujeres empleadas según la presencia de niños menores de 6 años en el hogar, por cohorte

Cohorte	Tienen niños menores de 6 años	No tienen niños menores de 6 años
1 1940-1950	34,83	34,54
2 1950-1955	37,49	36,34
3 1955-1960	36,28	37,01
4 1960-1965	35,72	37,52
5 1965-1970	35,90	38,27
6 1970-1975	35,74	39,10
7 1975-1980	35,61	40,45
8 1980-1985	36,93	41,43
9 1985-1992	38,69	40,31

Fuente: Elaboración propia, sobre la base de datos de la Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo (ENOE).

Nota: La diferencia de horas de trabajo en ambos grupos para las cohortes 1, 2 y 3 es mínima debido a que el número de observaciones de las personas de dichas cohortes con niños menores de 6 años es pequeño. Se realizó una prueba de medias para ambos grupos (con niños y sin niños) y la diferencia en las horas trabajadas resultó estadísticamente significativa.

Por otra parte, la información del cuadro 4 permite confirmar que la presencia de niños en el hogar se relaciona fuertemente con una reducción de las horas de trabajo remunerado de las mujeres. Cuando en el hogar hay niños que tienen entre 6 y 14 años de edad, el promedio de horas de trabajo de las mujeres se reduce en todas las cohortes. En este caso, los datos muestran que las mujeres de la cohorte 7 (1975-1980) son las que trabajan un menor número de horas cuando tienen niños de este rango de edad. Al contrario, las mujeres de la cohorte 9 son las que no parecen trabajar menos si tienen hijos pequeños, aunque dicha relación positiva está presente.

Cuadro 4

México: promedio de horas trabajadas por las mujeres empleadas según la presencia de niños de 6 a 14 años en el hogar, por cohorte

Cohorte	Tienen niños de 6 a 14 años	No tienen niños de 6 a 14 años
1 1940-1950	34,83	34,53
2 1950-1955	35,76	36,44
3 1955-1960	35,88	37,35
4 1960-1965	36,08	38,34
5 1965-1970	36,56	39,59
6 1970-1975	36,48	40,30
7 1975-1980	36,45	40,61
8 1980-1985	39,15	40,78
9 1985-1992	39,90	40,07

Fuente: Elaboración propia, sobre la base de datos de la Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo (ENOE).

Nota: La diferencia de horas de trabajo en ambos grupos para las cohortes 1, 2 y 3 es mínima debido a que el número de observaciones de las personas de dichas cohortes con niños de 6 a 14 años es pequeño. Se realizó una prueba de medias para ambos grupos (con niños y sin niños) y la diferencia en las horas trabajadas resultó estadísticamente significativa.

Los cuadros anteriores sugieren que la presencia de un adulto adicional en el hogar se asocia de manera positiva con el número de horas que las mujeres podrían destinar al trabajo remunerado. Por otra parte, la presencia de niños en el hogar se asocia de manera inversa con el número de horas trabajadas. En la próxima sección se estiman modelos para establecer la validez estadística de esas relaciones causales. Sin embargo, se puede anticipar que es posible que dichas situaciones se deban a que los niños requieren de cuidados y atenciones que podrían afectar la disponibilidad de horas de las mujeres y hacer más costosa la decisión de trabajar en caso de no disponer de la ayuda de otro adulto en el hogar.

En el cuadro 5 se realiza el cruce de información para las mujeres que viven en hogares en los que hay al menos un adulto adicional y al menos un niño menor de 6 años. A partir de dicha intersección se puede confirmar que en la mayoría de las cohortes la presencia de otro adulto que podría realizar labores domésticas no remuneradas en el hogar permite a las mujeres destinar un mayor número de horas al trabajo remunerado a pesar de tener niños pequeños. En este caso, la mayor diferencia de horas entre las mujeres con niños menores de seis años que cuentan con ayuda y las que no se observa en la cohorte 8 (1980-1985).

Otra manera de ver la relación entre la presencia de otro adulto y las horas de las mujeres en el mercado laboral es a través de un cruce con sus niveles de educación. Del cuadro 6 surge que las mujeres con un bajo nivel educativo son las que trabajan más ante la presencia de otro adulto en el hogar. Por el contrario, las mujeres con un alto nivel educativo no parecen trabajar un mayor número de horas ante la presencia de otro adulto y niños pequeños en el hogar. Es importante destacar que las mujeres de las cohortes 7 y 8 son aquellas que, independientemente del nivel educativo, trabajan un mayor número de horas cuando tienen ayuda de otro adulto en casa.

Cuadro 5

México: promedio de horas trabajadas por las mujeres empleadas que tienen niños menores de 6 años según la presencia de otro adulto en el hogar, por cohorte

Cohorte	Con ayuda de otro adulto y niños menores de 6 años	Sin ayuda de otro adulto y niños menores de 6 años
1 1940-1950	35,01	33,86
2 1950-1955	37,75	36,45
3 1955-1960	36,92	37,17
4 1960-1965	36,31	37,47
5 1965-1970	36,20	37,77
6 1970-1975	36,80	37,77
7 1975-1980	38,65	38,40
8 1980-1985	42,10	39,96
9 1985-1992	41,53	40,28

Fuente: Elaboración propia, sobre la base de datos de la Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo (ENOE).

Nota: Se realizó una prueba de medias para ambos grupos (con ayuda y sin ayuda) y la diferencia en las horas trabajadas resultó estadísticamente significativa.

Cuadro 6

México: ingreso y horas trabajadas por las mujeres empleadas según el nivel educativo, por cohorte

Cohorte	Preescolar-Primaria		Secundaria-Medio superior		Superior		Posgrado		
	Media de horas ocupadas	Mediana del ingreso real ^a	Media de horas ocupadas	Mediana del ingreso real ^a	Media de horas ocupadas	Mediana del ingreso real ^a	Media de horas ocupadas	Mediana del ingreso real ^a	
Con ayuda de otro adulto									
1 1940-1950	35,07	1 595,98	36,48	3 040,62	35,53	5 901,05	34,52	9 116,52	
2 1950-1955	35,99	1 833,22	37,51	3 133,63	36,22	6 347,52	37,13	12 301,48	
3 1955-1960	37,11	1 917,40	37,63	3 133,63	35,87	6 319,28	37,83	13 584,27	
4 1960-1965	37,38	1 922,74	38,48	2 982,71	35,69	5 830,01	38,62	9 349,95	
5 1965-1970	37,47	1 949,60	39,24	2 706,95	36,51	5 410,39	36,99	9 837,72	
6 1970-1975	38,01	1 960,05	40,53	2 588,95	38,35	5 008,08	35,05	8 232,13	
7 1975-1980	40,31	1 983,68	42,34	2 566,51	39,49	4 637,43	39,51	5 549,22	
8 1980-1985	42,75	2 066,33	42,90	2 472,20	39,09	4 099,05	38,26	5 224,20	
9 1985-1992	41,59	1 854,15	40,56	2 133,64	37,50	3 159,64	26,00	4 435,16	
Sin ayuda de otro adulto									
1 1940-1950	33,87	1 342,22	35,41	2 729,43	34,25	6 466,88	37,25	12 041,64	
2 1950-1955	35,92	1 663,41	37,89	3 122,92	36,62	6 709,92	37,80	11 085,10	
3 1955-1960	36,83	1 788,82	38,16	3 128,35	36,40	6 821,29	41,55	12 485,75	
4 1960-1965	37,51	1 854,15	38,09	3 090,26	35,78	6 319,28	39,12	13 525,97	
5 1965-1970	36,56	1 865,44	38,27	2 949,85	35,91	5 871,18	38,69	11 153,27	
6 1970-1975	35,16	1 786,10	37,55	2 669,93	36,18	5 440,73	36,15	9 092,20	
7 1975-1980	34,40	1 737,80	37,32	2 464,37	36,67	5 032,44	36,38	7 630,18	
8 1980-1985	35,42	1 744,85	37,64	2 379,84	37,57	4 471,50	35,00	8 745,01	
9 1985-1992	35,02	1 674,62	37,99	2 246,41	37,63	3 920,10	-	-	

Fuente: Elaboración propia, sobre la base de datos de la Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo (ENOE).

Nota: se realizó una prueba de medias para ambos grupos (con ayuda y sin ayuda) y la diferencia en las horas trabajadas resultó estadísticamente significativa.

^a El ingreso real se refiere al ingreso mensual en pesos declarado por las personas ocupadas. Para cambiarlo a valores reales se utilizó el Índice Nacional de Precios al Consumidor (INPC) de cada trimestre del período 2005-2010. Se presenta la mediana del salario, ya que debido a la distribución sesgada de los datos es la mejor medida de tendencia central.

Los hechos estilizados desarrollados en esta sección permiten anticipar lo siguiente: i) el promedio de horas trabajadas por las mujeres que integran las cohortes es mayor cuando hay otra persona adulta en el hogar, y ii) con la presencia de niños menores de 14 años el promedio de horas trabajadas disminuye en cada cohorte. Esto ofrece evidencia empírica de que probablemente la estructura del hogar podría incidir en el tiempo que las mujeres dedican al trabajo remunerado, algo que podría explicarse porque las mujeres también deben elegir la cantidad de horas que destinarán al cuidado de los integrantes del hogar y a la producción de bienes dentro de este en una economía como la mexicana. Además, se constató que el nivel educativo también puede incidir en las horas que las mujeres están dispuestas a destinar al mercado laboral.

2. Resultados del modelo

Para determinar el efecto de los factores relacionados con la estructura del hogar en las horas trabajadas por las mujeres se formuló la siguiente especificación econométrica:

$$\ln h_{it} = \theta \ln w + X_{it} + Z_{it} + u_i$$

Donde:

$\ln h$ es el logaritmo de las horas mensuales trabajadas por las mujeres de la cohorte i en el tiempo t .

$\ln w$ es el logaritmo del salario real mensual.

X es un vector de variables sociodemográficas y otras características individuales.

Z es un vector de variables asociadas a la estructura del hogar.

u_i es el término de error.

No obstante, la estimación de la ecuación podría plantear el problema de endogeneidad en la variable salario real mensual, debido a la posible simultaneidad entre dicha variable y las horas trabajadas. Para hacer frente a este problema se construyeron instrumentos para el salario³, cuya especificación econométrica incluye el tipo de cambio real, el nivel de importaciones y el salario mínimo (Robbins, Salinas y Manco, 2009).

En el cuadro 7 se detallan los resultados del modelo de los determinantes de las horas de trabajo de las mujeres a partir de un pseudopanel basado en la muestra representativa de la ENOE a nivel nacional. Los resultados se presentan con cinco tipos diferentes de estimadores para asegurar su robustez estadística. Los datos que figuran en las columnas I a IV se estimaron a partir de un panel que contiene toda la muestra de individuos de la ENOE, desde el tercer trimestre de 2005 al segundo trimestre de 2010, con alrededor de 5,2 millones de observaciones. En la columna (I) se muestra la estimación de la regresión de horas trabajadas sin tomar en cuenta la heterogeneidad entre individuos ni la endogeneidad del salario. En la columna (II) se incluyen efectos cohorte y efectos temporales. Por otra parte, los coeficientes indicados en la columna (III) se calcularon corrigiendo el problema de endogeneidad del salario mediante variables instrumentales. En la columna (IV) se muestran las estimaciones a partir del método de mínimos cuadrados ponderados (WLS). Por último, en la columna (V) se indican las elasticidades de las horas de trabajo de las mujeres a partir del uso de la técnica de pseudopanel dinámico. Es decir, después de obtener la media de las variables de interés para cada cohorte, se obtiene una base de datos temporal y se agregan rezagos de la variable dependiente e instrumentos para controlar la posible endogeneidad del salario real.

Los resultados indican que existe una elasticidad positiva entre el salario y las horas de trabajo de las mujeres, pues ante un aumento del salario estas estarían dispuestas a incrementar el porcentaje de horas que dedican a un trabajo remunerado. Los coeficientes obtenidos en cada uno de los

³ Las variables utilizadas para instrumentar el salario fueron: edad, edad al cuadrado, tipo de cambio real, importaciones y salario mínimo.

Cuadro 7
México: factores determinantes de las horas de trabajo de las mujeres

Variable	POOL				Pseudopanel dinámico HS (V)
	(I)	(II)	Variables instrumentales ^a (III)	Mínimos cuadrados ponderados (IV)	
Salario	0,412 [0,0005]	0,411 [0,0005]	0,400 [0,0108]	0,412 [0,0005]	0,273 [0,1333]
Presencia de otro adulto mujer en hogar	0,081 [0,0009]	0,081 [0,0009]	0,081 [0,0009]	0,081 [0,0009]	0,005 [0,0030]
Presencia de otro adulto hombre en hogar	-0,003 [0,0009]	-0,003 [0,0009]	-0,004 [0,0010]	-0,003 [0,0009]	-0,001 [0,0028]
Niños de 6 a 14 años	-0,027 [0,0005]	-0,027 [0,0005]	-0,028 [0,0007]	-0,027 [0,0005]	0,001 [0,0037]
Educación	-0,032 [0,0001]	-0,032 [0,0001]	-0,031 [0,0010]	-0,032 [0,0001]	-0,029 [0,0143]
Educación ₁	-	-	-	-	0,010 [0,0132]
Educación ₂	-	-	-	-	-0,020 [0,0164]
Edad	-0,004 [0,0002]	-0,004 [0,0001]	-0,004 [0,0002]	-0,004 [0,0002]	0,091 [0,0386]
Edad ₁	-	-	-	-	-0,187 [0,0409]
Constante	4,121 [0,0071]	4,093 [0,0040]	4,139 [0,0200]	4,122 [0,0072]	0,0203 [0,0089]
Número de observaciones	1 486 014	1 486 014	1 441 978	1 486 014	261

Fuente: Elaboración propia, sobre la base de datos de la Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo (ENOE).

Nota: En todas las regresiones se incluyen regresores ficticios en cada uno de los trimestres. Las regresiones I, II y IV incluyen efectos cohortes y temporales y la II incluye solamente efectos cohortes.

[]: Desviación estándar.

^a Se instrumentó de acuerdo a la metodología planteada previamente.

modelos con diferentes métodos de estimación son consistentes desde el punto de vista de sus valores y significancia estadística. En la columna (V), que corresponde a los resultados del pseudopanel dinámico, se observa que ante un aumento del 10% del salario las mujeres estarían dispuestas a trabajar un 2,7% más de tiempo. Sin embargo, es importante mencionar que, de acuerdo con los modelos presentados, el salario no es el único factor con un efecto positivo en las horas de trabajo de la mujer en el mercado. Existen otros factores relacionados con la estructura del hogar que también inciden en el tiempo que las mujeres dedican a un trabajo remunerado y que no se han estudiado en profundidad en la literatura previa. Por ejemplo, los resultados del pseudopanel muestran que cuando en el hogar hay otra mujer (mayor de 14 años), que podría constituir una ayuda extra no remunerada en las labores del hogar, las mujeres destinan un mayor tiempo al trabajo remunerado (0,005). Este resultado es consistente con los de las regresiones I, II, III y IV, pues el efecto es el mismo en todas versiones presentadas y todos los casos son estadísticamente significativos. A partir de estos resultados estadísticamente robustos, se puede afirmar que la presencia de otra mujer en el hogar podría suponer una ayuda en las actividades domésticas que normalmente llevan a cabo las mujeres y, en consecuencia, el efecto en las horas que las mujeres destinan al mercado laboral sería positivo (la ayuda extra les permitiría dedicar menos tiempo a las actividades del hogar y al cuidado de sus integrantes). Por lo tanto, las políticas públicas deberían concentrarse en brindar ayuda a las mujeres dentro del hogar para reducir el tiempo que deben dedicar al trabajo doméstico, que muchas veces representa una barrera a su incorporación voluntaria al mercado laboral. En otras palabras, es necesario promover políticas públicas conciliadoras o políticas de reemplazo de algunas tareas no remuneradas, como el servicio de guarderías o ayuda directa para el cuidado de los integrantes

del hogar que lo requieran (Gammage y Orozco, 2008). No obstante, la presencia en el hogar de al menos un adulto hombre que no tiene un trabajo remunerado (mayor de 14 años) produce un efecto negativo en las horas laborales de las mujeres (-0,001). A pesar de que dicho coeficiente no es estadísticamente significativo (solo en la regresión de pseudopanel), presenta una tendencia robusta en todos modelos reportados.

Por otra parte, de acuerdo con las regresiones I a IV, el efecto en las horas laborales de la presencia de niños de 6 a 14 años de edad es negativo y estadísticamente significativo. Así, cuando en el hogar hay niños, las mujeres reducen el tiempo que dedican al trabajo remunerado. Esto puede explicarse por la demanda de tiempo que el cuidado de los niños representa para las mujeres (Pedrero, 2009). De lo anterior se infiere que una reducción de los costos del cuidado de los niños aumenta las horas de trabajo de las mujeres en el mercado laboral (Attanasio, Low y Sánchez, 2008). Otro hallazgo relevante y consistente en todas las estimaciones se refiere al impacto negativo del nivel educativo en las horas que las mujeres destinan al trabajo remunerado. Para ello, se consideró la variable que indica los años de escolaridad de las mujeres y, debido a que con niveles más altos de escolaridad se obtienen ingresos más elevados y mejores condiciones de empleo (Domínguez y Brown, 2013), es posible que en este caso el efecto sustitución tenga mayor peso. En otras palabras, al tener un nivel de ingresos considerable, las mujeres optan por reducir las horas de trabajo en el mercado laboral y destinarlas a otras actividades. Otro factor que incide negativamente en las horas que las mujeres destinan a un trabajo remunerado es la edad, pues dicho resultado también es robusto en todas las versiones presentadas en el cuadro 7. A partir de esto se puede afirmar que cuantos más años tengan las mujeres, menos dispuestas estarán a destinar horas a un trabajo remunerado.

En general, las variables que inciden positivamente en las horas laborales de las mujeres y cuyos resultados presentan una apropiada robustez estadística son: i) el salario, y ii) la presencia de otra mujer mayor de 14 años en el hogar. Por otra parte, los factores que inciden negativamente en las horas de trabajo de las mujeres y tienen consistencia en todas las regresiones son: i) la presencia de un hombre mayor de 14 años; ii) la presencia de niños que tienen entre 6 y 14 años de edad; iii) el nivel educativo, y iv) la edad. Sobre esta base se puede afirmar que la estructura del hogar es un elemento relevante en la determinación de las horas que las mujeres destinan al trabajo remunerado y que esto podría relacionarse con el tiempo que estas destinan a ese tipo de actividades.

V. Comentarios finales

El objetivo de este estudio ha sido determinar si la estructura del hogar influye de alguna manera en las horas que las mujeres destinan al trabajo remunerado en el mercado laboral. Los resultados obtenidos con la técnica de pseudopanel sugieren que las horas de trabajo de una mujer sí dependen del número de adultos y de niños que viven en el hogar. Específicamente, se encontró evidencia de que la presencia de niños menores de edad afecta negativamente la disponibilidad de tiempo de las mujeres. Esto se podría relacionar directamente con el cuidado y la atención que estos integrantes requieren de la mujer en función de su papel tradicional dentro del hogar, ocupando así la mayor parte de su tiempo y reduciendo simultáneamente su disponibilidad de horas para trabajar. En este contexto, es posible afirmar que las mujeres realizan en el hogar una cantidad considerable de trabajo no remunerado que limita sus posibilidades de incorporarse al mercado laboral. Los resultados del presente estudio permiten ofrecer algunas sugerencias de política pública que se enfoquen en la reducción del tiempo que las mujeres dedican a las actividades domésticas y el cuidado del hogar. Una primera recomendación consiste en diseñar y desarrollar acciones encaminadas a generar e incentivar la ayuda dentro de los hogares. Si la presencia de otra mujer permite reducir la carga de trabajo en el hogar y promueve un aumento de las horas de trabajo femenino, se requieren políticas públicas destinadas a reemplazar dicha ayuda, para evitar una transmisión de trabajo no pagado de

una mujer a otra. Por lo tanto, se necesitan políticas públicas — como la ampliación del número de guarderías públicas y el desarrollo de programas escolares— que den mayor flexibilidad de horario a las mujeres. Es importante que se desarrollen políticas públicas dirigidas al apoyo de las actividades domésticas, sobre todo aquellas relacionadas con los integrantes del hogar y su cuidado. Con este tipo de acciones las horas de trabajo aumentarían, pues las mujeres estarían en mejores condiciones para ofrecer un mayor número de horas al mercado de trabajo. A su vez, esto les permitiría mejorar su calidad de vida, si ellas así lo deciden de manera voluntaria. Las actividades domésticas, como el cuidado de la familia y la producción de bienes dentro del hogar, constituyen uno de los principales elementos que limitan la disponibilidad de tiempo de las mujeres para trabajar formalmente, un aspecto menos relevante en el caso de los hombres (INEGI, 2012).

Bibliografía

- Acosta, E., M. Perticará y C. Ramos (2006), *Empleo femenino: oferta laboral y cuidado infantil*, Washington, D.C., Banco Interamericano de Desarrollo.
- Arceo-Gómez, E. y R. Campos-Vázquez (2010), “Labor supply of married women in Mexico: 1990-2000”, *Documento de Trabajo*, N° 16, El Colegio de México.
- Attanasio, O., H. Low y M. Sánchez (2008), “Explaining changes in female labor supply in a life-cycle model”, *American Economic Review*, vol. 98, N° 4, Nashville, Tennessee, American Economic Association.
- Bassi, M. (2003), “Do really matter? Understanding female force participation”, Octava Reunión de la Asociación de Economía de América Latina y el Caribe, Ciudad de México.
- Dasgupta, P. y B. Goldar (2005), “Female labour supply in rural India: an econometric analysis”, Institute of Economic Growth.
- Deaton, A. (1997), *The Analysis of Household Surveys: a Microeconomic Approach to Development Policy*, Baltimore, Johns Hopkins University Press.
- (1985), “Panel data from a time series of cross-sections”, *Journal of Econometrics*, vol. 30, N° 1-2, Amsterdam, Elsevier.
- Dessing, M. (2002), “Labor supply, the family and poverty: the S-shaped labor supply curve”, *Journal of Economic Behavior and Organization*, vol. 49, N° 4, Amsterdam, Elsevier.
- Domínguez, L. y F. Brown (2013), “Diferencias de género en la elección del sitio de trabajo en un contexto de crisis”, *Revista CEPAL*, N° 111 (LC/G.2597-P), Santiago, Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL).
- Gammage, S. y M. Orozco (2008). “El trabajo productivo no remunerado dentro del hogar: Guatemala y México”, *serie Estudios y Perspectivas*, N° 103 (LC/L.2983-P), Ciudad de México, Sede Subregional de la CEPAL en México.
- INEGI (Instituto Nacional de Estadística y Geografía) (s/f), “Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo (ENOE) 2005-2010”, Ciudad de México.
- (2012), *Encuesta Nacional sobre el Uso del Tiempo (ENUT) 2009* [en línea] http://internet.contenidos.inegi.org.mx/contenidos/productos//prod_serv/contenidos/espanol/bvinegi/productos/encuestas/especiales/enut/2009/ENUT_2009_MTB.pdf.
- Juhn, C. y K.M. Murphy (1996), “Wage inequality and family labor supply”, *NBER Working Paper Series*, N° 5459, Cambridge, Massachusetts, National Bureau Of Economic Research.
- Licona, G. (2000), “Reshaping the labor supply curve for the poor”, documento presentado en la Reunión de la Asociación de Economía de América Latina y el Caribe, Río de Janeiro.
- Ludin, D., E. Mörk y B. Öckert (2008), “How far can reduced childcare prices female labor supply?”, *Labour Economics*, vol. 15, N° 4, Amsterdam, Elsevier.
- Pedrero, M. (2009), *Valor económico del trabajo doméstico en México. Aportaciones de mujeres y hombres*, Ciudad de México, Instituto Nacional de las Mujeres (INMUJERES).
- Robbins, D., D. Salinas y A. Manco (2009), “La oferta laboral femenina y sus determinantes: evidencia para Colombia con estimativas de cohortes sintéticas”, *Lecturas de Economía*, N° 70.
- Schultz, P. (1990), “Testing the neoclassical model of family labor supply and fertility”, *Journal of Human Resources*, vol. 25, N° 4, Wisconsin, University of Wisconsin Press.
- Warunsiri, S. y R. McNown (2010), “The returns to education in Thailand: a pseudo-panel approach”, *World Development*, vol. 38, N° 11, Amsterdam, Elsevier.

Intersección entre la clase y el género y su efecto sobre la calidad del empleo en Chile¹

Omar Aguilar, Pablo Pérez, Rubén Ananías,
Claudia Mora y Osvaldo Blanco

Resumen

En este artículo se analiza el efecto de la intersección entre clase y género sobre la calidad del empleo en Chile. La medida de posición de clase utilizada está basada en la propuesta de Erik O. Wright y la calidad del empleo en una medida multidimensional, que incluye un índice de condiciones objetivas de empleo y dos índices de condiciones subjetivas (motivación en el trabajo y percepción del control sobre el proceso de trabajo). Los resultados demuestran que la clase y el género determinan diferencias significativas en la calidad objetiva y subjetiva del empleo. Sin embargo, los datos también indican que el género (particularmente, el hecho de ser mujer) no actúa necesariamente como “amplificador” de las desigualdades de clase observadas en el mercado laboral. A partir de esto, al final del artículo se plantean algunas reflexiones sobre cómo opera la intersección entre clase y género en el mercado laboral chileno.

Palabras clave

Empleo, mercado de trabajo, género, investigación sobre el género, clases sociales, condiciones de trabajo, medición, Chile

Clasificación JEL

J16, J70, Z13

Autores

Omar Aguilar es Director de la carrera de Sociología de la Universidad Alberto Hurtado, Chile. oaguilar@uahurtado.cl

Pablo Pérez es Candidato a Ph.D. en Sociología en el Departamento de Sociología de la Universidad de California, San Diego, Estados Unidos. paperez@ucsd.edu

Rubén Ananías es Analista Socioeconómico del Departamento de Estudios Sociales del Instituto Nacional de Estadísticas (INE) de Chile. rananias@ine.cl

Claudia Mora es Académica de la Facultad de Humanidades y Ciencias Sociales de la Universidad Andrés Bello, Chile. claudia.mora@unab.cl

Osvaldo Blanco es Docente de la Escuela de Sociología de la Universidad Andrés Bello, Chile. oblanco4@gmail.com

¹ Este artículo es parte de los resultados de investigación del proyecto Fondo Nacional de Desarrollo Científico y Tecnológico (FONDECYT) Regular 1130779 “Nuevas formas de pensar en la estratificación social: la intersección clase/género en el mercado laboral chileno”.

I. Introducción

Una forma de aproximarse al fenómeno de la desigualdad es mediante el enfoque de la interseccionalidad, también conocido como discriminación interseccional. En él se asume que las desigualdades económicas y sociales no son únicamente resultado de la posición que los individuos ocupan en la estructura productiva (o sea, su posición de clase), sino que dependen también de otros factores y categorías, como el género, a partir de los cuales pueden ser clasificados. En este sentido, con el concepto de interseccionalidad se pretende comprender los procesos a través de los cuales la clase y el género determinan conjuntamente el acceso diferenciado a oportunidades y recursos.

En el presente artículo, se propone medir la interseccionalidad entre clase y género, y la manera en que ambas dimensiones afectan la calidad del empleo. A partir del esquema de clases propuesto por Erik O. Wright (1994), se cuantifica la manera en que la clase, el género y la intersección entre ambos determinan variaciones en la calidad del empleo, analizada sobre la base de mediciones multidimensionales de las condiciones objetivas y subjetivas del empleo y el trabajo.

A partir de lo anterior, este artículo tiene como objetivo contribuir tanto al desarrollo de medidas multidimensionales de la calidad del empleo en Chile como a los análisis de clase y género, examinando en qué medida la interseccionalidad entre ambos fenómenos permite entender de mejor modo la desigualdad en mercados laborales que, como el chileno, se caracterizan por sus altos niveles de flexibilidad. En función de dicho objetivo, el trabajo se divide en siete secciones. Después de esta Introducción, en la sección II se analiza la literatura referida a los modelos de clase desde una perspectiva de género. En la sección III se presenta una discusión sobre las medidas de multidimensionalidad aplicadas a la calidad del empleo, en tanto que en la sección IV se plantea la hipótesis del artículo. En la sección V se hace una revisión de los datos, variables y métodos utilizados en la investigación y en la VI se exponen y discuten los resultados obtenidos. Finalmente, en la sección VII se presentan, a modo de síntesis, las principales conclusiones del estudio.

II. Modelos de clase y perspectiva de género

Ha sido usual estudiar la desigualdad social mediante el análisis de la posición que los individuos ocupan en la estructura social. En este sentido, el concepto de clase ha sido muy utilizado en sociología para estudiar la posición en que los individuos se sitúan en las relaciones de producción o de mercado, así como la manera en que ella afecta sus niveles de bienestar material y sus oportunidades de vida (Crompton, 2008).

Sin embargo, la clase no es el único determinante de las oportunidades de vida de los individuos. Junto con ella hay otras dimensiones que en las sociedades contemporáneas actúan en ese mismo sentido. Un ejemplo de ello es el sexo o género (Crompton, 1989)². Así, por ejemplo, la evidencia empírica disponible ha mostrado que la condición de género es un determinante central de las oportunidades que los individuos encuentran en el mercado laboral (Browne y Misra, 2005; Stier y Yaish, 2014).

Esto ha llevado a indagar en la forma en que se relacionan la clase y el género. En la década de 1960, el movimiento feminista llevó adelante un debate en torno a las implicaciones teóricas y metodológicas del análisis de la posición de la mujer en la estructura social (Pollert, 1996; Ferree y

² En la literatura anglosajona se suele utilizar el término género, en lugar de sexo, para referirse a la condición natural de los individuos, independientemente de la construcción social que se produce a partir de ella. En el texto se hablará de género para referirse en la mayoría de los casos al sexo de los individuos desde el punto de vista de su relación con recursos y oportunidades.

Hall, 1996; Yuval-Davis, 2006; Davis, 2008). En la medida en que aumentaba la participación laboral de las mujeres, se comenzó a cuestionar la forma en que hasta entonces se caracterizaba a la mujer como elemento periférico al sistema de clases. Esto se expresaba, según esta crítica, en la forma como la posición de clase era analizada a partir de la posición ocupacional del jefe de hogar, principal proveedor de recursos y, por lo general, de sexo masculino.

El ingreso masivo de la mujer a sistemas de trabajo remunerado, propio de las sociedades capitalistas avanzadas, llevó a los investigadores a discutir en qué medida el sexo era independiente de la clase. Se discutió, por ejemplo, cómo analizar situaciones en las que existían dos jefes de hogar con posiciones de clase distintas. En términos de la investigación empírica, este debate provocó un cuestionamiento en torno a la unidad de análisis, es decir, respecto a la conveniencia de obtener datos a nivel individual o a nivel familiar (Baxter, 1992).

La postura más conocida respecto a la centralidad de la familia en el análisis de clase es la de John Goldthorpe (1983). Para él, todos los miembros de la familia poseen la misma posición de clase. Dicha posición de clase debía ser medida, según Goldthorpe, a partir de la actividad desarrollada por el hombre, ya que son los hombres los principales proveedores y perceptores de ingresos.

De manera contraria a esta idea, desde la crítica feminista se sostenía que la situación de familias que dependían económicamente de la mujer o familias en las que el hombre y la mujer aportaban ingresos obligaba a considerar un modelo de clasificación conjunta, es decir, un modelo capaz de combinar los atributos de ambos cónyuges para la determinación de su clase o estatus (Baxter, 1992). Estas discusiones condujeron al desarrollo del enfoque de la interseccionalidad, en que el interés está puesto en la forma en que distintas dimensiones de la desigualdad se entrecruzan en sus efectos sobre las oportunidades de vida.

No obstante, no todos los enfoques críticos han admitido la perspectiva de la interseccionalidad, especialmente por el hecho de que esta obliga a una profunda revisión de los supuestos teóricos sobre la base de los cuales se interpretan los datos empíricos. Así, por ejemplo, Wright (1989 y 1997) desarrolló investigaciones empíricas sobre clase y género, demostrando que el género es un determinante de suma relevancia del acceso a posiciones investidas de autoridad en países como Australia, los Estados Unidos, el Japón y Suecia.

Sin embargo, en su intento por rescatar la teoría marxista de las clases sociales, Wright (1992) señala que la clase social es un concepto abstracto y “sexualmente neutro”, tal como el patriarcado es, en su nivel abstracto, un concepto “clasistamente neutro”. En otras palabras, a nivel abstracto la clase y el género pueden ser entendidos como conceptos totalmente diferenciados el uno del otro. Por ello, Wright afirma que la relación compleja entre clase y sexo solo puede ser estudiada, en este nivel abstracto, entendiendo la clase como algo independiente del sexo.

A partir de lo anterior, Wright sostiene que la interacción entre clase y género existe, pero únicamente a nivel concreto. Es decir, solo a nivel coyuntural y concreto las estructuras de clase son conformadas por relaciones de sexo. De modo similar, solo a nivel concreto y coyuntural el sexo puede actuar como mecanismo configurador de otros fenómenos de la clase, como la conciencia de clase y la acción colectiva (Wright, 1992, pág. 47).

En este artículo se sigue lo planteado por Wright y se define la interseccionalidad entre la clase y el género como un fenómeno que no es de carácter abstracto, sino concreto. Sobre esa base, se estudia cómo dicha interseccionalidad se manifiesta, de modo concreto y sistemático, en el mercado laboral chileno.

Existen pocos estudios cuantitativos sobre la interseccionalidad (Lovell, 2006) y en ellos se suele recurrir a metodologías muy diversas. Mientras que unos están basados en la comparación de las brechas salariales o de las remuneraciones medias de hombres y mujeres (Browne y Misra, 2005; McCall, 2001 y 2005), en otros se hace uso de análisis de correspondencias, del análisis

de *clusters* y del análisis discriminante (Andes, 1992; Jaoul-Grammare, 2007). Finalmente, también existen investigaciones en que se ha estudiado la relación entre clase y género analizando cómo el género afecta la distribución de los individuos en la estructura de clases. Por ejemplo, a partir de modelos de regresión *logit*, Mjøset y Petersen (1983) demostraron que las probabilidades de que las mujeres ocupen posiciones de clase que implican la posesión de autoridad (por ejemplo, posiciones de supervisión) son significativamente más bajas que las de los hombres.

En este artículo se utilizará un análisis de regresión para estudiar el efecto de la interseccionalidad entre la clase y el género sobre el mercado laboral, a través de una medida multidimensional de la calidad objetiva y subjetiva del empleo. El enfoque está puesto en el mercado laboral por cuanto este es uno de los principales espacios en los que el efecto duradero de la clase y el género se hace visible (Stier y Yaish, 2014; Armstrong, Walby y Strid, 2009). Tanto en Chile como en otras sociedades capitalistas, el mercado laboral es el principal espacio para la asignación de recursos y recompensas a los individuos.

III. Medidas multidimensionales de la calidad del empleo

Existe desde hace algunos años un interés por construir medidas multidimensionales de la calidad del empleo a partir de dimensiones referidas a las condiciones de empleo, las condiciones de trabajo y el medioambiente sociolaboral (Burchell y otros, 2012). En diversos países y organismos se han propuesto medidas de este tipo. Entre estos destacan el Canadá (Instituto de Estadística de Quebec, 2008), el Reino Unido (Green, 2006), los Estados Unidos (Handel, 2005) y Francia (Guergoat-Larivière y Marchand, 2012; Ralle, 2006). En el caso de Europa, tanto la Comisión Europea como la Fundación Europea para la Mejora de las Condiciones de Vida y de Trabajo han hecho valiosas contribuciones en esta línea (Leschke, Watt y Finn, 2008 y 2012; Green y Mostafa, 2012; Eurofound, 2012). Por su parte, la Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económicos (OCDE) y la Organización Internacional del Trabajo (OIT) han avanzado también en una agenda de trabajo que incorpora medidas multidimensionales de la calidad del empleo (Bescond, Chataignier y Mehran, 2003; Anker y otros, 2003; Davoine, Erhel y Guergoat-Larivière, 2008). En términos generales, se trata de propuestas que incluyen aspectos como el ingreso, la estabilidad laboral, la jornada laboral, la capacitación y la autonomía del trabajador, entre otras dimensiones.

En el caso de Chile, Ruiz-Tagle y Sehnbruch (2011) propusieron una medida multidimensional de la calidad del empleo que incluía cuatro dimensiones: nivel de ingreso, tipo de contrato y acceso a seguridad social, antigüedad laboral y capacitación. A diferencia de esta propuesta, en este artículo se incluyen además aspectos de orden subjetivo, como las percepciones que los propios trabajadores tienen sobre sus condiciones de trabajo o respecto de su autonomía en el proceso de trabajo.

En las investigaciones recientes no existe acuerdo sobre cómo generar una medida sintética de la calidad del empleo. Por ello, la selección de los indicadores para medir los aspectos objetivos y subjetivos de la calidad del empleo se orientó tanto por lo que la literatura especializada sugiere como por los resultados de las pruebas estadísticas de los propios autores (en especial, del coeficiente alfa de Cronbach y del análisis factorial de componentes principales).

Un problema de la medición de la calidad del empleo es que, aparte de los ingresos, ninguna de las medidas que se incluyen en los modelos revisados tiene una unidad universal o métrica. Se utilizan más bien variables nominales y ordinales. Lo que se recomienda en la literatura a este respecto es que los índices sean utilizados en la medida en que los procedimientos de construcción y su interpretación sean transparentes (Leschke, Watt y Finn, 2008; Green y Mostafa, 2012).

En cuanto a la ponderación de los indicadores, tampoco existen reglas universalmente aceptadas. Las diversas propuestas para determinar el peso relativo de cada indicador varían, incorporando desde criterios de orden normativo hasta criterios solamente empíricos. Sin embargo, la regla general indica que la mayoría de los índices son el resultado de la suma simple de cada uno de sus componentes. De esta manera se consigue que cada componente (variable) de un índice tenga el mismo peso relativo (Guergoat-Larivière y Marchand, 2012).

En el caso de los índices construidos para este artículo, se siguen estas recomendaciones generales. Sin embargo, las medidas multidimensionales de la calidad del empleo aquí propuestas difieren de los modelos revisados en el hecho de incluir variables subjetivas —es decir, variables que miden la percepción que los propios trabajadores tienen sobre sus condiciones laborales—. De este modo, con este artículo se quiere también hacer un aporte al debate sobre cómo construir mejores medidas para estudiar empíricamente la calidad del empleo.

IV. Hipótesis

En este artículo se pretende contrastar dos hipótesis derivadas de lo planteado en los análisis sobre clase, género y la interacción entre ambos (Andes, 1992; Anthias, 2001; Browne y Misra, 2005; Wright, 1997; Mintz y Krymkowski, 2010).

La primera (hipótesis 1) es una hipótesis general, según la cual el género y la clase afectan significativamente la calidad del empleo, de modo tal que tanto las personas de clase trabajadora (o de posiciones cercanas a la clase trabajadora) como las mujeres están expuestas a una menor calidad del empleo. Específicamente, en esta hipótesis se sostiene que las mujeres y las personas de clase trabajadora (o de posiciones de clase cercanas a ella) presentan puntajes menores en los índices objetivos y subjetivos de calidad del empleo.

La segunda (hipótesis 2) es más específica que la primera y se deriva de los análisis de interseccionalidad entre clase y género. De acuerdo con ella, a partir de lo planteado en dichos análisis, es esperable hipotéticamente que el impacto de la clase social sobre la calidad del empleo sea diferente para hombres y mujeres. En términos específicos, dicha diferencia estaría dada por el hecho de que la condición de ser mujer podría actuar como un mecanismo “amplificador” de las diferencias de clase (en especial, de aquellas asociadas a la pertenencia a una clase subordinada). Así, por ejemplo, se esperaría que la calidad del empleo fuera más baja para personas de clase trabajadora que para profesionales altamente calificados y, al mismo tiempo, que fuera incluso más baja para las mujeres de clase trabajadora que para los hombres de dicha clase.

En resumen, sobre la base de ambas hipótesis se espera que la clase trabajadora tenga los puntajes más bajos en los índices objetivos y subjetivos de calidad del empleo (hipótesis 1) y que dicho puntaje sea aún menor en el caso de las mujeres (hipótesis 2).

V. Datos, variables y métodos

En este estudio se usan datos provenientes de la “Encuesta Nacional de Empleo, Trabajo, Salud y Calidad de Vida de los Trabajadores y las Trabajadoras en Chile (ENETS)”, elaborada por el Ministerio de Salud y el Ministerio del Trabajo y Previsión Social de Chile. Esta encuesta se aplicó entre los años 2009 y 2010. El tamaño de la muestra y la selección de casos (9.503 casos mediante muestreo probabilístico) permiten que los datos sean representativos de todos los trabajadores chilenos de 15 años o más que estaban ocupados al momento de aplicarse la encuesta o que, aun estando

desocupados en ese momento, tuvieron un trabajo formal o informal dentro de los 12 meses anteriores a su aplicación.

Esta base de datos fue escogida porque presentaba una serie de variables que permitían medir la relación entre género y clase, y su efecto sobre la calidad del empleo. Para esto se utilizaron técnicas estándar de análisis multivariado —específicamente, modelos de regresión lineal basados en estimaciones de mínimos cuadrados ordinarios—. Dichas técnicas resultaron las más adecuadas no solo porque sus coeficientes son fácilmente interpretables, sino también porque todas las variables dependientes eran variables de intervalo, específicamente índices construidos para representar los componentes objetivos y subjetivos de la calidad del empleo.

1. Variables dependientes

La principal variable dependiente de este trabajo es la “calidad del empleo”, medida por medio de tres índices, un índice de calidad objetiva del empleo y dos índices de calidad subjetiva del empleo, según se detalla a continuación.

a) Índice de calidad objetiva del empleo

Siguiendo investigaciones anteriores (Leschke, Watt y Finn, 2008 y 2012; Davoine, Erhel y Guergoat-Larivière, 2008; Green y Mostafa, 2012; Ruiz-Tagle y Sehnbruch, 2011), este índice se elaboró sobre la base de dos variables.

La primera de ellas, “seguridad en el empleo”, fue una variable construida a partir del cruce entre las siguientes variables: i) tipo de empleo (de temporada o permanente) y ii) afiliación o cotización en un sistema previsional. Esta última variable fue generada mediante el cruce de dos preguntas: “¿se encuentra afiliado a un sistema previsional?” y “actualmente, ¿está cotizando o su empleador cotiza por usted en dicho sistema previsional?”. Las respuestas a estas dos preguntas se cruzaron para generar una variable que podía tomar tres valores posibles: 0 = no está afiliado y no cotiza; 1 = está afiliado pero actualmente no cotiza, y 2 = está afiliado y cotiza.

Así, la variable sobre nivel de seguridad en el empleo resultó del cruce entre el tipo de empleo y el hecho de estar afiliado (o no) a un sistema previsional y de cotizar (o no) en él. El resultado final fue una variable cuyos valores pueden fluctuar entre 0 (no está afiliado a un sistema previsional y cuenta con empleo de temporada) y 5 (está afiliado a un sistema previsional y actualmente cotiza en él y tiene, además, un empleo permanente). Los valores entre ambos extremos representan situaciones intermedias —por ejemplo, estar afiliado a un sistema previsional pero contar con un empleo de temporada, o no estar afiliado a un sistema previsional pero contar con un empleo permanente—. Por eso, un mayor puntaje en esta variable indica un empleo de mejor calidad.

La segunda variable fue “nivel de ingreso”. Esta variable se construyó a partir de la pregunta tradicional por el ingreso de la persona encuestada, y la respuesta fue recodificada por medio de valores entre 0 y 5 (un mayor puntaje expresa un mayor ingreso).

Los valores de ambas variables fueron agrupados en una suma simple a fin de obtener el índice final de calidad objetiva del empleo, en el que un mayor puntaje corresponde a una mayor calidad objetiva del empleo.

b) Índices de calidad subjetiva del empleo

La percepción subjetiva de la calidad del empleo fue medida a través del análisis de dos dimensiones específicas, la motivación en el trabajo y la percepción del control sobre el proceso de trabajo.

i) Índice de motivación en el trabajo

El índice de motivación en el trabajo se construyó a partir de la suma simple de las respuestas a tres preguntas, en una escala tipo Likert. Las preguntas fueron: “¿siente que el trabajo que usted realiza es importante?”, “¿se siente motivado y comprometido en su trabajo?” y “¿disfruta usted el trabajo que realiza?”. Las respuestas a cada una de las tres preguntas podían variar desde 1 (nunca) hasta 5 (siempre).

ii) Índice de percepción del control sobre el proceso de trabajo

El índice de percepción del control sobre el proceso de trabajo se construyó a partir de la suma simple de las respuestas a cuatro preguntas, en una escala tipo Likert. Las preguntas fueron: “¿puede usted influir en la cantidad de trabajo que se le asigna o que tiene?”, “¿puede elegir o cambiar el orden de sus tareas?”, “¿puede elegir o cambiar el método o la forma en que realiza su trabajo?” y “¿puede decidir cuándo tomar un descanso?”. Las respuestas a cada una de las cuatro preguntas podían variar desde 1 (nunca) hasta 5 (siempre).

Con el fin de hacer comparables los tres índices de calidad del empleo, tanto el índice de calidad objetiva como los dos índices de calidad subjetiva fueron estandarizados en una medida de 0 a 100, en que un mayor puntaje correspondía a una mayor calidad del empleo o a una mejor percepción de dicha calidad. Como se observa en el cuadro 1, el alfa de Cronbach y los análisis de componentes principales indican que los índices son unidimensionales e internamente consistentes. Se debe notar que el alfa de Cronbach del índice de calidad objetiva es más bajo de lo deseable (0,52). Sin embargo, se decidió mantener dicho índice en virtud de que incluye diversos elementos (estabilidad en el empleo, cotización o afiliación a un sistema previsional e ingreso) comúnmente utilizados para medir la calidad del empleo. De modo similar, los ítems incluidos en este índice se presentan como especialmente relevantes para analizar la relación entre clase, género y calidad del empleo. A diferencia de algunas

Cuadro 1
Descripción de los índices de calidad del empleo

Índice	Variables	Media	Desviación estándar	Valor mínimo	Valor máximo
Calidad objetiva del empleo (n = 9.248) Alfa de Cronbach: 0,52 Valor propio (<i>eigenvalue</i>), factor 1:1,37	1. Nivel de seguridad en el empleo: tipo de empleo (permanente o de temporada) + afiliación a un sistema previsional 2. Nivel de ingresos	50,82	23,37	0	100
Motivación en el trabajo (n = 9.177) Alfa de Cronbach: 0,82 Valor propio (<i>eigenvalue</i>), factor 1:2,20	1. Siente que el trabajo que realiza es importante 2. Se siente motivado y comprometido en el trabajo 3. Disfruta el trabajo que realiza	84,72	21,07	0	100
Percepción del control sobre el proceso de trabajo (n = 9.111) Alfa de Cronbach: 0,83 Valor propio (<i>eigenvalue</i>), factor 1:2,68	1. Puede influir en la cantidad de trabajo que se le asigna 2. Puede cambiar el orden de las tareas asignadas 3. Puede cambiar la forma de trabajar 4. Puede decidir tomar un descanso	55,97	32,63	0	100

Fuente: Elaboración propia, sobre la base de datos de la Encuesta Nacional de Empleo, Trabajo, Salud y Calidad de Vida de los Trabajadores y Trabajadoras en Chile (ENETS 2009-2010).

medidas comúnmente utilizadas (por ejemplo, el tipo de contrato), estos ítems se aplican tanto a la población asalariada como independiente (empresarios o autoempleados). Si bien este índice de calidad objetiva es unidimensional, el bajo alfa de Cronbach sugiere que los resultados de su análisis deberían ser leídos con cautela.

2. Variables independientes

Las variables independientes son el género y la clase social. El género fue incluido como variable ficticia, siendo la categoría de referencia “hombre”.

La variable clase social fue operacionalizada sobre la base de los trabajos desarrollados por Wright (1994). Según su esquema de análisis, existen tres dimensiones que determinan las principales posiciones de clase en las sociedades capitalistas contemporáneas: i) la propiedad o no propiedad de medios de producción, a partir de la cual se puede distinguir entre trabajadores asalariados e independientes; ii) la posesión o no posesión de autoridad dentro del proceso de trabajo, y iii) la posesión o no posesión de cualificaciones. Wright utiliza estos dos últimos criterios para distinguir distintas posiciones dentro de la población asalariada.

A partir de estos criterios generales, se utilizó la variable “situación del empleo” (“en su ocupación principal, usted trabaja como...”) para distinguir entre propietarios y no propietarios de medios de producción. Los propietarios de medios de producción fueron clasificados como grandes empresarios (dueños de empresas con diez trabajadores o más), pequeños empresarios (dueños de empresas con un número de trabajadores entre dos y nueve) y autoempleados.

La población asalariada fue dividida sobre la base de las dimensiones de autoridad en el proceso de trabajo y cualificaciones. Para la primera dimensión, se utilizaron una serie de variables orientadas a identificar el nivel de autoridad de la persona encuestada (por ejemplo, si supervisaba el trabajo de otros, si tenía facultades para contratar o despedir trabajadores, si podía sancionar y organizar el trabajo de otros, o si poseía formalmente una posición de dirección, supervisión o subordinación en su lugar de trabajo). A partir de dichas variables, se pudo distinguir entre gerentes, supervisores y trabajadores sin autoridad.

La dimensión referente a cualificaciones fue construida a partir de las distintas ocupaciones existentes en la Clasificación Internacional Uniforme de Ocupaciones (CIUO-88), cuya lógica de agrupamiento se deriva fundamentalmente —en especial en el caso de las ocupaciones altas— de los requerimientos y habilidades necesarios para desarrollar una tarea o trabajo (Ganzeboom y Treiman, 2003). Sobre la base de las 27 ocupaciones presentes en la CIUO identificadas con dos dígitos, se pudo dividir a las personas encuestadas entre “expertos” (profesionales altamente cualificados), “trabajadores semicalificados” (técnicos y profesionales de nivel medio) y “trabajadores no calificados” (ocupaciones sin calificaciones formales).

A este esquema planteado por Wright se le incorporó una importante modificación; se agregó una última categoría de “pequeña burguesía informal”. Dado que en el contexto latinoamericano muchos autoempleados y pequeños empleadores realizan sus actividades económicas en el sector informal (Tokman, 2009; Ministerio de Economía, Fomento y Turismo, 2013), se decidió crear esta categoría de clase con el fin de distinguir a sus miembros de aquellos que, aun cuando pertenecen a la pequeña burguesía o son pequeños empleadores, están ligados al sector formal de la economía. Si bien existen muchas definiciones de trabajo y sector informal (Portes y Haller, 2004), en vista de los datos disponibles se optó por aplicar los criterios generales propuestos por el Programa Regional del Empleo para América Latina y el Caribe (PREALC) (1978). Así, se definió a la pequeña burguesía informal como la categoría conformada por aquellos autoempleados o pequeños empleadores que realizan labores no calificadas o con bajos niveles de calificación —es decir, que están ocupados en

ocupaciones ubicadas entre los grupos 5 y 9 de la CIUO-88—. Sobre la base de estos criterios se elaboró la clasificación de 13 clases sociales que se muestra en el cuadro 2.

Cuadro 2
Distribución de los ocupados según posición de clase (13 clases) y género
(En frecuencias y porcentajes)

	Hombres		Mujeres		Total	
	Frecuencia	Porcentaje	Frecuencia	Porcentaje	Frecuencia	Porcentaje
1. Burguesía	26	0,4	7	0,2	33	0,4
2. Pequeños empleadores	99	1,7	42	1,2	141	1,5
3. Pequeña burguesía formal	106	1,8	65	1,9	171	1,9
4. Pequeña burguesía informal	1 265	21,9	578	17,0	1 843	20,1
5. Expertos directivos	23	0,4	11	0,3	34	0,4
6. Expertos supervisores	112	1,9	96	2,8	208	2,3
7. Expertos no directivos	85	1,5	171	5,0	256	2,8
8. Directivos calificados	35	0,6	12	0,4	47	0,5
9. Supervisores calificados	285	4,9	121	3,6	406	4,4
10. Trabajadores calificados	814	14,1	585	17,2	1 399	15,2
11. Directivos no calificados	39	0,7	11	0,3	50	0,5
12. Supervisores no calificados	339	5,9	159	4,7	498	5,4
13. Trabajadores no calificados	2 554	44,2	1 547	45,4	4 101	44,6
Total	5 782	100	3 405	100	9 187	100

Fuente: Elaboración propia, sobre la base de datos de la Encuesta Nacional de Empleo, Trabajo, Salud y Calidad de Vida de los Trabajadores y Trabajadoras en Chile (ENETS 2009-2010).

En vista de que el principal objetivo de este trabajo era analizar cómo la intersección entre clase y género afecta la calidad del empleo, fue necesario colapsar el esquema de 13 posiciones de clase en el caso de aquellas categorías que presentaban menor número de casos. Para ello, las categorías de “burguesía” y “pequeños empresarios (formales)” fueron agrupadas en una única categoría de “pequeños empleadores”. A su vez, se unió en una sola categoría, que se denominó “expertos directivos”, a quienes se ubicaban en las categorías “expertos directivos”, “expertos supervisores”, “directivos calificados” y “supervisores calificados”. Con estas dos modificaciones —consistentes en reunir a todos los empleadores en una misma categoría y a todos aquellos cuyas calificaciones los convierten en expertos que ejercen funciones directivas en otra— se generó un esquema reducido de ocho posiciones de clase. Este esquema fue el que se utilizó para los modelos de regresión.

Por otra parte, en los modelos de regresión se incluyeron también controles demográficos y variables económicas, como se detalla a continuación.

a) Controles demográficos

Junto con la clase y el género, en los modelos de regresión se incluyeron tres controles demográficos: edad (medida en años); nivel educacional (medido por medio de un conjunto de cuatro variables ficticias, siendo la categoría de referencia “educación primaria completa o menos”), y lugar de residencia (1 “Región Metropolitana” y 0 “otra región”).

b) Variables económicas

Finalmente, en los modelos de regresión se incluyeron dos variables económicas. La primera de ellas fue “sector económico” (agrícola, industrial o servicios, siendo la categoría de referencia “servicios”). La segunda variable fue “sector público o privado” (siendo la categoría de referencia “sector público”).

Para analizar la manera en que la intersección entre la clase y el género determina variaciones en la calidad del empleo, se utilizaron diversos modelos de regresión (estimaciones por mínimos cuadrados ordinarios). En todos los casos analizados, las variables fueron introducidas de la misma manera. Primero se incluyeron las variables independientes centrales de este trabajo (clase social y género). Luego, se fueron incluyendo los controles demográficos y las variables económicas.

VI. Resultados

1. Efecto de la clase y el género sobre la calidad del empleo

Los datos del cuadro 3 indican que, junto con la clase trabajadora, las clases que presentan una menor calidad del empleo son la pequeña burguesía formal e informal. El tamaño y la similitud de sus coeficientes —que son mayores incluso que el de la clase trabajadora— demuestran el carácter precario del empleo de los autoempleados. Dicha precariedad se observa incluso en aquellos casos en que el nivel de calificación de los autoempleados permite suponer su pertenencia al sector formal (pequeña burguesía formal).

Cuadro 3
Coeficientes de los determinantes de la calidad objetiva del empleo en Chile

	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3
<i>Género (referencia: hombre)</i>			
Mujer	-9,233*** (0,442)	-10,24*** (0,427)	-9,897*** (0,460)
<i>Clase social (referencia: pequeños empleadores)</i>			
2. Pequeña burguesía formal	-20,00*** (2,247)	-18,09*** (2,158)	-18,21*** (2,141)
3. Pequeña burguesía informal	-29,53*** (1,673)	-21,03*** (1,644)	-20,95*** (1,631)
4. Expertos directivos	8,804*** (1,780)	8,694*** (1,712)	9,267*** (1,705)
5. Expertos no directivos	13,30*** (2,55)	6,132** (2,066)	6,519** (2,052)
6. Trabajadores calificados	-8,940*** (1,694)	-2,490 (1,653)	-2,055 (1,642)
7. Directivos no calificados	-5,011 (3,353)	1,021 (3,222)	1,192 (3,198)
8. Supervisores no calificados	-0,592 (1,838)	5,093*** (1,789)	4,829** (1,778)
9. Trabajadores no calificados	-14,86*** (1,635)	-6,338*** (1,610)	-6,096*** (1,602)

Cuadro 3 (conclusión)

	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3
<i>VARIABLES DEMOGRÁFICAS</i>			
Edad		0,132*** (0,0166)	0,134*** (0,0166)
Educación secundaria		10,83*** (0,490)	9,500*** (0,501)
Instituto profesional/Centro de formación técnica		15,70*** (0,808)	14,13*** (0,817)
Universitaria o más		24,63*** (1,146)	23,15*** (1,147)
Habitante de la Región Metropolitana		2,560*** (0,527)	1,861*** (0,527)
<i>VARIABLES ECONÓMICAS</i>			
Sector agrícola			-5,896*** (0,619)
Sector industrial			1,675** (0,537)
Sector privado			2,978*** (0,698)
Constante	67,65*** (1,609)	46,48*** (1,866)	45,04*** (2,014)
R ² ajustado	0,26	0,32	0,33
N	8 894	8 868	8 868

Fuente: Elaboración propia, sobre la base de datos de la Encuesta Nacional de Empleo, Trabajo, Salud y Calidad de Vida de los Trabajadores y Trabajadoras en Chile (ENETS 2009-2010).

Nota: Coeficientes no estandarizados, regresión de mínimos cuadrados ordinarios.

Las variables omitidas son hombre (para género); empleadores (para clase social); educación primaria (para nivel educacional); no habita en la Región Metropolitana (para lugar de residencia); sector de servicios (para sector económico), y sector público (para sector público o privado).

Entre paréntesis se indica el error estándar. *** $p < 0,001$; ** $p < 0,01$; * $p < 0,05$.

En todos estos casos, la relación entre ser mujer o de clase subordinada (o tener ambas condiciones a la vez) y poseer un empleo de menor calidad persiste incluso después de incluir los controles demográficos y económicos, en los modelos 2 y 3.

En el cuadro 4 se muestran los determinantes de los dos índices de calidad subjetiva del empleo. En relación con el primer índice (motivación en el trabajo), se observa un impacto significativo del género y la clase. De manera similar al caso anterior, ser mujer y pertenecer a una clase subordinada —por ejemplo, a la pequeña burguesía informal o a la clase trabajadora calificada y no calificada— implica tener menores niveles de motivación. En ambos casos, dicha relación se mantiene robusta incluso al introducir los controles demográficos y económicos.

Algo diferente se observa, sin embargo, al analizar los determinantes del segundo índice de calidad subjetiva del empleo (percepción del control sobre el proceso de trabajo). Contrariamente a lo planteado de manera hipotética, ser mujer no genera diferencias significativas en tal tipo de percepciones. En el caso de la clase, hay dos factores que merecen ser mencionados. Primero, ninguna de las clases propietarias —ni siquiera la clase más precaria, la pequeña burguesía informal— se asocia a una disminución significativa de la percepción del control sobre el proceso de trabajo. Esto sugiere que la propiedad de medios de producción, más allá de cuán modesta sea, es un factor muy

Cuadro 4
Coeficientes de los determinantes de la calidad subjetiva del empleo en Chile

	Motivación en el trabajo			Percepción del control sobre el proceso de trabajo		
	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3
<i>Género (referencia: hombre)</i>						
Mujer	-3,545*** (0,451)	-3,132*** (0,450)	-2,838*** (0,488)	0,173 (0,643)	0,573 (0,645)	-1,231 (0,697)
<i>Clase social (referencia: pequeños empleadores)</i>						
2. Pequeña burguesía formal	-2,165 (2,253)	-1,829 (2,232)	-1,674 (2,230)	0,586 (3,252)	1,165 (3,246)	1,262 (3,233)
3. Pequeña burguesía informal	-6,041*** (1,661)	-5,407** (1,686)	-5,449** (1,685)	1,915 (2,410)	2,464 (2,461)	2,761 (2,451)
4. Expertos directivos	-1,517 (1,768)	-1,050 (1,753)	-1,472 (1,757)	-16,62*** (2,561)	-15,99*** (2,561)	-17,62*** (2,560)
5. Expertos no directivos	-1,003 (2,054)	-1,901 (2,126)	-2,089 (2,126)	-28,38*** (2,965)	-29,65*** (3,098)	-31,01*** (3,089)
6. Trabajadores calificados	-8,837*** (1,682)	-6,958*** (1,696)	-7,152*** (1,695)	-34,78*** (2,437)	-32,87*** (2,474)	-33,85*** (2,466)
7. Directivos no calificados	-3,971 (3,311)	-2,474 (3,288)	-2,875 (3,286)	2,340 (4,767)	3,942 (4,763)	2,658 (4,746)
8. Supervisores no calificados	-7,640*** (1,836)	-5,706** (1,846)	-6,234** (1,847)	-21,39*** (2,656)	-19,23*** (2,689)	-19,60*** (2,681)
9. Trabajadores no calificados	-14,16*** (1,621)	-12,16*** (1,650)	-12,63*** (1,652)	-35,18*** (2,352)	-33,13*** (2,410)	-34,02*** (2,406)
<i>Variables demográficas</i>						
Edad		0,168*** (0,0175)	0,165*** (0,0176)		0,167*** (0,0251)	0,144*** (0,0251)
Educación secundaria		0,938† (0,518)	0,727 (0,534)		-0,352 (0,742)	-0,0739 (0,763)
Instituto profesional/Centro de formación técnica		2,178* (0,846)	1,986* (0,861)		1,910 (1,213)	2,092† (1,232)
Universitaria o más		3,483** (1,192)	3,299** (1,202)		3,167† (1,717)	3,195† (1,726)
Habitante de la Región Metropolitana		-5,430*** (0,542)	-5,569*** (0,545)		-4,438*** (0,777)	-4,204*** (0,779)
<i>Variables económicas</i>						
Sector agrícola			-0,670 (0,658)			0,312 (0,941)
Sector industrial			2,440*** (0,567)			-1,484† (0,811)
Sector privado			-1,449* (0,738)			-8,735*** (1,057)
Constante	95,68*** (1,593)	86,93*** (1,930)	88,24*** (2,104)	80,05*** (2,314)	71,87*** (2,809)	82,08*** (3,044)
R ² ajustado	0,06	0,08	0,08	0,22	0,23	0,24
N	8 886	8 860	8 860	8 822	8 795	8 795

Fuente: Elaboración propia, sobre la base de datos de la Encuesta Nacional de Empleo, Trabajo, Salud y Calidad de Vida de los Trabajadores y Trabajadoras en Chile (ENETS 2009-2010).

Nota: Coeficientes no estandarizados, regresión de mínimos cuadrados ordinarios.

Las variables omitidas son hombre (para género); empleadores (para clase social); educación primaria (para nivel educacional); no habita en la Región Metropolitana (para lugar de residencia); sector de servicios (para sector económico), y sector público (para sector público o privado).

Entre paréntesis se indica el error estándar. *** p<0,001; ** p<0,01; * p<0,05; † p<0,1.

relevante para entender cómo los individuos perciben la relación con su trabajo. En segundo lugar, y como contraposición a lo anterior, los datos muestran que el impacto de pertenecer a una clase subordinada y asalariada es significativamente alto. Así, por ejemplo, pertenecer a la clase trabajadora calificada o no calificada se traduce en una disminución de casi 35 puntos del índice de percepción del control sobre el proceso de trabajo.

En general, en los cuadros revisados se observa que la clase y el género tienen un efecto significativo sobre la calidad objetiva del empleo y sobre las percepciones que los individuos tienen sobre él. Con una excepción (el efecto del género en la percepción del control sobre el proceso de trabajo), los coeficientes se comportan según lo planteado en la hipótesis 1. Se debe notar que los R cuadrados para los modelos de motivación en el trabajo son más bajos que para los otros modelos (el modelo más completo tiene un R cuadrado de solo un 8%). Esto sugiere que, en comparación con los otros indicadores de la calidad del empleo, la motivación en el trabajo está afectada por más variables, no incluidas en las regresiones aquí analizadas.

Si bien estos datos son indicativos de cómo el género y la clase generan por separado diferencias substanciales en la calidad del empleo, ellos no muestran cómo el género se entrecruza con la clase en la producción de desigualdad. Para evaluar ese fenómeno y contrastar la hipótesis 2, se decidió replicar las regresiones ya analizadas para hombres y mujeres separadamente.

2. Impacto del género en la estructuración de la desigualdad de clases en el mercado laboral

En el cuadro 5 se presentan los coeficientes de las variables determinantes de la calidad objetiva del empleo, según género de la persona entrevistada. Al observar los coeficientes para cada categoría de clase se aprecian diferencias importantes de destacar. Así, por ejemplo, en los modelos 2 se observa que hay categorías de clase, como la de trabajadores no calificados, que generan diferencias significativas en el caso de los hombres, pero no en el de las mujeres. De modo similar, categorías de clase como la de trabajadores calificados presentan un signo negativo para los hombres y positivo para las mujeres (a diferencia del caso de los hombres, el pertenecer a dicha clase se asocia, en el caso de las mujeres, a poseer un mayor puntaje en el índice de calidad objetiva del empleo).

Algo similar ocurre en el caso de los supervisores no calificados y del trabajo en el sector privado, categorías en las que se observan coeficientes no significativos o con signo negativo para los hombres, y positivos y significativos para las mujeres. Esto no quiere decir que la calidad del empleo de las mujeres trabajadoras calificadas, supervisoras o que trabajan en el sector privado sea mejor que la de los hombres. Más bien, indica que el efecto asociado a ser una trabajadora calificada, una supervisora, o a trabajar en el sector privado es positivo solo en el caso de las mujeres.

Diversos factores podrían explicar esto. En relación con los coeficientes de clase, los datos podrían indicar la manera en que el género produce diferencias entre miembros de la misma clase, en especial en algunas clases específicas, como la categoría de referencia (pequeños empleadores). Al comparar los puntajes promedio del índice de calidad objetiva del empleo para cada género dentro de cada clase, se observa que en todas las clases los hombres tienen mayores puntajes que las mujeres (por ejemplo, mientras los trabajadores calificados tienen un promedio de 58 puntos, las mujeres de esta misma clase tienen uno de 51 puntos). Más importante aún, los datos también muestran que la mayor diferencia entre hombres y mujeres ocurre en el caso de los pequeños empleadores, en que los hombres tienen un promedio de 71 puntos, mientras que el promedio de las mujeres solo llega a 52 puntos.

Cuadro 5
**Coefficientes de los determinantes de la calidad objetiva
 del empleo en Chile, según género**

	Hombres		Mujeres	
	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 1	Modelo 2
<i>Clase social (referencia: pequeños empleadores)</i>				
2. Pequeña burguesía formal	-23,46*** (2,761)	-22,20*** (2,622)	-12,27** (3,931)	-9,314* (3,739)
3. Pequeña burguesía informal	-31,65*** (1,975)	-23,58*** (1,928)	-24,07*** (3,134)	-15,11*** (3,027)
4. Expertos directivos	6,114** (2,115)	6,310** (2,030)	15,43*** (3,291)	14,01*** (3,144)
5. Expertos no directivos	5,959* (2,911)	0,480 (2,857)	21,85*** (3,395)	11,97*** (3,389)
6. Trabajadores calificados	-12,30*** (2,020)	-5,884** (1,961)	-1,525 (3,130)	5,960* (3,010)
7. Directivos no calificados	-4,947 (3,861)	-0,229 (3,673)	-6,818 (6,745)	2,600 (6,428)
8. Supervisores no calificados	-3,463 (2,181)	0,601 (2,111)	6,469† (3,408)	13,89*** (3,273)
9. Trabajadores no calificados	-17,00*** (1,932)	-9,422*** (1,894)	-9,206** (3,060)	1,866 (2,975)
<i>VARIABLES DEMOGRÁFICAS</i>				
Edad		0,132*** (0,0201)		0,143*** (0,0291)
Educación secundaria		9,790*** (0,616)		8,257*** (0,865)
Instituto profesional/Centro de formación técnica		13,75*** (1,050)		13,92*** (1,312)
Universitaria o más		19,68*** (1,473)		27,56*** (1,850)
Habitante de la Región Metropolitana		1,820** (0,681)		2,067* (0,828)
<i>VARIABLES ECONÓMICAS</i>				
Sector agrícola		-5,889*** (0,719)		-5,690*** (1,237)
Sector industrial		2,040** (0,600)		0,859 (1,257)
Sector privado		-2,742* (1,238)		6,128*** (0,899)
Constante	70,09*** (1,890)	53,76*** (2,556)	52,27*** (3,016)	25,39*** (3,523)
R ² ajustado	0,23	0,31	0,26	0,33
N	5 591	5 573	3 303	3 295

Fuente: Elaboración propia, sobre la base de datos de la Encuesta Nacional de Empleo, Trabajo, Salud y Calidad de Vida de los Trabajadores y Trabajadoras en Chile (ENETS 2009-2010).

Nota: Coeficientes no estandarizados, regresión de mínimos cuadrados ordinarios.

Las variables omitidas son empleadores (para clase social); educación primaria (para nivel educacional); no habita en la Región Metropolitana (para lugar de residencia); sector de servicios (para sector económico), y sector público (para sector público o privado).

Entre paréntesis se indica el error estándar. *** p<0,001; ** p<0,01; * p<0,05.

Esto explica por qué el efecto de ser una persona que realiza un trabajo calificado es positivo solo para las mujeres: a diferencia de los hombres, en el caso de las mujeres es posible observar una mejora relativamente importante en la calidad del empleo, en relación con los niveles presentados por la categoría de referencia, al llegar a ser una supervisora no calificada o una trabajadora calificada. Esto explica también por qué el ser una trabajadora no calificada no se traduce, en el caso de las mujeres, en una disminución significativa de la calidad del empleo (en este caso, los datos muestran que la calidad del empleo de las pequeñas empleadoras es bastante similar a aquella de la población asalariada con menores niveles de calificación).

En lo referente al efecto del trabajo en el sector privado, es posible que ocurra algo similar. De acuerdo con los datos, mientras que en el caso de los hombres la calidad del empleo en el sector privado es inferior a la del empleo en el sector público —los hombres empleados en dicho sector tienen un puntaje de 53, mientras que los que trabajan en el sector público tienen uno de 70—, dicha relación es a la inversa en el caso de las mujeres. El puntaje promedio en el índice de calidad del empleo de las mujeres que trabajan en el sector privado es de 46, mientras que el de las que trabajan en el sector público es de 43. Aunque menor, esta diferencia entre las mujeres es estadísticamente significativa (análisis de la varianza, $p < 0,05$). Por eso, no es sorprendente que el efecto de trabajar en el sector privado sea positivo solo para ellas.

En el cuadro 6 se presentan los determinantes de los dos índices de calidad subjetiva del empleo, divididos por género. Los modelos para la motivación en el trabajo indican que si bien el impacto de la clase es significativo para hombres y mujeres (en ambos casos, pertenecer a una clase subordinada, como la clase trabajadora, implica tener menores niveles de motivación), dicho impacto tiende a ser más limitado para las mujeres. Al analizar los modelos 2 se observa, por ejemplo, que en el caso de las mujeres solo el coeficiente de la categoría clase trabajadora es significativo y que el tamaño de dicho coeficiente es ligeramente menor que el de los hombres.

En otras palabras, mientras que los hombres presentan resultados más “escalonados”, según lo esperado hipotéticamente, en el caso de las mujeres se observa que, a excepción de las personas de clase trabajadora, los niveles de motivación tienden a ser similares a los de la categoría de referencia. Los datos de la encuesta indican no solo que las mujeres tienen menores niveles de motivación en el trabajo —el puntaje promedio de los hombres es 86, mientras que el de las mujeres es 82 (análisis de la varianza, $p < 0,000$)—, sino también que los puntajes promedio de cada clase no se diferencian significativamente de los observados en el caso de las pequeñas empleadoras (a excepción, obviamente, de lo que ocurre con las mujeres de clase trabajadora).

La importancia del género también se observa en los coeficientes asociados a las variables económicas. Así, por ejemplo, mientras que trabajar en el sector industrial genera incrementos significativos de los niveles de motivación de los hombres, dicho incremento no existe para las mujeres. Los niveles de motivación en el trabajo de las trabajadoras del sector industrial no difieren significativamente de aquellos presentados por la categoría de referencia (trabajadoras del sector de servicios). De modo similar, pertenecer a la categoría de trabajo en el sector agrícola solo es significativo para las mujeres; en consecuencia, quienes se encuentran empleadas en dicho sector tienen niveles de motivación significativamente más bajos que quienes se encuentran empleadas en el sector de servicios.

Los datos correspondientes al sector agrícola reflejan, probablemente, el modo en que el empleo precario en dicho sector se concentra en especial en la fuerza de trabajo femenina —por ejemplo, en el trabajo de las temporeras (Caro, 2012)—. De la misma manera, es probable que el efecto del trabajo en el sector industrial observado en el caso de los hombres refleje cómo la expansión de la precarización del empleo en el sector de servicios afecta más las percepciones de los hombres que las de las mujeres, pero no porque el trabajo de estas últimas sea mejor que el de los primeros. Más bien, esto

Cuadro 6
Coeficientes de los determinantes de la calidad subjetiva
del empleo en Chile, según género

	Motivación en el trabajo				Percepción del control sobre el proceso de trabajo			
	Hombres		Mujeres		Hombres		Mujeres	
	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 1	Modelo 2
<i>Clase social (referencia: pequeños empleadores)</i>								
2. Pequeña burguesía formal	-4,843† (2,636)	-4,359† (2,607)	2,962 (4,219)	3,411 (4,170)	-1,962 (3,960)	-1,477 (3,959)	7,440 (5,758)	8,115 (5,631)
3. Pequeña burguesía informal	-6,365** (1,880)	-6,615** (1,916)	-5,112 (3,308)	-3,498 (3,317)	-0,677 (2,822)	-0,420 (2,903)	8,491† (4,566)	10,86* (4,527)
4. Expertos directivos	-2,867 (2,015)	-3,382† (2,010)	1,526 (3,470)	1,868 (3,448)	-17,96*** (3,024)	-17,13*** (3,053)	-12,16* (4,781)	-14,63** (4,700)
5. Expertos no directivos	-5,047† (2,795)	-4,943† (2,847)	2,650 (3,592)	0,861 (3,738)	-27,21*** (4,195)	-27,56*** (4,320)	-22,69*** (4,942)	-28,32*** (5,089)
6. Trabajadores calificados	-11,85*** (1,923)	-11,03*** (1,949)	-3,786 (3,298)	-1,276 (3,300)	-36,79*** (2,882)	-35,36*** (2,950)	-28,58*** (4,554)	-28,11*** (4,503)
7. Directivos no calificados	-3,775 (3,588)	-3,543 (3,563)	-5,904 (7,570)	-3,163 (7,495)	-0,417 (5,360)	0,913 (5,372)	8,750 (10,28)	10,07 (10,07)
8. Supervisores no calificados	-8,785*** (2,085)	-8,757*** (2,106)	-4,886 (3,625)	-1,364 (3,620)	-24,95*** (3,122)	-23,11*** (3,183)	-12,67* (4,990)	-9,952* (4,926)
9. Trabajadores no calificados	-14,28*** (1,836)	-14,03*** (1,880)	-13,28*** (3,220)	-9,779** (3,256)	-39,43*** (2,758)	-37,84*** (2,851)	-25,56*** (4,449)	-25,01*** (4,445)
<i>VARIABLES DEMOGRÁFICAS</i>								
Edad		0,127*** (0,0205)		0,235*** (0,0329)		0,121*** (0,0304)		0,186*** (0,0442)
Educación secundaria		1,135† (0,628)		0,140 (0,984)		0,829 (0,935)		-0,747 (1,322)
Instituto profesional/Centro de formación técnica		0,430 (1,064)		3,351* (1,472)		2,087 (1,586)		2,833 (1,976)
Universitaria o más		2,277 (1,480)		4,364* (2,067)		3,314 (2,221)		5,274† (2,778)
Habitante de la Región Metropolitana		-6,054*** (0,672)		-4,544*** (0,922)		-4,104*** (1,001)		-4,828*** (1,237)
<i>VARIABLES ECONÓMICAS</i>								
Sector agrícola		0,764 (0,733)		-4,284** (1,402)		2,495* (1,093)		-6,970*** (1,875)
Sector industrial		3,295*** (0,608)		-0,647 (1,414)		-1,331 (0,906)		-0,994 (1,897)
Sector privado		-2,869** (1,253)		-0,199 (1,013)		0,314 (1,871)		-11,07*** (1,359)
Constante	96,51*** (1,794)	92,61*** (2,570)	90,07*** (3,171)	78,55*** (3,894)	83,15*** (2,698)	76,30*** (3,870)	72,50*** (4,383)	74,32*** (5,290)
R ² ajustado	0,05	0,07	0,06	0,09	0,25	0,25	0,17	0,21
N	5 606	5 588	3 280	3 272	5 557	5 538	3 265	3 257

Fuente: Elaboración propia, sobre la base de datos de la Encuesta Nacional de Empleo, Trabajo, Salud y Calidad de Vida de los Trabajadores y Trabajadoras en Chile (ENETS 2009-2010).

Nota: Coeficientes no estandarizados, regresión de mínimos cuadrados ordinarios.

Las variables omitidas son empleadores (para clase social); educación primaria (para nivel educacional); no habita en la Región Metropolitana (para lugar de residencia); sector de servicios (para sector económico), y sector público (para sector público o privado).

Entre paréntesis se indica el error estándar. *** p<0,001; ** p<0,01; * p<0,05; † p<0,1.

podría ser el resultado de la manera en que una parte importante de los hombres —especialmente los de clase trabajadora— experimentó de forma directa la transición de una economía basada en la producción industrial (y con mayores niveles de estabilidad laboral) a otra basada en la producción de servicios (y con niveles altos de precariedad y flexibilidad). En otras palabras, a diferencia de las mujeres —muchas de las cuales ingresaron al mercado laboral formal a partir de la expansión del sector de servicios observada en los años ochenta—, es posible que una parte importante de los hombres que actualmente trabajan en servicios comparen sus antiguos empleos del régimen de sustitución de importaciones (por ejemplo, empleo en el sector industrial) con sus actuales empleos, que son el resultado directo del régimen neoliberal. Ese punto de comparación podría ser la causa estructural tras las variaciones de género observadas en el efecto del sector económico sobre la motivación en el trabajo.

Los datos presentan tendencias similares en la distinción entre empleo público y privado. Según se observa, los hombres que están empleados en el sector privado tienen niveles de motivación en el trabajo que son significativamente menores que aquellos de quienes trabajan en el sector público. Dicha relación no se observa, sin embargo, en el caso de las mujeres. Tal como ocurre en el caso del trabajo en el sector industrial, es probable que estos datos se expliquen por la transición desde una economía que garantizaba mayores niveles de empleo protegido para ciertos segmentos de trabajadores (como los empleados públicos) hacia una economía con mercados laborales flexibles. Como se planteó anteriormente, es probable que dicha transición haya afectado en mayor medida las trayectorias laborales de los hombres que las de las mujeres, quienes se integraron al mercado laboral de manera más tardía —es decir, en un período en que los regímenes laborales flexibles ya estaban en vías de consolidación.

En el cuadro 6 también se presentan los datos correspondientes a los determinantes de la percepción del control sobre el proceso de trabajo. Del mismo modo que en los casos anteriores, los datos muestran importantes diferencias de género. Primero, si bien las pautas generales de la variable clase social son similares para ambos géneros, los coeficientes de algunas categorías (por ejemplo, de la clase trabajadora) son mucho mayores en el caso de los hombres. Así, por ejemplo, mientras que el impacto de ser de clase trabajadora se traduce, en las mujeres, en una reducción de casi 25 puntos del índice de percepción del control sobre el proceso de trabajo, dicho impacto es de -38 puntos para los hombres (modelos 2).

En segundo lugar, al observar los R cuadrados de los modelos 1 se aprecia claramente que el poder explicativo de la clase social es mayor en el caso de los hombres que en el de las mujeres. Una posible explicación para esto es que si la clase social ha sido construida como un atributo “masculino” (Acker, 2006), puede que ello genere un mayor impacto a nivel de percepción entre los hombres que entre las mujeres.

Aunque atendible, esta interpretación debe ser tomada con cautela, pues si la clase fuera un atributo eminentemente masculino, su impacto expresado en los R cuadrados sería mayor para los hombres en todas las dimensiones de la calidad del empleo analizadas. Sin embargo, esto no es así. Por ello, otra posible explicación puede encontrarse en el hecho de que no es la clase la que está “masculinizada”, sino más bien las posiciones de autoridad dentro del proceso productivo. Esto tiene asidero, según los datos de la Encuesta Nacional de Empleo, Trabajo, Salud y Calidad de Vida de los Trabajadores y las Trabajadoras en Chile. De acuerdo con ellos, mientras que el 37% de los hombres ocupan cargos investidos de autoridad (gerente, supervisor o cualquier otra posición que implique el control de otros trabajadores), solo el 28% de mujeres se encuentran en tales cargos. Dichas distinciones de género podrían estar operando de tal manera que quienes no ocupan posiciones investidas de autoridad, pero eventualmente podrían acceder con más facilidad a ellas (trabajadores hombres), son quienes perciben con mayor fuerza la distinción entre controlar el proceso de trabajo y no controlarlo.

Los datos también indican que trabajar en el sector agrícola implica mayores percepciones de control sobre el proceso de trabajo entre los hombres y, de modo contrario, menores percepciones de control entre las mujeres. Esta diferencia de género podría explicarse por un doble factor. Por un lado, las mujeres en dicho sector pueden encontrarse expuestas a mayores condiciones de autoridad o “control desde arriba”, asociadas a sus mayores niveles de precariedad laboral dentro de ese sector. Por otro lado, es probable que el trabajo agrícola masculino sea, en términos comparativos, más autónomo que el de las mujeres, pero no necesariamente porque sea “menos precario”, sino porque puede estar asociado a formas de producción independientes (por ejemplo, explotación individual de pequeñas propiedades de tierra). Los datos de la ENETS apoyan en cierta medida esta hipótesis. Según ellos, el 27% de los hombres miembros de la pequeña burguesía informal trabajan en el sector agrícola, mientras que solo el 11% de las mujeres de esa clase se encuentran empleadas en dicho sector de la economía.

Por último, las diferencias de género también se observan en el hecho de que trabajar en el sector privado afecta negativamente la percepción del control sobre el proceso de trabajo, pero solo en el caso de las mujeres. Esto puede ser el resultado de la manera en que el sector privado está más expuesto a dinámicas de desigualdad laboral de género que el sector público (Tokman, 2011). Por ejemplo, en este último existen normativas de ascenso laboral con procedimientos que se encuentran altamente estandarizados en el Estatuto Administrativo. Tal estandarización de procedimientos —expresada en una clara carrera funcionaria— puede dejar menos margen para la acción discrecional de supervisores o gerentes, especialmente en términos de a quién ascender y qué atributos del trabajador o trabajadora valorar. La ausencia de decisiones discrecionales no significa, necesariamente, que en el sector público existan más mujeres en cargos de autoridad, sino que los mecanismos para llegar a ellos están menos expuestos a valoraciones implícitas, propias del trabajo en el sector privado, sobre lo que significa el “compromiso con la empresa”. Dichas valoraciones implícitas están muchas veces atravesadas por una concepción masculina del “buen trabajador”; es decir, están definidas por una concepción del empleo que no considera cómo las mujeres, a diferencia de los hombres, son quienes tienen que enfrentar el dilema entre ser “trabajadoras ideales” (es decir, estar totalmente comprometidas con el trabajo) o bien ejercer el rol que se espera de ellas como madres o dueñas de casa (Blair-Loy, 2003). Es probable que la mayor importancia de tales valoraciones de género en el sector privado sea la causa de que el trabajo en dicho sector afecte negativamente, solo en el caso de las mujeres, la percepción del control sobre el proceso de trabajo.

Todas estas regresiones indican que la hipótesis 2 debería ser rechazada. Si bien es cierto que el género es un mecanismo central para entender diferencias en el mercado de trabajo, dicho rol mediador no se comporta según lo planteado hipotéticamente. En los tres índices analizados, el género no actúa como un “amplificador” del efecto de la clase, que afecte negativamente, por ejemplo, la calidad del empleo observado en el caso de las personas de las clases subordinadas.

Así, por ejemplo, en el índice de calidad objetiva del empleo se observó que el efecto mediador del género se comportó de manera contraria a la esperada. En las categorías de clase trabajadora (trabajadores calificados y no calificados), el efecto de la clase fue positivo o no significativo para las mujeres, cuando —según lo planteado en la hipótesis— debería haber sido estadísticamente significativo, negativo y mayor que el de los hombres. Por el contrario, el género actuó muchas veces como un amplificador, en el sentido positivo, en clases privilegiadas como la de los expertos directivos. De este modo, contrariamente a lo esperado, el efecto positivo de pertenecer a la clase de expertos directivos fue mayor para las mujeres que para los hombres.

En relación con el segundo índice (motivación en el trabajo), los coeficientes correspondientes a hombres y mujeres tendieron a ser similares, aun cuando el efecto de la clase fue más limitado para estas últimas. En este caso, si bien la única categoría de clase significativa para las mujeres (clase trabajadora) se comportó según lo esperado, su impacto fue cuantitativamente menor al observado en el caso de los hombres.

Por último, en el tercer índice (percepción del control sobre el proceso de trabajo) se observó que, si bien los coeficientes fueron similares para hombres y mujeres, el efecto de ser de una clase subordinada fue siempre mayor para los hombres que para las mujeres. Así, dichos modelos mostraron que son los hombres de clase trabajadora, y no las mujeres, quienes tienen percepciones más bajas del control sobre el proceso de trabajo.

VII. Conclusiones

Los resultados analizados en este trabajo demuestran que en el mercado laboral chileno, la calidad del empleo y las percepciones subjetivas que las personas tienen sobre ella están afectadas significativamente por la clase social y el género. Según se examinó, la clase y el género determinan, por separado, variaciones substanciales en la calidad objetiva del empleo y en la motivación en el trabajo. Los datos también mostraron que la percepción del control sobre el proceso de trabajo está determinada significativamente por la clase social, pero no por el género. De acuerdo con esto, la hipótesis general planteada (hipótesis 1) tiende a ser aceptada, salvo en el último caso señalado (el impacto del género en la percepción del control sobre el proceso de trabajo).

En relación con la interseccionalidad entre clase y género, los datos indican que la segunda hipótesis debe ser rechazada, ya que en dos de las tres variables dependientes analizadas (calidad objetiva del empleo y motivación en el trabajo) el ser mujer no actúa como “amplificador” del impacto asociado a ser, por ejemplo, de clase trabajadora. Del mismo modo, cuando el género sí afecta el impacto de la clase sobre la variable dependiente (percepción del control sobre el proceso de trabajo), dicho rol mediador es contrario al esperado (así, por ejemplo, el efecto negativo sobre la variable dependiente asociado a ser de clase trabajadora es mayor en el caso de los hombres que en el de las mujeres).

Lo anterior no significa que el género no sea un mecanismo fundamental para entender cómo opera la desigualdad en el mercado de trabajo. De acuerdo con los análisis de la muestra dividida entre hombres y mujeres, el impacto de una serie de variables económicas analizadas varía substancialmente según el trabajador sea hombre o mujer, tal como lo muestran los datos sobre las diferencias en términos de las condiciones de trabajo y las condiciones de empleo (Dirección del Trabajo, 2012).

En general, estos resultados sugieren que la clase y el género son componentes centrales de reproducción de la desigualdad en el mercado de trabajo en Chile. Los resultados también indican que en algunos casos el género es un mecanismo fundamental para entender cómo opera la desigualdad de clase o, en este caso específico, cómo opera el efecto de la clase en aspectos subjetivos de la calidad del empleo, como la percepción del control sobre el proceso de trabajo. En otras palabras, en línea con diversos análisis de género desarrollados para naciones industrializadas (Ferree y Hall, 1996; McCall, 2001; Acker, 2006; Mintz y Krymkowski, 2010), estos datos sugieren que a un nivel concreto de análisis, en el estudio de la desigualdad de clases se requeriría incluir la variable de género en la medida en que es un determinante central del modo en que la clase opera en las sociedades capitalistas en general (Wright, 1992) y, según lo mostrado en este artículo, en el mercado de trabajo de Chile en particular.

Bibliografía

- Acker, J. (2006), *Class Questions: Feminist Answers*, Lanham, Rowman & Littlefield Publishers, Inc.
- Andes, N. (1992), "Social class and gender: an empirical evaluation of occupational stratification", *Gender and Society*, vol. 6, N° 2, SAGE Publications.
- Anker, R. y otros (2003), "La medición del trabajo decente con indicadores estadísticos", *Revista Internacional del Trabajo*, vol. 122, N° 2, Ginebra, Organización Internacional del Trabajo (OIT).
- Anthias, F. (2001), "The concept of social division and theorizing stratification: looking at ethnicity and class", *Sociology*, vol. 35, N° 4, SAGE.
- Armstrong, J., S. Walby y S. Strid (2009), "The gendered division of labour: how can we assess the quality of employment and care policy from a gender equality perspective", *Benefits*, vol. 17, N° 3, Policy Press.
- Baxter, J. (1992), "Las mujeres y el análisis de clase: una perspectiva comparada", *Política y Sociedad*, vol. 11, Madrid, Universidad Complutense de Madrid.
- Benvin, E. y M. Peticara (2007), "Análisis de los cambios en la participación laboral femenina en Chile", *Revista de Análisis Económico*, vol. 22, N° 1.
- Bescond, D., A. Chataignier y F. Mehran (2003), "Siete indicadores para medir el trabajo decente. Comparación internacional", *Revista Internacional del Trabajo*, vol. 122, N° 2, Ginebra, Organización Internacional del Trabajo (OIT).
- Blair-Loy, M. (2003), *Competing Devotions: Career and Family among Women Executives*, Cambridge, Harvard University Press.
- Browne, I. y J. Misra (2005), "Labor-market inequality: intersections of gender, race, and class", *The Blackwell Companion to Social Inequalities*, M. Romero y E. Margolis (eds.), Londres, Blackwell Publishing.
- Burchell, B. y otros (2012), "The quality of employment in the academic literature: definitions, methodologies, and ongoing debates", *Working Papers*, N° 1, Centre for New Development Thinking.
- Caro, P. (2012), "Magnitud y características de la participación laboral en el empleo temporal agrícola en Chile", *Si Somos Americanos. Revista de Estudios Transfronterizos*, vol. 12, N° 2, julio-diciembre.
- Crompton, R. (2008), *Class and Stratification*, Cambridge, Polity Press.
- _____(1989), "Class theory and gender", *British Journal of Sociology*, vol. 40, N° 4, Wiley.
- Davis, K. (2008), "Intersectionality as buzzword. A sociology of science perspective on what makes a feminist theory successful", *Feminist Theory*, vol. 9, N° 1, SAGE.
- Davoine, L., C. Erhel y M. Guergoat-Larivière (2008), "Monitoring quality in work: European Employment Strategy indicators and beyond", *Revista Internacional del Trabajo*, vol. 147, N° 2-3, Ginebra, Organización Internacional del Trabajo (OIT).
- Dirección del Trabajo (2012), *ENCLA Género 2011. Una mirada a la realidad laboral de trabajadoras y trabajadores. Informe de resultados Séptima Encuesta Laboral*, Santiago.
- Eurofound (Fundación Europea para la Mejora de las Condiciones de Vida y de Trabajo) (2012), *Trends in Job Quality in Europe*, Luxemburgo, Oficina de Publicaciones Oficiales de las Comunidades Europeas.
- Ferree, M.M. y E.J. Hall (1996), "Rethinking stratification from a feminist perspective: gender, race, and class in mainstream textbooks", *American Sociological Review*, vol. 61, N° 6, Washington, D.C., American Sociological Association.
- Ganzeboom, H. y D. Treiman (2003), "Three internationally standardised measures for comparative research on occupational status", *Advances in Cross-National Comparison. A European Working Book for Demographic and Socioeconomic Variables*, J.H.P. Hoffmeyer-Zlotnik y C. Wolf (eds.), Nueva York, Kluwer Academic/Plenum Publishers.
- Goldthorpe, J. (1983), "Women and class analysis: in defense of the conventional view", *Sociology*, vol. 17, N° 4, SAGE Publications.
- Green, F. (2006), *Demanding Work. The Paradox of Job Quality in the Affluent Economy*, Princeton, Princeton University Press.
- Green, F. y T. Mostafa (2012), "Job Quality Indices for Europe. A report based on the Fifth European Working Conditions Survey", Londres, LLAKES Centre.
- Guergoat-Larivière, M. y O. Marchand (2012), "Définition et mesure de la qualité de l'emploi: une illustration au prisme des comparaisons européennes", *Économie et Statistique*, N° 454.
- Handel, M. (2005), "Trends in perceived job quality, 1989-1998", *Work and Occupations*, vol. 32, N° 1, SAGE.
- Instituto de Estadística de Quebec (2008), *La qualité de l'emploi au Québec. Développements conceptuels et création d'une typologie. État actuel de la réflexion*, Québec.
- Jaoul-Grammare, M. (2007), "The labour market segmentation: empirical analysis of Cain's theory (1976)", *Applied Economics Letters*, vol. 14, N° 5, Taylor & Francis.

- Leschke, J., A. Watt y M. Finn (2012), "Job quality in the crisis. An update of the Job Quality Index (JQI)", *Working Paper*, N° 2012.07, Bruselas, Instituto Sindical Europeo de Investigación, Educación y Seguridad y Salud.
- (2008), "Putting a number on job quality? Constructing a European Job Quality Index", *Working Paper*, N° 2008.03, Bruselas, Instituto Sindical Europeo de Investigación, Educación y Seguridad y Salud.
- Lovell, P.A. (2006), "Race, gender, and work in São Paulo, Brazil, 1960-2000", *Latin American Research Review*, vol. 41, N° 3, Asociación de Estudios Latinoamericanos (LASA).
- McCall, L. (2005), "The complexity of intersectionality", *Signs: Journal of Women in Culture and Society*, vol. 30, N° 3, Chicago, The University of Chicago Press.
- (2001), *Complex Inequality: Gender, Class and Race in the New Economy*, Nueva York, Routledge.
- Ministerio de Economía, Fomento y Turismo (2013), "Emprendimiento formal e informal en Chile. Análisis a partir de la Tercera Encuesta de Microemprendimiento 2013", Santiago.
- Mintz, B. y D.H. Krymkowski (2010), "The intersection of race/ethnicity and gender in occupational segregation", *International Journal of Sociology*, vol. 40, N° 4, Taylor & Francis.
- Mjøset, L. y T. Petersen (1983), "Class and gender: a note on class structure in Norway and USA", *Acta Sociológica*, vol. 26, N° 1, SAGE.
- Pollert, A. (1996), "Gender and class revisited: or, the poverty of patriarchy", *Sociology*, vol. 30, N° 4, SAGE Publications.
- Portes, A. y W. Haller (2004), "La economía informal", *serie Políticas Sociales*, N° 100 (LC/L.2218), Santiago, Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL).
- PREALC (Programa Regional del Empleo para América Latina y el Caribe) (1978), *Sector informal: funcionamiento y políticas*, Santiago, Organización Internacional del Trabajo (OIT).
- Ralle, P. (2006), "Mesurer et analyser la qualité de l'emploi", *Connaissance de l'emploi*, N° 32, Centre d'études de l'emploi.
- Ruiz-Tagle, J. y K. Sehnbruch (2011), "Elaboración de un indicador de la calidad del empleo", *Documento de Trabajo*, Santiago, Universidad de Chile.
- Stier, H. y M. Yaish (2014), "Occupational segregation and gender inequality in job quality: a multi-level approach", *Work Employment Society*, vol. 28, N° 2.
- Tokman, A. (2011), "Mujeres en puestos de responsabilidad empresarial", *Informe de Estudio*, Santiago, Servicio Nacional de la Mujer.
- Tokman, V.E. (2009), "Informality in Latin America: interpretations, facts and opportunities", *Working Paper Series*, Santiago, Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL).
- Wright, E.O. (1997), *Class Counts. Comparative Studies in Class Analysis*, Cambridge, Massachusetts, Cambridge University Press.
- (1994), *Clases*, Madrid, Siglo XXI.
- (1992), "Reflexionando, una vez más, sobre el concepto de estructura de clases", *Zona Abierta*, N° 59-60.
- (1989), "Women in the class structure", *Politics and Society*, vol. 17, N° 1, SAGE.
- Yuval-Davis, N. (2006), "Intersectionality and feminist politics", *European Journal of Women's Studies*, vol. 13, N° 3, SAGE.

Brasil, 1981-2013: efectos del crecimiento económico y de la desigualdad de los ingresos en la pobreza

Francisco José Silva Tabosa, Pablo Urano
de Carvalho Castelar y Guilherme Irffi

Resumen

En este artículo se analizan los efectos del crecimiento económico y la desigualdad de los ingresos en la pobreza del Brasil entre 1981 y 2013. Para ello se utiliza un modelo de panel dinámico, mediante el método generalizado de momentos de dos pasos desarrollado por Blundell y Bond (1998) para tres períodos. El primero, que comprende a los otros dos, va de 1981 a 2013, mientras que el segundo y el tercero corresponden a las etapas anterior y posterior a la implementación del Plan Real (1981-1994 y 1995-2013, respectivamente). Los resultados muestran que, para combatir la pobreza en el Brasil, las políticas de crecimiento económico que promueven simultáneamente el aumento de los ingresos y la reducción de las disparidades son preferibles a las que priorizan solo el aumento de los ingresos medios. Se observa también un crecimiento a favor de los pobres en el período posterior al Plan Real.

Palabras clave

Crecimiento económico, distribución del ingreso, pobreza, medición, modelos econométricos, mitigación de la pobreza, historia económica, Brasil

Clasificación JEL

O15, C32, C22

Autores

Francisco José Silva Tabosa es Profesor del Departamento de Economía Agrícola de la Universidad Federal de Ceará, Brasil. franzetabosa@ufc.br

Pablo Urano de Carvalho Castelar es Profesor del Curso de Finanzas en la Facultad de Economía, Administración, Actuaría y Contabilidad de la Universidad Federal de Ceará, Brasil. pcastelar@ufc.br

Guilherme Irffi es Profesor del Departamento de Economía Aplicada de la Facultad de Economía, Administración, Actuaría y Contabilidad de la Universidad Federal de Ceará, Brasil. guidirffi@gmail.com

I. Introducción

La reducción de la pobreza se relaciona estrechamente con la desigualdad de los ingresos y con los ingresos medios de un país o una región (Bourguignon, 2002). Por ese motivo, es oportuno determinar el tipo de política más eficaz para invertir las situaciones de pobreza con mayor rapidez. En otras palabras, ¿para reducir la pobreza es necesario promover políticas destinadas al incremento de los ingresos medios o a la reducción de la desigualdad?

Ante esa pregunta, en los últimos años se presentaron y destacaron diversos estudios sobre los efectos de las variaciones en los ingresos y la desigualdad en la reducción de la pobreza, pues en varios países (y regiones) el crecimiento económico por sí solo no ha resuelto este problema (Ravallion, 1997; Rocha, 2006).

Debido a que la variación en los niveles de pobreza puede obedecer a la redistribución de los ingresos o al crecimiento económico (o ambos), cabe ponderar la importancia de cada efecto de esas variables en la pobreza (Ravallion, 1997). En virtud de esos resultados, los investigadores han buscado determinar los factores que influyen en la reducción de la pobreza.

Ravallion y Chen (1997), por ejemplo, estimaron la elasticidad ingreso de la pobreza (medida por el número de personas con ingresos por debajo de la línea de pobreza de 1 dólar por día) en una muestra de países en desarrollo y obtuvieron un valor de -3. Esto significa que por cada aumento del 1% de los ingresos medios la proporción de personas con ingresos por debajo de la línea de pobreza se reduce un 3%.

Sin embargo, no hay consenso hasta ahora con respecto a la naturaleza de las relaciones entre pobreza, crecimiento y desigualdad de los ingresos. De acuerdo con Barreto (2005), gran parte de la evidencia empírica parece indicar que en los países con bajos ingresos y poca desigualdad se respondería de forma más contundente a las políticas de crecimiento económico, mientras que sus efectos serían menores en las economías de mayores ingresos y mayor desigualdad, donde las políticas de reducción de la disparidad serían más eficaces.

Por otra parte, en una serie de trabajos en los que se analiza el caso del Brasil¹, se muestra que la pobreza es más sensible a las políticas orientadas a reducir la concentración de los ingresos que a las que procuran aumentar los ingresos medios. Por esa razón, es extremadamente importante determinar los efectos que cada uno de esos factores tiene sobre el otro, para contribuir al debate sobre las políticas públicas más eficaces para la reducción de la pobreza y la desigualdad.

En el trabajo de Barros y otros (2007) se verifica que la incidencia de la pobreza es mayor en el Brasil que en la mayoría de los países con ingresos per cápita similares y se constata que la desigualdad de los ingresos es responsable de que el crecimiento económico sea relativamente ineficaz en la reducción de la pobreza. Esto significaría que el efecto del crecimiento económico en la reducción de la pobreza es menor en el Brasil que en otros países que alcanzaron el mismo nivel de ingresos.

De acuerdo con Rodrik (2000), las políticas adoptadas para esta finalidad se concentran en estimular el crecimiento económico, en el sentido de que el aumento de los ingresos medios de la economía, la reducción de la desigualdad de los ingresos entre las personas o ambos puedan reducir los índices de pobreza. Sin embargo, es imprescindible evaluar el peso que se debe dar a cada una de esas estrategias, tanto a nivel de las regiones como de los estados.

En este contexto, el objetivo de este artículo es analizar los efectos del crecimiento económico y de la desigualdad de los ingresos en los índices de pobreza en el Brasil en el período de 1981 a 2013, por medio de modelos para datos de panel. La estimación de datos agrupados por mínimos

¹ Véanse, por ejemplo, Hoffmann (2005), De Lima, Barreto y Marinho (2003) y Menezes y Pinto (2005).

cuadrados ordinarios (MCO), con el método dentro de los grupos (*Within Groups*) y mediante el *System-GMM*, un modelo de panel dinámico, estimado por el método generalizado de momentos (MGM) de dos pasos, desarrollado por Blundell-Bond (1998), permite examinar y estimar la persistencia en los índices de pobreza en el Brasil.

El principal aporte de este trabajo consiste en estimar parámetros de modelos relativos a los subperíodos de 1981 a 1994 y de 1995 a 2013, para analizar las etapas anterior y posterior al Plan Real, con miras a comparar las elasticidades ingreso y desigualdad de la pobreza y de la pobreza extrema en distintos períodos de la economía brasileña.

Para alcanzar esos objetivos, el estudio se divide en cinco secciones, incluida esta Introducción. En la segunda se presenta una breve revisión de la literatura sobre las relaciones entre el crecimiento económico y la desigualdad de los ingresos con la pobreza. A continuación se presentan la base de datos, los modelos y la metodología econométrica aplicada. El análisis y la discusión de los resultados obtenidos en la estimación de los modelos se detallan en la cuarta sección. Por último, se realizan algunas consideraciones finales.

II. Revisión de la literatura: la relación triangular entre pobreza, crecimiento económico y desigualdad

De acuerdo con Bourguignon (2002), existe una relación triangular entre pobreza, crecimiento económico y desigualdad de los ingresos, es decir, una interacción entre esas tres variables, que proporciona las condiciones necesarias para diagnosticar la medida en que el aumento de los ingresos o la reducción de la desigualdad incidirían en la reducción de la pobreza. En consecuencia, se optó por presentar la evidencia empírica sobre el tema en tres secciones.

La primera se reserva a los estudios en los que se analiza la relación entre pobreza y crecimiento económico, mientras que la segunda se dedica a los análisis de la relación entre pobreza y desigualdad y la última a la literatura sobre la relación entre crecimiento económico y desigualdad de los ingresos.

1. Pobreza y crecimiento económico

En la literatura empírica nacional e internacional orientada al estudio de las relaciones entre crecimiento económico y pobreza se utilizan dos opciones para representar el crecimiento económico: el producto interno bruto (PIB) o los ingresos medios. En esos estudios hay cierta convergencia entre los resultados en cuanto a que para reducir la pobreza, como destacan Araújo, Tabosa y Khan (2012), existen dos factores fundamentales: la tasa media de crecimiento y el nivel inicial de la desigualdad de los ingresos.

La relación entre el crecimiento económico y la reducción de la pobreza puede medirse mediante la elasticidad ingreso o elasticidad crecimiento. Si esta es elevada, las políticas públicas de combate a la pobreza basadas en el crecimiento económico son más eficaces, pues el aumento de los ingresos lleva a la reducción de la pobreza en mayor proporción. En el caso contrario, si dicha elasticidad es baja, las estrategias de reducción de la pobreza más adecuadas deberían combinar el crecimiento económico con algún tipo de redistribución de los ingresos (Marinho y Araújo, 2010).

Ravallion y Chen (1997) estimaron las elasticidades ingreso-pobreza e ingreso-desigualdad sobre la base de datos de 45 países. Sus resultados mostraron que si los ingresos aumentaran un 1% en los países con bajos niveles de desigualdad, la pobreza disminuiría un 4,3%, mientras que en los países donde la desigualdad es elevada, la disminución de la pobreza sería del 0,6%. En este último

caso, concluyeron que el crecimiento presenta un efecto reducido en la pobreza. Sin embargo, si la desigualdad disminuye a raíz del crecimiento, la reducción de la pobreza es satisfactoria.

Chen y Wang (2001) estudiaron la relación entre pobreza, ingresos y desigualdad en China en los años noventa y llegaron a la conclusión de que la pobreza se redujo por el crecimiento económico y la concentración de los ingresos contribuyó a aumentarla.

En un contexto más reciente, Figueiredo y Laurini (2015) realizaron un análisis internacional con respecto a la elasticidad de la pobreza. La propuesta del trabajo es aplicar un método no paramétrico a un panel de países, utilizando la base de datos PovcalNet del Banco Mundial, que incluye 139 observaciones relativas a 93 países en desarrollo. La principal preocupación de los autores es corregir posibles problemas de endogeneidad, que pueden surgir por una serie de factores, como problemas de simultaneidad, factores financieros que afectan a los componentes analizados de la misma manera, o la hipótesis comúnmente adoptada de la forma funcional de la relación entre crecimiento, pobreza y desigualdad, que se asume es una relación lineal, pero que de acuerdo con algunos indicios en la literatura no lo sería.

Los autores argumentan que otro de los aportes del trabajo consiste en determinar los efectos directos e indirectos del crecimiento en la pobreza y en la desigualdad con la mencionada metodología no paramétrica. De acuerdo con los resultados del estudio, la metodología generalmente adoptada en los trabajos empíricos que analizan el crecimiento, la pobreza y la desigualdad suele sobrestimar los efectos del crecimiento en la pobreza. Así, la influencia de las crisis o los períodos de expansión económica en la pobreza sería menor de la que generalmente se les atribuye.

En el ámbito nacional, teniendo en cuenta los datos de 26 estados brasileños relativos al período de 1985 a 1999 y utilizando un procedimiento metodológico que permitió descomponer la variación en la pobreza derivada de cambios en los ingresos medios y modificaciones en la concentración de los ingresos (medida por el coeficiente de Gini), Marinho y Soares (2003) encuentran pruebas de la eficacia del efecto crecimiento en la reducción de la pobreza, sobre todo en los estados del norte del Brasil. En ese sentido, el incremento de los ingresos ha sido la estrategia preferida para combatir la pobreza.

En otro trabajo sobre esa problemática en el Brasil, Hoffmann (2005), sobre la base de datos de la Encuesta Nacional de Hogares (PNAD) de 1999, encuentra que un aumento del 1% en el ingreso per cápita del hogar en el Brasil lleva a una reducción del 0,84% en la proporción de pobres, y que el valor absoluto de esa elasticidad crece con el ingreso y disminuye con el aumento de la desigualdad.

Manso, Barreto y Tebaldi (2006) utilizaron datos de la PNAD de 1995 a 2004 para tratar de evidenciar las relaciones entre el crecimiento de los ingresos, la reducción de la pobreza y el perfil distributivo de la riqueza. De acuerdo con esos autores, los componentes de crecimiento de los ingresos medios y de distribución de los ingresos son suficientes para explicar gran parte de las variaciones en los niveles de pobreza entre los estados brasileños. Los resultados de esos trabajos demuestran que las políticas de lucha contra la pobreza mediante el crecimiento son más eficaces cuando se combinan con la redistribución de los ingresos (Barreto, 2005).

Otro punto que se ha destacado en los estudios sobre la relación entre la pobreza y el crecimiento económico es la importancia de determinar si el crecimiento es a favor de los pobres o no. Ravallion (2004) indica dos corrientes de crecimiento a favor de los pobres: i) una reducción de la pobreza mayor que la que se produciría si todos los ingresos hubieran aumentado en la misma proporción (Kakwani y Pernia, 2000); ii) el crecimiento que reduce la pobreza, independientemente de su proporción (Ravallion y Chen, 2003).

En el primer caso, el análisis puede realizarse mediante la elasticidad ingreso de la pobreza, pues si el valor de dicha elasticidad es superior a 1 (en términos absolutos), significa que la reducción de la pobreza fue superior al crecimiento de los ingresos (Kakwani y Pernia, 2000). En el segundo caso, independientemente del valor de la elasticidad ingreso de la pobreza, si el aumento de los

ingresos se traduce en una reducción de la pobreza, ya constituye un crecimiento a favor de los pobres (Ravallion, 2004).

El trabajo de França (2010), que estudia el tema del crecimiento a favor de los pobres y sus efectos regionales en el Brasil, es un ejemplo específico de este tipo de análisis y tiene un objetivo similar al que se propone en este artículo. Los resultados obtenidos con la metodología de Kakwani, Khandker y Son (2004), sobre la base de datos de las regiones brasileñas de 1995 a 2005, indican que los efectos de las políticas contra la pobreza son mayores en las regiones sur y sudeste del país. Posteriormente se calculan las elasticidades ingreso-pobreza y desigualdad-pobreza y se observa que como esta última es mayor que la primera, la reducción de la desigualdad medida por el coeficiente de Gini es más sensible a la reducción de los niveles de desigualdad que al incremento de los ingresos medios. El autor utiliza la metodología de Kraay (2004) para analizar la importancia de cada componente del crecimiento a favor de los pobres y observa que, en el nordeste del país, el aumento de los ingresos ha sido relativamente más importante que la desigualdad como fuente de crecimiento a favor de los pobres.

Se destaca también el estudio realizado por Kakwani, Neri y Son (2010), que utilizaron datos de la PNAD relativos al período de 1995 a 2004 y, sobre la base de una línea de pobreza que tenía en cuenta los costos de vida regionales² y la evolución de los indicadores sociales basados en los ingresos medios per cápita, detectaron la presencia de crecimiento a favor de los pobres en el Brasil en el período posterior a la implementación del Plan Real.

Netto Júnior y Figueiredo (2014) aplicaron un enfoque no paramétrico para analizar el crecimiento a favor de los pobres en el Brasil y sus principales regiones geográficas y estados en los períodos 1987-1993, 1993-1999 y 1999-2007. Los resultados sugieren que en todos ellos hubo crecimiento a favor de los pobres en el período 1987-2007.

2. Pobreza y desigualdad

La desigualdad de los ingresos es un componente importante en el debate sobre la pobreza. La pobreza es un problema mundial, que en algunos países persiste a pesar de las crecientes reservas de riqueza material. Su extensión y gravedad quedan demostradas por el número de personas en situación de pobreza en todos los países.

De hecho, se observa una relación intrínseca entre desigualdad y pobreza. Conforme Bourguignon (2002) y Ravallion (1997), la reducción de la desigualdad de los ingresos es un instrumento importante para la reducción de la pobreza, mientras que el crecimiento económico puede no ser un elemento tan necesario. Así, la reducción de la desigualdad puede desempeñar un papel crucial en la transformación del crecimiento para la reducción de la pobreza.

Banerjee y Duflo (2003) subrayan que el crecimiento económico tiene una relación no lineal con la desigualdad, es decir, que la desigualdad tiene efectos directos e indirectos en la pobreza. Figueiredo y Laurini (2015) procuraron medir tales efectos utilizando un panel de 93 países. Los autores encontraron que la asociación no lineal entre crecimiento y desigualdad parece corroborarse, que por lo general no se presta suficiente atención a dicha relación y que esta tiene un vínculo positivo con la pobreza.

También en ese sentido, la reducción de la pobreza puede alcanzarse rápidamente cuando un país en crecimiento presenta una distribución menos desigual de los ingresos (Barreto, 2005). Por lo tanto, además de resolver el problema específico, la implementación de políticas públicas para la reducción de la desigualdad también puede alcanzar indirectamente otras metas de política

² Véanse más detalles en Kakwani, Neri y Son (2010) y Ferreira, Lanjouw y Neri (2003).

económica, como el aumento del crecimiento y la reducción de la pobreza. La pobreza presenta mayor sensibilidad con respecto a la desigualdad que al crecimiento (Marinho y Soares, 2003). En consecuencia, las políticas destinadas a reducir la pobreza deben privilegiar medidas para disminuir la concentración de los ingresos.

De acuerdo con Rocha (2006), la proporción de pobres en el Brasil se redujo alrededor de dos puntos porcentuales en el período de 2001 a 2004 a raíz de diversos factores, cuyos efectos varían entre las regiones, en las cuales se observan cambios distributivos en el ingreso del trabajo y la expansión de las prestaciones sociales. Para la autora, la persistencia de la pobreza en el Brasil se debe en gran parte a la desigualdad existente. Rocha sostiene que la pobreza puede reducirse, tanto mediante el incremento de los ingresos como por la mejora de su distribución, y que se debe hacer hincapié en la reducción de la desigualdad de los ingresos, porque el incremento de los ingresos sin reducción de la desigualdad significa transferir a un horizonte futuro la eliminación de la pobreza en el país.

Sin embargo, una gran desigualdad inicial reduce los efectos del crecimiento económico en la pobreza. Al examinar los trabajos sobre crecimiento y desigualdad, Ferreira (1999) concluye que no hay consenso acerca de que el crecimiento resulte afectado por los niveles iniciales de desigualdad de los ingresos.

En las últimas dos décadas, se ha registrado una baja reducción o incluso un aumento de la pobreza en un número considerable de países. Para Fosu (2010), ese decepcionante desempeño puede atribuirse en parte a la concentración del crecimiento, sumada a la elevada y creciente desigualdad de los ingresos en muchos países de América Latina.

3. Crecimiento y desigualdad

La relación entre el crecimiento económico y la desigualdad se ha analizado en la literatura teniendo en cuenta las causalidades existentes entre esas variables. Se han debatido muchos temas relacionados con ellas, que van desde las causas de la desigualdad y la manera en que se perpetúa a lo largo del tiempo a la relación entre la desigualdad y el proceso de desarrollo económico. Para Diniz (2005), entre esas dos variables existe una relación de doble causalidad.

La hipótesis de Kuznets (1955) de la “U invertida” constituye el punto de partida de esa vertiente. Se considera que, en primer lugar, la desigualdad aumentaría con el inicio del desarrollo económico, que tiene lugar cuando la economía pasa del modelo rural a la industrialización (transferencia de la forma de trabajo del sector menos productivo al más productivo). Más adelante, la desigualdad disminuiría cuando la mayor parte de la mano de obra se empleara en el sector más productivo. En consecuencia, la política de desarrollo podría limitarse a la promoción del crecimiento económico y este, en última instancia, promovería la reducción de la desigualdad. En un estudio comparado entre 98 países, Barro (2000) mostró que la curva de Kuznets presenta cierta regularidad empírica a lo largo del tiempo, pero explica relativamente poco la variación de la desigualdad entre países.

Para algunos autores, la desigualdad puede ser perjudicial para el crecimiento económico. Como se resume en Castelar (2007), en estudios empíricos realizados sobre todo a partir de 1996 se observa que la desigualdad inicial afecta negativamente el crecimiento económico posterior. En la mayor parte de la literatura sobre el tema se indica que la reducción de una unidad en la desviación estándar de la desigualdad aumenta la tasa anual de crecimiento del PIB per cápita de 0,5 a 0,8 puntos porcentuales. Sin embargo, al utilizar datos en panel se observa una relación más débil entre la desigualdad de los ingresos y el crecimiento económico, que lleva a creer que la regularidad empírica, expresada por la curva de Kuznets, es robusta en datos de corte transversal, pero desaparece cuando se introducen efectos fijos de países. Entre los ejemplos de tales trabajos cabe mencionar Fields y Jakubson (1994), Fishlow (1972), Deiniger y Squire (1998) y Barreto, Melo Neto y Tebaldi (2001).

De acuerdo con Stewart (2000) y Fosu (2010), una elevada desigualdad de los ingresos da lugar a inestabilidad política, incertidumbre, menor inversión, bajos niveles de crecimiento y políticas tributarias redistributivas populistas. Los efectos de disuasión y la mayor desigualdad influyen en los grupos más ricos, que presionan por un tratamiento tributario preferencial. Esto se traduce en el exceso de inversiones en determinadas áreas y la reducción del crecimiento.

Easterly (2000) y Adams (2004) analizaron las relaciones entre crecimiento y desigualdad de los ingresos entre países y observaron que la elasticidad crecimiento de la pobreza es mayor en el grupo con los coeficientes de Gini más bajos (menor desigualdad). Los autores destacan la importancia de la reducción de la desigualdad en la determinación de la capacidad de respuesta de la pobreza al crecimiento de los ingresos.

En contrapartida, en trabajos como los de Li y Zou (1998) y Forbes (2000), que utilizan muestras de 35 países con medias de cinco años, se argumenta que al utilizar datos en panel desaparece la relación negativa entre crecimiento y desigualdad. Barro (2000) sugiere que el impacto negativo de la desigualdad sobre el crecimiento depende del nivel de riqueza del país, aunque esta relación no sea robusta.

Castelar (2007) hace un análisis de la relación entre crecimiento y desigualdad en los estados brasileños, sobre la base de un panel que abarca el período 1985-2002. Utilizando el método de Arellano y Bond de dos etapas, el autor encuentra que la desigualdad de los ingresos afecta negativamente el crecimiento económico y corrobora la hipótesis de convergencia, de acuerdo con la cual los bajos valores iniciales de los ingresos o del producto conducen a un mayor crecimiento.

También en un análisis relativo al Brasil, Ferreira y Cruz (2010) emplean un modelo con efecto umbral para estudiar la existencia de clubes de convergencia en la desigualdad de los ingresos de los municipios en el período de 1991 a 2000. Los autores encontraron seis clubes de convergencia, donde los factores que redujeron la desigualdad de la distribución de los ingresos en el Brasil actuaron de forma asimétrica en los municipios. En el proceso de convergencia, los ingresos del trabajo fueron más significativos que aquellos provenientes de las transferencias gubernamentales en la reducción de la desigualdad.

III. Fuente y descripción de los datos

La base de datos comprende información sobre 25 Unidades de la Federación (UF) para el período de 1981 a 2013³. Todos los datos se tomaron de la Encuesta Nacional de Hogares (PNAD) realizada por el Instituto Brasileño de Geografía y Estadística (IBGE).

La variable ingresos se refiere a los ingresos familiares per cápita (*RM*) y se estima a partir de la razón entre el ingreso total de la familia y el número de componentes. A continuación, se determina la media aritmética de esa variable, obteniendo así los ingresos medios para cada una de las UF⁴.

Las familias que viven con ingresos familiares per cápita insuficientes para satisfacer sus necesidades básicas se clasificaron como pobres. Se utiliza como indicador de pobreza absoluta la medida propuesta por Foster, Greer y Thorbecke (1984), denominada proporción de pobres (P_0), que se define como:

³ Debido a que el período analizado va de 1981 a 2013, los datos relativos al estado de Tocantins, que se creó en 1990, se incorporaron a los del estado de Goiás. Así, a partir de 1990, los cálculos relacionados con los ingresos y los índices de pobreza y desigualdad se realizaron agrupando ambos estados. Asimismo, como la PNAD no se llevó a cabo en los años 1994 y 2000, se optó por hacer una interpolación a partir de la media aritmética entre los años anterior y posterior.

⁴ Todas las variables monetarias se actualizaron a valores reales de 2013, utilizando como deflactor el índice nacional de precios al consumidor (INPC), con base en octubre de 2013.

$$P(\alpha) = \int_0^{LP} \left(\frac{LP - y}{LP} \right)^\alpha f(y) dy \quad (1)$$

Donde LP es la línea de pobreza. En el caso de la proporción de pobres (P_0), $\alpha = 0$, se adoptó la línea de pobreza utilizada por el Instituto de Investigación Económica Aplicada (IPEA)⁵ y, en el caso de la proporción de pobreza extrema, $\alpha = ext$, con la línea de pobreza extrema (P_{ext}) es la parte de la población que se concentra en condiciones de pobreza extrema⁶.

Para la desigualdad de los ingresos se utilizó el coeficiente de Gini (G)⁷. Para determinarlo es preciso ordenar en forma ascendente el conjunto de ingresos familiares per cápita para obtener la curva de Lorenz, que relaciona la fracción acumulada de la población con la fracción acumulada de los ingresos en cada percentil. A partir de esta se calcula el coeficiente de Gini para cada UF⁸.

En el cuadro 1 se observa que la proporción de pobres (P_0) media fue de 0,3992 en el período analizado, mientras que los valores mínimo y máximo fueron de 0,0167 y 0,8616, respectivamente. En otras palabras, el 39,92% de la población brasileña percibía ingresos inferiores a la línea de pobreza adoptada. El 17,76% de esas personas se encontraba en situación de pobreza extrema.

Los ingresos familiares medios per cápita en el período de 1981 a 2013 fueron de 571,76 reales. La cifra más baja, 160,13 reales, se registró en Piauí en 1983, mientras que la más alta, 1.266,63 reales, se registró en São Paulo en 2012. Por último, la desigualdad media (evaluada por el coeficiente de Gini) fue de 0,5585, variando entre 0,3933 (Roraima en 1983) y 0,6665 (Piauí en 1990).

Cuadro 1

Brasil: estadística descriptiva de las series para todos los estados, 1981-2013

Variables	Observaciones	Media	Desviación estándar	Mínimo	Máximo
Proporción de pobres (P_0)	800	0,3992	0,1885	0,0167	0,8616
Pobreza extrema (P_{ext})	800	0,1776	0,1309	0,0071	0,6279
Ingresos familiares per cápita (Rm)	800	571,76	225,56	160,13	1,266,63
Coefficiente de Gini (G)	800	0,5585	0,0440	0,3933	0,6665

Fuente: Elaboración propia.

1. Modelo econométrico

Para cuantificar los efectos del crecimiento económico y de la desigualdad de los ingresos en la pobreza se utiliza un modelo dinámico para datos en panel, descrito por:

$$\ln(P_{k,it}) = \beta_0 + \beta_1 \ln(P_{k,it-1}) + \beta_2 \ln(Rm_{i,t}) + \beta_3 \ln(G_{i,t}) + v_t + u_{i,t} \quad (2)$$

⁵ La línea de pobreza utilizada es el doble de la línea de pobreza extrema.

⁶ La línea de pobreza extrema aquí utilizada es una estimación del valor de una canasta de alimentos con el mínimo de calorías necesarias para abastecer adecuadamente a una persona, sobre la base de recomendaciones de la Organización de las Naciones Unidas para la Alimentación y la Agricultura (FAO) y de la Organización Mundial de la Salud (OMS). Esta serie se calculó a partir de las respuestas a la Encuesta Nacional de Hogares (PNAD/IBGE). Véanse más detalles en www.ipeadata.gov.br.

⁷ De acuerdo con Litchfield (1999), este índice cumple con cuatro de los cinco axiomas de las medidas de desigualdad, a saber: el principio de transferencia de Pigou-Dalton, el principio de independencia de la escala de ingresos, el principio de la población y el principio de simetría. Sin embargo, no cumple con el axioma de descomposición aditiva.

⁸ El coeficiente de Gini varía de 0 (cero) a 1 (uno). Cuanto más próximo a 1, mayor será la desigualdad de los ingresos y, por el contrario, cuanto más próximo a 0, menor será la desigualdad (Hoffmann, 1998).

Donde $P_{k,it}$ representa el índice de pobreza k , de acuerdo con la línea de pobreza (es decir, $k = 0$ para proporción de pobres; y $k = ext$ para la proporción de pobreza extrema); $Rm_{i,t}$ corresponde a los ingresos medios per cápita; $G_{i,t}$ es el coeficiente de Gini; v_t representa los efectos fijos no observables de los individuos y $u_{i,t}$ es el término de error idiosincrásico. Los subíndices i y t se refieren, respectivamente, a la Unidad de la Federación i y al año.

El modelo está especificado en logaritmos para obtener las elasticidades ingreso y desigualdad de la pobreza, representadas por los coeficientes β_2 y β_3 respectivamente.

La especificación del modelo (2) se basa en la suposición de que la pobreza actual tiende a influir en la dinámica de la pobreza en el próximo período. Esto justifica la presencia de la variable dependiente rezagada un período ($P_{k,it-1}$) como variable explicativa⁹.

Las hipótesis del modelo son que $E[v_i] = E[u_{i,t}] = E[v_i u_{i,t}] = 0$ para $i=1, \dots, N$ y $t=1, \dots, T$; el error no está correlacionado temporalmente, o sea, $E[u_{i,T} u_{i,S}] = 0$ para $i=1, \dots, N$ y $\forall t \neq s$. Además, se impone la condición inicial de que $E[P_{k,it} u_{i,t}] = 0$ para $i=1, \dots, N$ y $t=1, \dots, T$ (Ahn y Schmidt, 1995).

Cabe hacer una observación importante sobre el problema de la endogeneidad. Figueiredo y Laurini (2015) expresan preocupación por la endogeneidad que puede estar presente cuando se utiliza la metodología habitual de Ravallion y Chen (1997) para medir los efectos del crecimiento económico en la pobreza y la desigualdad. Según los autores, esta puede producirse por dos mecanismos: la determinación simultánea de la pobreza y del crecimiento, que generaría una correlación con el componente de error (la endogeneidad puede derivar de factores no observados que afectan a esos dos componentes de manera simultánea o de un proceso de desarrollo financiero que afecta simultáneamente a la pobreza, el crecimiento y la desigualdad), o el efecto directo que una tendencia de crecimiento puede tener en la medida de pobreza.

Otro problema que puede sesgar las estimaciones, también según Figueiredo y Laurini (2015), reside en la forma funcional utilizada para la relación entre pobreza, crecimiento y desigualdad. Con las especificaciones en forma lineal se asume que los efectos del crecimiento en la pobreza y la desigualdad son constantes e independientes de los niveles de crecimiento y desigualdad. Sin embargo, en diversos trabajos de la literatura dedicada al tema se plantean cuestionamientos a ese respecto y se argumenta que la hipótesis de una relación lineal entre crecimiento, desigualdad y pobreza puede sesgar las estimaciones debido a un problema de especificación incorrecta, cuando, de hecho, esas relaciones no serían lineales.

La presencia de $P_{k,it-1}$ como variable explicativa en la ecuación (2) puede dar lugar al problema de endogeneidad¹⁰ y producir un sesgo en el panel dinámico. En ese caso, las estimaciones de mínimos cuadrados ordinarios tienden a estar sesgadas y a ser inconsistentes, sobrestimando el coeficiente de la variable mencionada. Es posible tratar de corregir ese sesgo mediante el uso del estimador de efecto fijo dentro de los grupos; ello genera unas desviaciones estándar ligeramente menores de los coeficientes. Sin embargo, para solucionar el problema de endogeneidad, se debe aplicar la transformación del modelo en primera diferencia y proceder a la estimación por el método generalizado de momentos, a partir de la minimización de las condiciones de momentos de la distribución. De este modo, la ecuación (2) se transforma en:

$$\Delta \ln(P_{k,it}) = \beta_1 \Delta \ln(P_{k,it-1}) + \beta_2 \Delta \ln(Rm_{i,t}) + \beta_3 \Delta \ln(G_{i,t}) + \Delta u_{i,t} \quad (3)$$

⁹ Véase evidencia sobre la perpetuación de la pobreza en el Brasil en Ribas, Machado y Golgher (2006).

¹⁰ Caso en que las variables explicativas del modelo se correlacionan con los residuos $E(Z_{it}, \varepsilon_{it}) \neq 0$. Una variable cualquiera puede clasificarse como: estrictamente exógena, si no está correlacionada con los términos de error pasados, presente y futuros; débilmente exógena, si está correlacionada solo con valores pasados del término de error; y endógena, si está correlacionada con los términos de error pasados, presentes y futuros.

Donde Δ es un operador de diferencias y, por la construcción de la ecuación (3), $\Delta \ln(P_{k,it-1})$ y $\Delta u_{i,t}$ están correlacionados y la endogeneidad todavía persiste. De ese modo, se vuelve necesario utilizar algún instrumento para $\Delta \ln(P_{k,it-1})$. El conjunto de hipótesis adoptadas en la ecuación (2) supone que las condiciones de momentos, $E[\Delta \ln(P_{k,it-s}) \Delta u_{it}] = 0$ para $t = 3, 4, \dots, T$ y $s \geq 2$ son válidas. De acuerdo con esos momentos, Arellano y Bond (1991) sugieren emplear $\Delta \ln(P_{k,it-s})$, para $t = 3, 4, \dots, T$ y $s \geq 2$ como instrumentos para la ecuación (3).

En el segundo caso, los valores de la variable rezagada en uno o más períodos pueden considerarse como instrumentos válidos para estimar la ecuación (3). En el último caso, los valores rezagados en dos o más períodos son instrumentos válidos en la estimación de la ecuación (2).

Sin embargo, Arellano y Bover (1995) y Blundell y Bond (1998) explican que esos instrumentos son débiles cuando las variables, dependientes y explicativas, presentan una marcada persistencia, cuando la varianza relativa de los efectos fijos aumenta o cuando ocurren ambas cosas. En este caso, el estimador es inconsistente y está sesgado. Como solución a este problema, los autores recomiendan la estimación de un sistema que combine el conjunto de ecuaciones en diferencias (ecuación (3)) con el conjunto de ecuaciones en nivel (ecuación (2)), conocido como método MGM para sistemas (*System-GMM*).

Para las ecuaciones en diferencias, el conjunto de instrumentos es el mismo descrito anteriormente, mientras que para la regresión en nivel, los instrumentos apropiados son las diferencias rezagadas de las respectivas variables. Por ejemplo, asumiendo que las diferencias de las variables explicativas no están correlacionadas con los efectos fijos individuales (para $t = 3, 4, \dots, T$) y $E[\Delta \ln(P_{k,it} v_i)] = 0$ para $i = 1, 2, 3, \dots, N$, las variables explicativas en diferencias y $\Delta \ln(P_{k,it-1})$, en caso de que estas sean exógenas o débilmente exógenas, son instrumentos válidos para la ecuación en niveles. Lo mismo ocurre si estas son endógenas, pero los instrumentos son las variables explicativas en diferencias rezagadas un período y más $\Delta \ln(P_{k,it-1})$.

La consistencia del estimador *System-GMM* depende de la ausencia de correlación serial en el término de error y de la validez de los instrumentos adicionales. Inicialmente se prueban las hipótesis nulas de ausencia de autocorrelación de primer y segundo orden de los residuos. Para que los estimadores de los parámetros sean consistentes, la hipótesis de ausencia de autocorrelación de primer orden debe rechazarse y la de segundo orden debe aceptarse. A continuación, se realizan las pruebas de Hansen y de Sargan para verificar la validez de los instrumentos utilizados por el método *System-GMM*.

Debido a que el estimador de mínimos cuadrados ordinarios para la variable dependiente rezagada teóricamente proporciona estimaciones sesgadas hacia abajo, mientras que los estimadores del método dentro de los grupos generan estimaciones sesgadas hacia arriba, la estimación adecuada del parámetro de $\ln(P_{k,it-1})$ debe estar comprendida entre los límites de esos dos estimadores (MCO y dentro de los grupos).

Después de esta descripción de los procedimientos econométricos y estadísticos para realizar las estimaciones, en la próxima sección se presentan el análisis y la discusión de los resultados obtenidos con el método *System-GMM* para que las varianzas de los parámetros sean robustas a la heterocedasticidad y la autocorrelación. El estimador obtenido se corrigió con el método Windmeijer (2005) para evitar la subestimación de las verdaderas varianzas en la muestra finita.

IV. Análisis y discusión de los resultados

Para comparar las elasticidades ingreso y desigualdad de la pobreza, se optó por estimar el modelo teniendo en cuenta el período de 1981 a 2013 y, además, los subperíodos de 1981 a 1994 y 1995 a

2013, con el objetivo de analizar las etapas anterior y posterior al Plan Real. De ese modo, se podrán comparar los valores de las elasticidades en distintos períodos de la economía brasileña.

En primer lugar, se estima la ecuación (2) por MCO y por el método dentro de los grupos $\ln(Rm_{i,t})$. Para seleccionar el modelo estimado, se tienen en cuenta los resultados de las pruebas de especificación de Hausman para verificar si $Rm_{i,t}$ y $G_{i,t}$ son endógenas y el análisis de la validez de los instrumentos mediante las pruebas de Hansen y Sargan. De acuerdo con estas pruebas, no es necesario tratar a las variables $Rm_{i,t}$ y $G_{i,t}$ como endógenas y, además, la utilización de los segundos rezagos de las variables y los instrumentos adicionales requeridos por el *System-GMM* son válidos.

Asimismo, se realizaron pruebas para captar la presencia de autocorrelación de primer orden de los residuos en nivel y en primera diferencia (es decir, segundo orden), cuyos resultados se muestran en los cuadros 2 a 4. Se observa que en ninguna de las estimaciones se rechaza la hipótesis nula, es decir, que los residuos presentan una correlación de primer orden. Para que las estimaciones no estén sesgadas, es necesario mitigar su presencia. Uno de los mecanismos para ello consiste en estimar el modelo en primera diferencia, por ejemplo mediante el estimador *System-GMM*.

En consecuencia, a los efectos del análisis de los resultados se tienen en cuenta las estimaciones obtenidas mediante el *System-GMM*. En los cuadros 2 a 4 se presentan los resultados de los modelos seleccionados y estimados por MCO y por el método dentro de los grupos para la proporción de pobres (P_0) y la proporción de pobreza extrema (P_{ext}) en el Brasil. Las estimaciones por MCO y dentro de los grupos se presentan solo para mostrar que el valor estimado de la variable dependiente rezagada se encuentra entre los valores estimados obtenidos mediante esos dos métodos. Estas funcionan como un posible indicador de que el sesgo causado por la presencia de variables endógenas y de efectos fijos no observables se corrige con el método *System-GMM*.

1. Período de 1981 a 2013

En el cuadro 2 se presentan los resultados de las elasticidades ingreso y desigualdad de la proporción de pobres y de pobreza extrema relativos al período de 1981 a 2013. La hipótesis de persistencia de la pobreza parece confirmarse, pues se verifica la significación estadística de la variable $\ln(P_{k,it-1})$. En ese sentido, se verifica que la persistencia está presente con respecto a la proporción de pobres¹¹ (0,1025 para P_0) y es mayor en el caso de la pobreza extrema (0,1356 para P_{ext}). Estos resultados indican que, aunque no es explosiva, la pobreza en los estados brasileños es persistente¹², y corroboran los estudios realizados por Ribas, Machado y Golgher (2006), Marinho y Araújo (2010) y Marinho, Linhares y Campelo (2011).

Entre los factores determinantes considerados que afectan la pobreza, los ingresos familiares medios per cápita y el coeficiente de Gini contribuyeron significativamente a su reducción.

Los coeficientes estimados de las elasticidades ingreso de la pobreza presentaron los signos esperados, en este caso negativos, pues el aumento de los ingresos familiares medios per cápita reduce los niveles de pobreza. El valor de los coeficientes fue de -0,9235 para P_0 y -1,1418 para P_{ext} . Eso significa que un aumento del 10% en los ingresos familiares medios per cápita en el Brasil se traduce en una reducción del 9,23% en la proporción de pobres y en una disminución del 11,41% en la proporción de pobreza extrema.

Con respecto al crecimiento a favor de los pobres, se observa que, según la corriente de Kakwani y Pernia (2000), los valores de las elasticidades ingreso de la pobreza indicarían que este

¹¹ Estadísticamente significativo al 1%.

¹² De acuerdo con Rocha (2006), el nivel de pobreza en el Brasil es elevado y se relaciona, sobre todo, con la mala distribución de los recursos entre sus habitantes.

se verifica solo en el caso de la pobreza extrema, pues el coeficiente estimado es superior a 1 (en términos absolutos). Eso significa que la reducción de los niveles de pobreza extrema es superior al crecimiento de los niveles de ingresos. Sin embargo, de acuerdo con la corriente de Ravallion y Chen (2003), hay crecimiento a favor de los pobres tanto en el caso de la pobreza como de la pobreza extrema, pues el crecimiento redujo la pobreza.

En el caso de la elasticidad desigualdad de la pobreza, los coeficientes estimados presentan los signos esperados, es decir positivos, pues el aumento del índice de desigualdad (coeficiente de Gini) incrementa los niveles de pobreza. El valor de los coeficientes fue de 1,9470 para P_0 y 2,8912 para P_{ext} . En otras palabras, una disminución del 10% en la desigualdad de los ingresos se traduce en una reducción del 19,47% en la proporción de pobres y del 28,91% en la proporción de pobreza extrema en el Brasil.

Cuadro 2
Brasil: resultados de la estimación para la proporción de pobres
y de pobreza extrema, 1981-2013

Variables explicativas	Pobreza (LnPo)			Pobreza extrema (LnP _{ext})		
	Mínimos cuadrados ordinarios	Dentro de los grupos	GMM-System	Mínimos cuadrados ordinarios	Dentro de los grupos	GMM-System
$lnP_{0,it-1}$	0,2001* (0,0255)	0,0862* (0,0247)	0,1025* (0,0385)	0,3596* (0,0231)	0,1254* (0,0208)	0,1356* (0,0252)
$lnRm_{it}$	-0,6732* (0,0311)	-0,9476* (0,0325)	-0,9235* (0,1130)	-1,0271* (0,0418)	-1,3882* (0,0388)	-1,1418* (0,0705)
lnG_{it}	1,3401* (0,1065)	2,0793* (0,1069)	1,9470* (0,2364)	2,1421* (0,1334)	3,2094* (0,1224)	2,8912* (0,2352)
Constante	4,3633* (0,1895)	6,3059* (0,1985)	6,0746* (0,6982)	6,3827* (0,2426)	8,8043* (0,2282)	8,3485* (0,4189)
Estadístico F	2 262,58	1 382,37	127,22	3 156,57	2 055,37	410,18
Valor p	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
R ²	0,8975	-	-	0,9306	-	-
N	775	775	775	775	775	775
Grupos	25	25	25	25	25	25
H ₀ : Ausencia de autocorrelación en los residuos de primer orden		Valor p	0,012		0,026	
H ₀ : Ausencia de autocorrelación en los residuos de segundo orden		Valor p	0,241		0,921	
Prueba de Hansen		Prob>chi2	0,450		0,367	
Prueba de Sargan		Prob>chi2	0,637		0,621	

Fuente: Elaboración propia.

Nota: * denota la significación estadística al nivel del 1%.

Otro resultado importante es que las repercusiones del efecto ingreso y del efecto desigualdad son mayores con respecto a la proporción de pobreza extrema que a la proporción de pobres (P_0). Esto se debe a que la primera se basa en una línea de pobreza inferior, que la vuelve más sensible a las oscilaciones de aumento de los ingresos y reducción de los niveles de desigualdad.

Se observa también que el valor del coeficiente de elasticidad desigualdad de la pobreza es mayor (en términos absolutos) que el de elasticidad ingreso de la pobreza, tanto con respecto a la proporción de pobres como a la proporción de pobreza extrema. Esos resultados indican la posibilidad de que los efectos de la reducción de la desigualdad en la disminución de los niveles de pobreza sean mayores que los del mero incremento de los ingresos medios. Una posible explicación es que los

aumentos de ingresos se transmiten de manera desproporcional (o desigual) a la población pobre de la región. Estos resultados son similares a los obtenidos por França (2010).

En este sentido, de acuerdo con Ravallion (1997 y 2004), Marinho y Soares (2003), Bourguignon (2002), López y Seven (2004), Menezes y Pinto (2005), Barreto, França y De Oliveira (2008) y Marinho, Linhares y Campelo (2011), las políticas de combate a la pobreza a través del crecimiento serían más eficaces si estuvieran acompañadas por medidas de redistribución de los ingresos.

Como se indicó en la Introducción, el principal aporte de este trabajo consiste en analizar los efectos del crecimiento económico y de la desigualdad de los ingresos en la pobreza del Brasil teniendo en cuenta diferentes períodos de la economía brasileña: un período anterior a la implementación del Plan Real, cuando la inflación representaba un problema endémico en el país, y un período posterior al Plan Real, caracterizado por la estabilización de los precios. Dicho análisis se presenta a continuación.

2. Período anterior al Plan Real (1981-1994)

En el cuadro 3 se detallan los resultados de los modelos seleccionados y estimados por MCO, el método entre grupos y *System-GMM* para la proporción de pobres (P_0) y la proporción de pobreza extrema (P_{ext}), considerando el período 1981-1994, anterior a la puesta en marcha del Plan Real.

Una vez más, la hipótesis de persistencia de la pobreza parece confirmarse cuando se verifica la significación estadística de la variable $\ln(P_{k,it-1})$. Se observa que la persistencia es intensa con respecto a la proporción de pobres (0,1212 para P_0), y menor que la correspondiente al período 1981-2013 en el caso de la pobreza extrema (0,1230 para P_{ext}). Esos resultados indican que, aunque no es explosiva, la pobreza en los estados brasileños es persistente.

Cuadro 3

Brasil: resultados de la estimación para la proporción de pobres y de pobreza extrema, 1981-1994

Variables explicativas	Pobreza (LnPo)			Pobreza extrema (LnP _{ext})		
	Mínimos cuadrados ordinarios	Dentro de los grupos	GMM-System	Mínimos cuadrados ordinarios	Dentro de los grupos	GMM-System
$\ln P_{0,it-1}$	0,0353* (0,0168)	0,1493* (0,0211)	0,1212* (0,0264)	0,1607* (0,0330)	0,0495*** (0,0282)	0,1230* (0,0421)
$\ln Rm_{it}$	-0,9131* (0,0411)	-1,1542* (0,0511)	-0,7813* (0,0705)	-1,2910* (0,0581)	-1,7918* (0,0630)	-0,8607* (0,0791)
$\ln G_{it}$	1,5575* (0,1483)	2,2704* (0,1535)	1,7487* (0,3864)	2,1949* (0,1912)	3,4138* (0,1883)	2,6541* (0,2532)
Constante	5,6512* (0,2458)	8,6960* (0,3363)	6,2928* (0,5381)	7,6854* (0,3349)	11,2595* (0,4100)	8,8164* (0,4758)
Estadístico F	626,03	281,22	83,17	991,05	374,07	180,89
Valor <i>p</i>	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
R ²	0,8543	-	-	0,9051	-	-
N	325	325	325	325	325	325
Grupos	25	25	25	25	25	25
H ₀ : Ausencia de autocorrelación en los residuos de primer orden		Valor <i>p</i>	0,040		0,013	
H ₀ : Ausencia de autocorrelación en los residuos de segundo orden		Valor <i>p</i>	0,134		0,892	
Prueba de Hansen		Prob>chi2	0,369		0,425	
Prueba de Sargan		Prob>chi2	0,425		0,538	

Fuente: Elaboración propia.

Nota: * y *** denotan la significación estadística al nivel del 1% y el 10%, respectivamente.

Al igual que en el análisis del período completo, en esta submuestra se concluye que los ingresos familiares medios per cápita y el coeficiente de Gini, considerados aquí como los determinantes de la pobreza, realmente contribuyeron de forma significativa a su reducción.

De la misma forma, como se anticipó en el análisis anterior, los coeficientes de las elasticidades ingreso de la pobreza presentan signos negativos, que es lo que se esperaba, pues el aumento de los ingresos familiares medios per cápita reduce los niveles de pobreza. El valor de los coeficientes fue de $-0,7813$ para P_0 y $-0,8607$ para P_{ext} . La interpretación de esas cifras indica que un aumento del 10% en los ingresos familiares medios per cápita en el Brasil se traduce en una reducción del 7,81% en la proporción de pobres y en una disminución del 8,61% en la proporción de pobreza extrema. Si bien no habría crecimiento a favor de los pobres conforme la corriente de Kakwani y Pernia (2000), este se verificaría según la corriente de Ravallion y Chen (2003), pues el crecimiento reduce la pobreza.

Los coeficientes estimados para la elasticidad desigualdad de la pobreza presentan nuevamente signos positivos, pues el aumento del índice de desigualdad (coeficiente de Gini) eleva los niveles de pobreza. El valor de los coeficientes fue de $1,7487$ para P_0 y $2,6541$ para P_{ext} . En otras palabras, una disminución del 10% en la desigualdad de los ingresos se traduce en una reducción del 17,49% en la proporción de pobres y del 26,54% en la proporción de pobreza extrema en el Brasil.

Al igual que antes, las repercusiones del efecto ingreso y del efecto desigualdad son mayores con respecto a la proporción de pobreza extrema que a la proporción de pobres (P_0).

3. Período posterior al Plan Real (1995-2013)

En el cuadro 4 se resumen los resultados de las mismas estimaciones presentadas en los apartados anteriores, empleando las metodologías ya señaladas, para el período posterior al Plan Real.

La hipótesis de persistencia de la pobreza se confirma una vez más, al verificarse la significación estadística de la variable $\ln(P_{k,it-1})$. La persistencia es nuevamente intensa con respecto a la proporción de pobres ($0,7690$ para P_0) y menor en el caso de la pobreza extrema ($0,5905$ para P_{ext}). Esos resultados, como los del análisis del período completo y de la submuestra del período anterior al Plan Real, indican que la pobreza en los estados brasileños es persistente, aunque no explosiva.

En forma análoga, los ingresos familiares medios per cápita y el coeficiente de Gini también contribuyeron significativamente a la reducción de la pobreza en el período posterior al Plan Real.

Los coeficientes estimados de elasticidad ingreso de la pobreza presentan el mismo signo negativo, corroborando que el aumento de los ingresos familiares medios per cápita reduce los niveles de pobreza. El valor de los coeficientes fue de $-1,1560$ para P_0 y $-1,3410$ para P_{ext} . En otras palabras, un aumento del 10% en los ingresos familiares medios per cápita en el Brasil se traduce en una reducción del 11,56% en la proporción de pobres y en una disminución del 13,41% en la proporción de pobreza extrema. En consecuencia, como se explicó anteriormente, se observa un crecimiento a favor de los pobres con respecto a la pobreza y a la pobreza extrema, tanto para la corriente de Kakwani y Pernia (2000) como para la de Ravallion y Chen (2003).

Los coeficientes de elasticidad desigualdad de la pobreza estimados presentan el signo positivo esperado, que significa que la disminución del índice de Gini reduce los niveles de pobreza. El valor de los coeficientes fue de $2,0564$ para P_0 y $2,2508$ para P_{ext} . En otras palabras, una reducción del 10% en la desigualdad de los ingresos se traduce en una reducción del 20,56% en la proporción de pobres y del 22,50% en la proporción de pobreza extrema en el Brasil.

Al igual que en todo el período analizado y en el período de 1981 a 1994, las repercusiones del efecto ingreso y del efecto desigualdad son mayores con respecto a la proporción de pobreza extrema que a la proporción de pobres (P_0).

La explicación, como ya se mencionó, es que la primera se basa en una línea de pobreza inferior, que la vuelve más sensible a las oscilaciones de aumento de los ingresos. En resumen, todos los resultados correspondientes a los diferentes subperíodos (el período anterior al Plan Real, caracterizado por una inflación considerable y descontrolada, y el período posterior al Plan Real, con estabilidad y bajos niveles de inflación) son similares y concuerdan con los encontrados con respecto al período completo de la muestra. No obstante, las elasticidades ingreso y desigualdad de la pobreza, tanto con respecto a la proporción de pobres como a la pobreza extrema, son menores (en valores absolutos) en el período anterior a la implementación del Plan Real, que en los otros dos períodos analizados.

Cuadro 4

Brasil: resultados de la estimación para la proporción de pobres y de pobreza extrema, 1981-2012

Variables explicativas	Pobreza (LnPo)			Pobreza extrema (LnPext)		
	Mínimos cuadrados ordinarios	Dentro de los grupos	GMM-System	Mínimos cuadrados ordinarios	Dentro de los grupos	GMM-System
$\ln P_{0,it-1}$	0,8834* (0,0243)	0,6641* (0,0306)	0,7690* (0,0656)	0,6948* (0,0306)	0,3068* (0,0356)	0,5905* (0,0613)
$\ln Rm_{it}$	-0,7596* (0,0333)	-0,8641* (0,0398)	-1,1560* (0,0739)	-0,9371* (0,0578)	-1,0503* (0,0651)	-1,3410* (0,1044)
$\ln G_{it}$	0,6444* (0,0971)	1,3040* (0,1149)	2,0564* (0,3547)	1,5687* (0,1686)	2,9973* (0,1797)	2,2508* (0,2387)
Constante	1,2597* (0,2014)	2,9136* (0,2360)	2,0740* (0,4853)	3,2547* (0,3391)	6,2843* (0,2739)	4,2841* (0,6008)
Estadístico F	4 664,63	1 781,79	1 090,76	3 025,40	1 319,33	1 050,62
Valor p	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
R ²	0,9708	-	-	0,9557	-	-
N	425	425	425	425	425	425
Grupos	25	25	25	25	25	25
H ₀ : Ausencia de autocorrelación en los residuos de primer orden		Valor p	0,008		0,011	
H ₀ : Ausencia de autocorrelación en los residuos de segundo orden		Valor p	0,805		0,496	
Prueba de Hansen		Prob>chi2	0,762		0,453	
Prueba de Sargan		Prob>chi2	0,835		0,792	

Fuente: Elaboración propia.

Nota: * denota la significación estadística al nivel del 1%.

Esto probablemente deriva de la inestabilidad observada en la economía brasileña durante la década de 1980, cuando se registraron elevadas tasas de inflación combinadas con un bajo crecimiento económico. Se puede decir que eso determina una menor sensibilidad de los niveles de pobreza con respecto a las oscilaciones de los ingresos y la desigualdad.

Como se suponía, los resultados indican también la posibilidad de que los efectos de la reducción de la desigualdad en la disminución de los niveles de pobreza sean mayores que los del mero incremento de los ingresos medios. Se reitera que una posible explicación para ese fenómeno es que los aumentos de los ingresos se transmiten de manera desproporcional o desigual a la población pobre de la región, es decir, que la política de transferencia de los ingresos no se concentra en las personas más desfavorecidas.

V. Consideraciones finales

El objetivo de este artículo era analizar los efectos del crecimiento económico y la desigualdad de los ingresos en la pobreza del Brasil entre 1981 y 2013, empleando una metodología de datos en panel dinámico y dos medidas de pobreza, a saber: la proporción de pobres y la pobreza extrema. Se estudiaron tres períodos: el primero va de 1981 a 2013, mientras que el segundo y el tercero corresponden a las etapas anterior y posterior a la implementación del Plan Real (1981-1994 y 1995-2013, respectivamente).

A partir de los resultados estimados por los métodos de MCO, dentro de los grupos y *System-GMM*, se puede afirmar que existe persistencia en la dinámica de la pobreza y que esta puede relacionarse, sobre todo, con la mala distribución de los ingresos en la sociedad brasileña.

Al analizar el período anterior al Plan Real (1981-1994), se observa que las elasticidades ingreso y desigualdad de la pobreza, tanto con respecto a la proporción de pobres como a la pobreza extrema, son menores (en valores absolutos) que en los otros dos períodos analizados. Eso probablemente deriva de la inestabilidad observada en la economía brasileña durante la década de 1980, cuando se registraron elevadas tasas de inflación combinadas con un bajo incremento de los ingresos. Se puede decir que eso determinó una menor sensibilidad de los niveles de pobreza a las oscilaciones de los ingresos y la desigualdad.

El análisis de la elasticidad ingreso de la pobreza indica un crecimiento a favor de los pobres en el período 1981-2013 según la corriente de Kakwani y Pernia (2000), pero solo en el caso de la pobreza extrema. Eso significa que el aumento de los ingresos fue superior a la reducción de la pobreza. El crecimiento a favor de los pobres según la definición de Ravallion y Chen (2003) se observó en todos los períodos analizados, tanto en el caso de la proporción de pobres como en el de la proporción de pobreza extrema.

Si bien en el subperíodo anterior al Plan Real no se observó crecimiento a favor de los pobres en relación con ninguna corriente, este sí se verificó en el subperíodo posterior, tanto en relación con los niveles de pobreza como con respecto a la pobreza extrema. Ese resultado puede explicarse en virtud de la estabilidad económica que caracterizó al período en cuestión, el aumento real del salario mínimo y las políticas de transferencia directa de ingresos (França, 2010; Kakwani, Neri y Son, 2010).

A partir de las elasticidades se verificó que tanto las políticas destinadas a aumentar los ingresos familiares medios per cápita como las que procuran la reducción de la desigualdad tienden a reducir los dos niveles de pobreza examinados. Asimismo, se puede decir que estas son más eficientes para reducir la proporción de pobreza extrema que la proporción de pobres, debido a que la primera se basa en una línea de pobreza inferior a la segunda y, por consiguiente, presenta una mayor sensibilidad a las políticas adoptadas.

También en ese sentido, los efectos de la reducción de la desigualdad en la disminución de los dos niveles de pobreza (proporción de pobres y proporción de indigentes) son mayores que los de las políticas únicamente orientadas al crecimiento de los ingresos medios. O sea, de acuerdo con los resultados presentados, las políticas de crecimiento económico que promueven simultáneamente el aumento de los ingresos y la reducción de las disparidades (por ejemplo, las políticas concentradas en los más pobres como el programa Bolsa Familia) tienden a reducir más la pobreza en el Brasil que las políticas de crecimiento económico cuyo único objetivo es el aumento de los ingresos medios.

Bibliografía

- Adams, R.H. (2004), "Economic growth, inequality and poverty: estimating the growth elasticity of poverty", *World Development*, vol. 32, N° 12, Amsterdam, Elsevier.
- Ahn, S.C. y P. Schmidt (1995), "Efficient estimation of models for dynamic panel data", *Journal of Econometrics*, vol. 68, N° 1, Amsterdam, Elsevier.
- Araújo, J.A., F.J.S. Tabosa y A.S. Khan (2012), "Elasticidade renda e elasticidade desigualdade da pobreza no Nordeste brasileiro", *Revista de Política Agrícola*, N° 1.
- Arellano, M. y S. Bond (1991), "Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations", *The Review of Economic Studies*, vol. 58, N° 2, Oxford University Press.
- Arellano, M. y O. Bover (1995), "Another look at the instrumental-variable estimation of error components model", *Journal of Econometrics*, vol. 68, N° 1, Amsterdam, Elsevier.
- Banerjee, A. y E. Duflo (2003), "Inequality and growth: what can the data say?", *Journal of Economic Growth*, vol. 8, N° 3, Springer.
- Barreto, F. (2005), "Crescimento econômico, pobreza e desigualdade: o que sabemos sobre eles?", *Série Ensaio Sobre Pobreza*, N° 1, Fortaleza.
- Barreto, F., J.M. França y V.H. de Oliveira (2008), "O que mais importa no combate à pobreza, crescimento econômico ou redução da desigualdade: evidências para as regiões brasileiras", *Série Ensaio Sobre Pobreza*, N° 16, Fortaleza.
- Barreto, F., P.J. Melo Neto y E. Tebaldi (2001), "Desigualdade de renda e crescimento econômico no nordeste brasileiro", *Revista Econômica do Nordeste*, vol. 32, N° 9.
- Barro, R. (2000), "Inequality and growth in a panel of countries", *Journal of Economic Growth*, vol. 5, N° 1, Springer.
- Barros, P.R. y otros (2007), "Determinantes imediatos da queda da desigualdade de renda brasileira", *Texto para Discussão*, N° 1253, Rio de Janeiro, Instituto de Investigação Económica Aplicada (IPEA).
- Blundell, R. y S. Bond (1998), "Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models", *Journal of Econometrics*, vol. 87, N° 1, Amsterdam, Elsevier.
- Bourguignon, F. (2002), "The growth elasticity of poverty reduction: explaining heterogeneity across countries and time periods", *Inequality and Growth: Theory and Policy Implications*, T. Eicher y S. Turnovsky, Cambridge, Massachusetts, The MIT Press.
- Castelar, P. (2007), "Crescimento econômico e desigualdade de renda no Brasil: uma análise de painel dinâmico para o período 1985-2002", Fortaleza, Universidad Federal de Ceará.
- Chen, S. e Y. Wang (2001), "China's growth and poverty reduction: recent trends between 1990 and 1999", *Policy Research Working Paper*, N° 2651, Washington, D.C., Banco Mundial.
- De Lima, F.S., F. Barreto y E. Marinho (2003), "Impacto do crescimento econômico e da concentração de renda sobre o nível de pobreza dos estados brasileiros", *Anais do VII Encontro Regional de Economia*, Fortaleza.
- Deineger, K. y L. Squire (1998), "New ways of looking at old issues: inequality and growth", *Journal of Economic Development*, vol. 57, N° 2, Amsterdam, Elsevier.
- Diniz, M.B. (2005), "Contribuições ao estudo da desigualdade de renda entre os estados brasileiros", tesis, Fortaleza, Universidad Federal de Ceará.
- Easterly, W. (2000), "The Effect of IMF and World Bank Programs on Poverty", Washington, D.C., Banco Mundial, inédito.
- Ferreira, F. (1999), *A Brief Overview of Theories of Growth and Distribution*, Washington, D.C., Banco Mundial.
- Ferreira, F., P. Lanjouw y M.C. Neri (2003), "A robust poverty profile for Brazil using multiple data sources", *Revista Brasileira de Economia*, vol. 57, N° 1.
- Ferreira, R.T. y M.S. Cruz (2010), "Efeitos da educação, da renda do trabalho, das transferências e das condições iniciais na evolução da desigualdade de renda nos municípios brasileiros no período de 1991 a 2000", *Pesquisa e Planejamento Econômico*, vol. 40, N° 1.
- Fields, G. y G. Jakubson (1994), "The Inequality-Development Relationship in Developing Countries", inédito.
- Figueiredo, E. y M.P. Laurini (2015), "Poverty elasticity: a note on a new empirical approach", *Review of Income and Wealth*, vol. 62, N° 2, Wiley.
- Fishlow, A. (1972), "Brazilian size distribution of income", *American Economic Review*, vol. 62, N° 2, Nashville, Tennessee, American Economic Association.

- Forbes, K.A. (2000), "A reassessment of the relationship between inequality and growth", *American Economic Review*, vol. 90, N° 4, Nashville, Tennessee, American Economic Association.
- Foster, J., J. Greer y E. Thorbecke (1984), "A class of decomposable poverty measures", *Econometrica*, vol. 52, N° 3, Nueva York, The Econometric Society.
- Fosu, A.K. (2010), "Growth, inequality, and poverty reduction in developing countries: recent global evidence", *Working Paper*, N° 2011/01, Instituto Mundial de Investigaciones de Economía del Desarrollo (UNU-WIDER).
- França, J.M.S. (2010), "Crescimento pró-pobre no Brasil: impactos regionais", tesis, Río de Janeiro.
- Hoffmann, R. (2005), "Elasticidade da pobreza em relação à renda média e à desigualdade no Brasil e nas unidades da federação", *Economia*, vol. 6, N° 2.
- _____(1998), *Distribuição de renda: medidas de desigualdade de renda e pobreza*, São Paulo, Editora da Universidade de São Paulo (EDUSP).
- IPEA (Instituto de Investigación Económica Aplicada), "IPEADATA" [en línea] www.ipeadata.gov.br.
- Li, H. y H. Zou (1998), "Income inequality is not harmful for growth: theory and evidence", *Review of Development Economics*, vol. 2, N° 3, Wiley Blackwell.
- Litchfield, J.A. (1999), "Inequality: methods and tools", inédito.
- López, J.H. y L. Seven (2004), "The mechanics of growth-poverty-inequality relationship", inédito.
- Kakwani, K., S. Khandker y H. Son (2004), "Pro-poor growth: concepts and measurement with country case studies", *Working Paper*, N° 1, Brasília, Centro Internacional de la Pobreza.
- Kakwani, N., M.C. Neri y H. Son (2010), "Linkages between pro-poor growth, social programs and labor market: the recent Brazilian experience", *World Development*, vol. 38, N° 6, Amsterdam, Elsevier.
- Kakwani, K. y E. Pernia (2000), "What is pro-poor growth?", *Asian Development Review*, vol. 18, N° 1, Banco Asiático de Desarrollo.
- Kraay, A. (2004), "When is growth pro-poor? Cross-country evidence", *Policy Research Working Paper Series*, N° 3225, Washington, D.C., Banco Mundial.
- Kuznets, S. (1955), "Economic growth and income inequality", *American Economic Review*, vol. 45, Nashville, Tennessee, American Economic Association.
- Manso, C.A., F. Barreto y E. Tebaldi (2006), "O desequilíbrio regional brasileiro: novas perspectivas a partir das fontes de crescimento pró-pobre", *Série Ensaio sobre Pobreza*, N° 6, Fortaleza.
- Marinho, E. y F. Soares (2003), "Impacto do crescimento econômico e da concentração de renda sobre a redução da pobreza nos estados brasileiros", *Anais do Encontro Nacional da Economia*, Porto Seguro.
- Marinho, E. y J. Araújo (2010), "Pobreza e o sistema de seguridade social rural no Brasil", *Revista Brasileira de Economia*, vol. 64, N° 2.
- Marinho, E., F. Linhares y G. Campelo (2011), "Os programas de transferência de renda do governo impactam a pobreza no Brasil?", *Revista Brasileira de Economia*, vol. 65, N° 3.
- Menezes, T.A. y R.F. Pinto (2005), "É preciso esperar o bolo crescer, para depois repartir?", *Anais do VIII Encontro Regional de Economia*, Fortaleza.
- Netto Júnior, J.L. da S. y E. Figueiredo (2014), "Crescimento pró-pobre no Brasil e nas regiões no período de 1987-2007: uma abordagem não paramétrica", *Planejamento e Políticas Públicas*, N° 42.
- Ravallion, M. (1997), "Can high-inequality developing countries escape absolute poverty?", *Economic Letters*, vol. 56, N° 1, Amsterdam, Elsevier.
- _____(2004), "Pro-poor growth: a primer", *Policy Research Working Papers*, N° 3242, Washington, D.C., Banco Mundial.
- Ravallion, M. y S. Chen (2003), "Measuring pro-poor growth", *Policy Research Working Paper*, N° 2666, Washington, D.C., Banco Mundial.
- _____(1997), "What can new survey data tell us about recent changes in distribution and poverty?", *World Bank Economic Review*, vol. 11, N° 2, Washington, D.C., Banco Mundial.
- Ribas, R.P., A.F. Machado y A.B. Golgher (2006), "Fluctuations and persistence in poverty: a transient-chronic decomposition model for pseudo-panel data", *Texto para Discussão*, N° 289, Universidad Federal de Minas Gerais.
- Rocha, S. (2006), *Pobreza no Brasil. Afinal de que se trata?*, Río de Janeiro, FGV Editora.
- Rodrik, D. (2000), "Growth versus poverty reduction: a hollow debate", *Finance & Development*, vol. 37, N° 4, Washington, D.C., Fondo Monetario Internacional.
- Stewart, F. (2000), *Distribuição de renda e desenvolvimento*, Brasília, NEAD.
- Windmeijer, F. (2005), "A finite sample correction for the variance of linear efficient two-step GMM estimators", *Journal of Econometrics*, vol. 126, N° 1, Amsterdam, Elsevier.

El desempeño del sector de *software* y servicios informáticos en la Argentina: evidencia microeconométrica sobre los programas públicos de apoyo

Mariano Pereira, María Florencia Barletta y Gabriel Yoguel

Resumen

En el presente artículo se analiza el impacto que han tenido los programas públicos de apoyo en el desempeño reciente del sector de *software* y servicios informáticos de la Argentina. En primer lugar, se estudia su efecto en el desempeño innovador de las firmas. Se utiliza una técnica de emparejamiento por puntaje de propensión (*propensity score matching*) para calcular el efecto medio del tratamiento en las firmas beneficiarias. Los resultados confirman que la recepción de fondos públicos tuvo un impacto positivo en el ratio entre el gasto en investigación y desarrollo (I+D) y las ventas, el empleo en I+D y la propensión a introducir nuevos productos o procesos. En segundo lugar, se analiza el efecto de la intervención de política sobre el desempeño económico de las empresas. En este caso, se utilizó un diseño de variables instrumentales, y los resultados muestran un impacto positivo en la propensión exportadora, la intensidad de las exportaciones y el crecimiento del empleo.

Palabras clave

Informática, programas de computadora, industria, innovaciones, investigación y desarrollo, política de ciencia y tecnología, promoción industrial, modelos econométricos, Argentina

Clasificación JEL

C210, O320, L860

Autores

Mariano Pereira es Coordinador de la Unidad de Información, Monitoreo y Evaluación (UIME) del Centro Interdisciplinario de Estudios en Ciencia, Tecnología e Innovación (CIECTI) e Investigador Docente del Instituto de Industria de la Universidad Nacional de General Sarmiento (UNGS), Argentina. lic.mpereira@gmail.com

María Florencia Barletta es Investigadora Docente del Instituto de Industria de la Universidad Nacional de General Sarmiento, Argentina. fbarlett@ungs.edu.ar

Gabriel Yoguel es Investigador Docente del Instituto de Industria de la Universidad Nacional de General Sarmiento, Argentina. gyoguel@ungs.edu.ar

I. Introducción

A comienzos de la década de 2000, los pronósticos sobre la dinámica del sector de software y servicios informáticos en la Argentina eran extremadamente negativos. Nadie preveía que algo más de una década después el empleo en el sector iba superar el empleo en el complejo automotriz (un 8% más), en diversos sectores primarios (servicios agrícolas), industriales (bienes de capital, cuero y calzado, madera, muebles, siderurgia) y de servicios (electricidad, gas y agua) y que habría casi alcanzado el mismo nivel de empleo de sectores que tenían un quántum notablemente superior a fines de los años noventa (bancos, seguros y servicios inmobiliarios). En diversos trabajos publicados se ponía de manifiesto que los problemas que enfrentaba el sector limitaban su sendero evolutivo. Esas restricciones se centraban en tres aspectos: i) capacidades comerciales excesivamente focalizadas en el mercado interno, que bloqueaban la posibilidad de desarrollar una industria competitiva en los mercados externos (López y Ramos, 2008); ii) débil desarrollo de las capacidades tecnológicas de los trabajadores, que condicionaba el grado de complejidad de los productos y servicios ofertados (Borello y otros, 2005), y iii) ausencia de una masa crítica de empresas de excelencia que desarrollaran productos propios, que limitaba la posibilidad de identificar perfiles sectoriales exitosos (Chudnovsky, López y Melitsko, 2001; López, 2003; Perazzo y otros, 1999). Sin embargo, a pesar de estas restricciones, el sector tomó un sendero muy distinto. En efecto, desde la devaluación del peso argentino en 2002 las empresas de *software* y servicios informáticos protagonizaron un crecimiento vertiginoso, con una dinámica agregada caracterizada por incrementos en el empleo, las ventas y las exportaciones muy superiores a los registrados en la industria manufacturera (Barletta y otros, 2013; Maldonado, Morero y Borrastero, 2013).

Entre los factores que permitirían explicar este desempeño se destacan: la mayor competitividad de la economía argentina a partir de la devaluación de principios de 2002, el aumento de la externalización en el desarrollo de software a nivel global (que permitió dinamizar un segmento importante de las empresas de software y servicios informáticos) y otras características culturales y contextuales favorables a la inserción externa (dominio del idioma inglés, husos horarios y disponibilidad de recursos humanos calificados, entre otros). Estos factores se complementaron con otros de naturaleza interna, como el fuerte crecimiento del mercado interno y el alto nivel de capacidades generadas en décadas previas en las empresas más antiguas y en la gran mayoría de las nuevas desde comienzos de la década de 2000, y con una amplia batería de programas públicos orientados a promover la certificación de calidad, las exportaciones y las actividades de investigación y desarrollo (I+D), que impulsaron los esfuerzos de innovación. En los últimos años, los factores que determinaron el desempeño reciente del sector de *software* y servicios informáticos en la Argentina han sido objeto de diversos estudios. Sin embargo, son sorprendentemente pocos los trabajos que analizan los efectos de los programas de apoyo a la innovación en el desempeño del sector de servicios intensivos en conocimiento en general y de *software* y servicios informáticos en particular (Castro y Jorrat, 2013).

Con el presente artículo se busca alcanzar tres objetivos específicos, a saber: i) evaluar el efecto causal de los programas de apoyo a la innovación en el desempeño innovador y económico de las empresas; ii) analizar la existencia de derrames o efectos indirectos mediante los vínculos entre empresas beneficiarias y no beneficiarias para la realización de actividades conjuntas de I+D, y iii) evaluar la complementariedad entre instrumentos, pues las empresas pueden solicitar y recibir apoyo de más de un programa.

De acuerdo con estos objetivos, los interrogantes a los que se busca responder son: ¿qué papel desempeñaron los programas públicos de apoyo a la innovación en la conducta innovadora de las empresas de *software* y servicios informáticos?, ¿es posible afirmar que, a partir de esa conducta innovadora más virtuosa, los instrumentos de promoción del sector ayudaron a mejorar el rendimiento

económico de las empresas? En definitiva, ¿qué papel desempeñó la política pública de ciencia y tecnología en el ponderable desempeño del sector durante la última década? Para dar respuesta a estas preguntas se utiliza una base de datos compuesta por 187 empresas de *software* y servicios informáticos, construida especialmente para captar las especificidades del sector. Sobre esa base se aplican dos técnicas de identificación para captar el efecto medio del tratamiento en los tratados en las empresas que recibieron subsidios, incentivos fiscales o ambos en 2010: i) emparejamiento por puntaje de propensión (Rosenbaum y Rubin, 1983), y ii) estimaciones doblemente robustas (*doubly robust estimations*) (Tsiatis, 2006; Leon, Tsiatis y Davidian, 2003; y Lunceford y Davidian, 2004).

El artículo se divide en cinco secciones, incluida esta Introducción. En la segunda se presentan la base de datos y la estadística descriptiva sobre las diferencias entre empresas beneficiarias y no beneficiarias. En la tercera sección se describe la propuesta metodológica para captar el efecto causal de la recepción de un beneficio público y en la cuarta se estima el efecto causal de participar en un programa público en la conducta innovadora y el desempeño económico de la empresa. La quinta y última sección contiene las principales conclusiones del artículo.

II. Base de datos

La base de datos utilizada en este artículo surge de una encuesta a empresas del sector de *software* y servicios informáticos del año 2011. El trabajo contó con el financiamiento de la Fundación Carolina de España y la ayuda del Observatorio de Empleo y Dinámica Empresarial del Ministerio de Trabajo, Empleo y Seguridad Social para el diseño de la muestra. Esta comprende un total de 189 empresas, 2 de las cuales no se tuvieron en cuenta debido al carácter incompleto de los datos. En promedio, las empresas examinadas empleaban alrededor de 60 personas cada una y declaraban ventas anuales por alrededor de ocho millones de pesos en el año 2010. El 56% declaró tener alguna participación en el comercio exterior. La mayoría de las empresas de la muestra iniciaron sus actividades a finales de la década de 1990, se destacan por ser de origen nacional (93%) y operan de forma independiente, ya que solo el 10% forma parte de un grupo empresarial (véase el cuadro 1).

Cuadro 1
Argentina: estadísticas descriptivas de las empresas de *software*
y servicios informáticos, 2010

	Observaciones	Media	Desviación estándar	Mínimo	Máximo
Empleo (<i>en número de empleados</i>)	187	58	14	1	1 500
Ventas (<i>en millones de pesos</i>)	187	7,9	22,7	0	200
Exportaciones (0 = no exporta; 1 = exporta)	187	0,56	0,5	0	1
Año de inicio	187	1999	7	1968	2010
Participación en grupo empresarial (0 = no participa; 1 = participa)	187	0,1	0,3	0	1
Capital extranjero (<i>en porcentajes</i>)	187	7,02	2,38	0	100

Fuente: Elaboración propia.

Para identificar el estatus de tratamiento (es decir, si la empresa participó en algún programa público de apoyo a la innovación) la base contiene un total de cuatro variables binarias. Las primeras tres indican la recepción de un beneficio proveniente del Fondo Tecnológico Argentino (FONTAR), el Fondo Fiduciario de Promoción de la Industria del Software (FONSOFT) y la Ley de Promoción de la Industria del Software, respectivamente, mientras que la última recoge la participación en cualquiera de los tres programas anteriores (BENEF). La distribución de frecuencias (véase el cuadro 2) revela que, según las declaraciones de las empresas relativas al año 2010, el 23% recibió un beneficio del

FONTAR, el 49% participó en el FONSOFT y el 35% estaba inscrita en la Ley de Promoción de la Industria del Software. De manera global, más allá del tipo de instrumento, el 65% recibió un beneficio para investigación, desarrollo e innovación (I+D+I).

Cuadro 2
Argentina: participación de las empresas de *software* y servicios informáticos
en programas públicos, 2010
(En porcentajes)

	FONTAR	FONSOFT	Ley de Promoción de la Industria del Software	BENEF
No beneficiarias	77,25	51,32	64,55	34,39
Beneficiarias	22,75	48,68	35,45	65,61
Total	100	100	100	100

Fuente: Elaboración propia.

El reducido tamaño de la muestra impide identificar de manera robusta los posibles efectos diferenciales de los distintos programas de financiamiento en el comportamiento innovador y económico de las empresas de *software* y servicios informáticos. En consecuencia, solo se estima el efecto medio del tratamiento en los tratados de la participación en cualquiera de los programas de apoyo al sector (variable BENEF).

En relación con las variables de control, la base de datos permite diseñar un conjunto heterogéneo de variables que pueden afectar la posibilidad de recibir apoyo a la innovación. Como variable sustitutiva del tamaño de la empresa se consideró el número de empleados en 2008. Dado que la variable presenta una distribución sesgada se la incorporó tomada en logaritmo (*l_size*). Para representar la antigüedad de la empresa se construyó una variable que mide la cantidad de años que transcurrieron desde el inicio de sus actividades hasta el año 2008 y se corrigió el sesgo en su distribución empleando una vez más la forma logarítmica (*l_age*). Para completar la caracterización estructural del sector se incorporaron dos variables: un indicador dicotómico relativo a la pertenencia de la empresa a un grupo empresarial (*cap_ext*) y otro, también dicotómico, para indicar si la empresa está localizada en Buenos Aires (*bsas*). Como variable sustitutiva de la capacidad de absorción de la empresa (Cohen y Levinthal, 1990) se creó una variable binaria que indica la presencia de empleados con posgrado (*cap_abs*). Asimismo, se incorporaron tres variables relacionadas con aspectos de la conducta innovadora de la empresa. La primera es una variable binaria que indica si la empresa realiza esfuerzos de innovación a través de la I+D interna (*internal_r&d*), la segunda recoge la cantidad de vínculos establecidos con otras empresas para actividades de I+D (*link_firms*) y la tercera es la cantidad de vínculos que declaró la empresa con instituciones públicas —como universidades o centros tecnológicos¹ (*link_publ*)—. Es de esperar que estas últimas variables incidan positivamente en la probabilidad de recibir un beneficio público. Es decir, por una parte, se espera que las empresas que realizan esfuerzos de innovación tengan una conducta innovadora más activa y proclive a solicitar y obtener financiamiento público y, por otra, que las empresas que integran redes (junto a otras empresas, universidades o centros tecnológicos) para complementar sus capacidades internas sean muy activas en la búsqueda de financiamiento mediante los instrumentos propuestos por el sector público.

Por último, el conjunto de variables de resultado contempla las dimensiones innovadora y económica del desempeño de las empresas. En relación con el primer tipo de desempeño se proponen las siguientes cuatro variables sustitutivas: i) una variable binaria que toma el valor 1 si la empresa introdujo un nuevo producto o servicio en el mercado (*inno*); ii) la razón entre la inversión de

¹ Para evitar una correlación espuria no se tuvieron en cuenta los vínculos con el Ministerio de Industria o la Agencia Nacional de Promoción Científica y Tecnológica del Ministerio de Ciencia, Tecnología e Innovación Productiva.

la empresa en actividades de I+D y sus ventas (*r&d_share*); iii) la razón entre el número de empleados dedicados a tareas de I+D y el total de empleados (*emp_r&d*), y iv) la razón entre las ventas del producto o servicio innovador en dólares y el número de ocupados en el departamento de I+D (*r&d_product*). En relación con el desempeño económico de las empresas se consideran tres aspectos: i) productividad del trabajo: medida como la razón de ventas por ocupado (*product*); ii) desempeño exportador: evaluado mediante dos indicadores, uno binario que indica si la empresa exporta (*expo_bin*) y otro continuo que indica el coeficiente exportador de la empresa (*expo_share*), y iii) desempeño laboral: basado en la tasa de crecimiento acumulada desde 2008 hasta 2010 (*emp_crec*).

En el cuadro 3 se presenta la estadística descriptiva de las variables de la muestra. En la gran mayoría de los casos el valor medio de las variables difiere significativamente entre las empresas del grupo de control y las del grupo de tratamiento. Por ejemplo, las empresas que recibieron algún apoyo de los programas analizados se caracterizaron por un comportamiento innovador más proactivo, que se manifestó en mayores índices de actividades internas de I+D, vínculos con otras empresas e instituciones y capacidades de absorción. En relación con el conjunto de variables de resultado, pese a que la prueba de medias arroja diferencias significativas, estas no pueden atribuirse a la participación en el programa público. Las diferencias sistemáticas entre ambos grupos con respecto al grupo de covariables sugieren que las empresas beneficiarias son sustancialmente diferentes de sus pares del grupo de control, de manera que la comparación directa estaría sesgada. La técnica de balanceo aplicada en este artículo permite seleccionar un grupo de control con características observables similares a las de las empresas beneficiarias. Tras este ejercicio, las diferencias entre ambos grupos pueden —bajo ciertos supuestos— explicarse a partir de la participación en el programa público de apoyo.

Cuadro 3
Diferencias de medias entre empresas tratadas y no tratadas

	BENEF	
	Diferencia	Valor <i>p</i>
<i>Covariables</i>		
<i>l_size</i>	0,31	0,13
<i>l_age</i>	0	0,83
<i>cap_ext</i>	-3,24	0,38
<i>Bsas</i>	0,11	0,10
<i>cap_abs</i>	0,06	0,67
<i>internal_r&d</i>	0,22	0,00
<i>link_firms</i>	0,12	0,35
<i>link_publ</i>	0,44	0,00
<i>Desempeño innovador</i>		
<i>prod_inno</i>	25,33	0,00
<i>r&d_share</i>	3,84	0,42
<i>emp_r&d</i>	0,04	0,78
<i>r&d_produc</i>	-72,904	0,33
<i>Desempeño económico</i>		
<i>Product</i>	0,15	0,38
<i>expo_bin</i>	0,17	0,03
<i>expo_share</i>	0,26	0,00
<i>emp_crec</i>	0,01	0,09

Fuente: Elaboración propia.

III. Marco metodológico

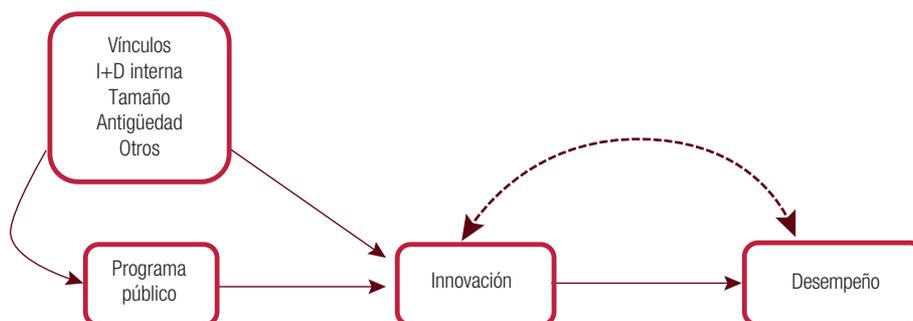
1. Un enfoque exploratorio desde la perspectiva de los diagramas causales

El instrumental de grafos acíclicos dirigidos (DAG) permite mostrar las dificultades que enfrenta la inferencia causal cuando se evalúan los efectos de participar en un programa de apoyo a la innovación. En términos formales, un grafo acíclico dirigido (Pearl, 2000) es una representación gráfica de los supuestos cualitativos de las relaciones causales que el investigador tiene en mente. En términos más simples, es una red compuesta por nodos (variables), flechas (propuestas de relaciones causales) y flechas ausentes (propuestas de inexistencia de relaciones causales). A esa red se le puede agregar un conjunto de supuestos y reglas que ayuden a relacionar rigurosamente ese grafo con datos y modelos econométricos.

En el gráfico 1 se muestra el DAG entre i) la participación en un programa público de financiamiento a la I+D; ii) la conducta innovadora, y iii) el desempeño económico de la empresa. En este diagrama, cada nodo representa una variable (o conjunto de variables) con su correspondiente función de distribución. La flecha indica la dirección del efecto causal entre esas dos variables: si la flecha va desde la innovación al desempeño, es porque se propone que este último es afectado causalmente por la primera. La utilidad de este diagrama es que permite ilustrar las dificultades para identificar el efecto causal asociado a la participación en un programa público.

En primer término, se propone una relación causal entre la recepción de financiamiento para actividades de innovación (programa público) y la conducta innovadora de la empresa (innovación). En el diagrama se señala un conjunto de covariables que afectan tanto la participación en el programa público como la introducción de nuevos productos o servicios. Ese grupo de covariables está integrado por factores observables, como el tamaño de la empresa, su antigüedad, el origen del capital, la localización geográfica, la realización de actividades internas de I+D, la presencia de posgraduados y los vínculos con otros actores (empresas, universidades o centros públicos de investigación). Planteado este DAG, el uso de un modelo econométrico para estimar la relación entre el programa y la innovación producirá un resultado sesgado e inconsistente, pues el efecto causal se puede “confundir” con el impacto de las variaciones en el conjunto de covariables observables. En consecuencia, para estimar el efecto causal del programa público se proponen dos estrategias de identificación y estimación: i) una estimación no paramétrica basada en el balanceo de la base de datos según el puntaje de propensión a participar en el programa público, y ii) una estimación paramétrica doblemente robusta (Lunceford y Davidian, 2004).

Gráfico 1
Diagrama acíclico de relaciones causales



Fuente: Elaboración propia.

En segundo término, en el diagrama se plantea que la relación entre el programa público y el desempeño económico de la empresa está mediada por su desempeño innovador. En consecuencia, para estimar el impacto debería utilizarse el producto entre el efecto del programa en la innovación, por una parte, y el efecto de la innovación en el desempeño, por otra. Sin embargo, dado que estas últimas dos variables se determinan de manera simultánea por la presencia de factores inobservables comunes (la flecha bidireccional punteada), la estimación directa antes propuesta arrojará resultados sesgados e inconsistentes. Así, para identificar este último efecto se deberá adoptar una estrategia de variables instrumentales en la que el grupo de instrumentos esté formado por el conjunto de covariables y la participación en el programa público.

2. Estrategia de identificación: emparejamiento por puntaje de propensión

La literatura sobre evaluación de impacto ofrece un variado menú de técnicas para estimar el efecto causal de un programa público². Entre ellas destacan las siguientes estrategias de estimación paramétricas y no paramétricas: i) diferencias en diferencias; ii) modelos de selección; iii) variables instrumentales; iv) técnicas de emparejamiento basadas en un puntaje de propensión, y v) regresión discontinua.

En este caso, la estructura de la base de datos (presentada y analizada en la próxima sección) restringe este amplio menú. Al no contar con una base de datos de corte transversal y temporal (micropanel), no es posible estimar un modelo de diferencias en diferencias. Asimismo, debido a la falta de un conjunto de instrumentos válidos para instrumentar la participación en el programa de apoyo, tampoco es posible llevar adelante un estudio de inferencia causal basado en métodos de variables instrumentales. Lo mismo sucede con la posibilidad de construir una ecuación de exclusión para estimar un modelo de selección. Por lo tanto, la naturaleza de corte transversal de la base solo permite el empleo de una técnica de emparejamiento basada en un puntaje de propensión (emparejamiento por puntaje de propensión).

Para comenzar, se asume que existe una variable de interés para la empresa i , Y_i (decisión de innovar o gasto en I+D, por ejemplo), que puede adoptar dos valores en función de su participación en un programa público de financiamiento. Luego, se define D_i como una variable binaria que toma el valor 1 si la empresa i participó en el programa y 0 si no lo hizo. De este modo, la variable de interés puede definirse de la siguiente manera:

$$Y_i = \begin{cases} Y_{i0} & \text{si } D_i = 0 \\ Y_{i1} & \text{si } D_i = 1 \end{cases}$$

Asimismo, el efecto causal medio de la participación en el programa de financiamiento se puede definir de la siguiente forma:

$$E(\alpha_{TT}) = E\left[\frac{Y_{i1} - Y_{i0}}{D_i = 1}\right] = E\left(\frac{Y_{i1}}{D_i = 1}\right) - E\left(\frac{Y_{i0}}{D_i = 1}\right)$$

Cuando se evalúa el efecto causal de una política las preguntas a las que se busca responder son: ¿qué hubiera pasado con los beneficiarios si el programa no hubiera existido?, ¿qué hubiera pasado con el gasto en actividades de I+D si el programa examinado no se hubiera adoptado? Desde una perspectiva econométrica esto plantea un problema de datos faltantes. Si bien podemos observar directamente $E\left(\frac{Y_{i1}}{D_i = 1}\right)$ (el valor medio de la variable objetivo entre las empresas que

² Véanse Heckman, Lalonde y Smith (1999), Imbens y Wooldridge (2009) y un abordaje más amplio en Morgan y Winship (2007).

participaron del programa), no sucede lo mismo con $E(Y_{i0}/D_i = 1)$ (el valor que hubiera registrado la variable objetivo si la misma empresa i no hubiera participado en el programa). Solo se puede ver lo que ocurrió y no lo que hubiera ocurrido con la variable objetivo sin el programa. Esa situación hipotética recibe el nombre de contrafactual, que al no poder observarse debe estimarse empleando el subgrupo de empresas que no participó en el programa: \widehat{Y}_{i0} . Así, la fórmula para calcular el efecto medio del tratamiento en las empresas participantes del programa se modifica de la siguiente forma:

$$E(\alpha_{TT}) = E\left[\left(Y_{i1} - \widehat{Y}_{i0}\right) / D_i = 1\right]$$

Como los beneficiarios del programa no fueron asignados aleatoriamente, no es posible descartar la posibilidad de un sesgo de selección al estimar el impacto de D_i sobre Y_i . En consecuencia, no se puede afirmar $E(Y_{i0}/D_i = 1) \neq E(Y_{i0}/D_i = 0)$ ni estimar el contrafactual utilizando el promedio simple de las empresas que no recibieron subsidios o beneficios fiscales. Para solucionar este problema se puede recurrir al supuesto de independencia condicional (Rubin, 1977), según el cual tanto la participación en un programa público como su potencial resultado son estadísticamente independientes para empresas con un mismo conjunto de características observables, X . Así $E(Y_{i0}/D_i = 1, X) = E(Y_{i0}/D_i = 0, X)$ y las diferencias entre ambos grupos solo son atribuibles al programa. Hechas estas precisiones, el efecto medio del tratamiento puede estimarse como:

$$E(\alpha_{TT}) = E(Y_{i1}/D_i = 1, X = x) - E(Y_{i0}/D_i = 0, X = x)$$

Cabe mencionar algunos puntos importantes. Además del supuesto de independencia condicional, otro prerrequisito para la consistencia del emparejamiento es que haya suficiente grado de solapamiento entre el grupo de control y el grupo de empresas que recibieron el subsidio. Es necesario que el grupo de control contenga al menos una unidad suficientemente similar a cada empresa tratada. En la práctica, esta condición se logra restringiendo la muestra a un soporte común. Para ello se calculan los umbrales mínimo y máximo del puntaje de propensión y se eliminan las observaciones cuyo puntaje esté fuera de esos límites inferior y superior.

El ejercicio de emparejar cada empresa que participó en el programa introduce un problema adicional conocido como “la maldición de la dimensionalidad”. La lista de factores observables que inciden tanto en la participación en el programa como en el resultado estudiado puede ser demasiado extensa y hacer casi imposible el emparejamiento para cada unidad individual de manera separada. A medida que crece el conjunto de factores observables usados durante el procedimiento de emparejamiento, la probabilidad de encontrar un control exacto disminuye de manera exponencial. A su vez, es muy fácil probar en la práctica que la aplicación del método de emparejamiento mediante un conjunto relativamente pequeño de factores produce un conjunto de beneficiarios para el cual no existe un emparejamiento posible. Rosenbaum y Rubin (1983) sugirieron realizar el procedimiento de emparejamiento entre beneficiarios y no beneficiarios usando únicamente su puntaje de propensión (la estimación de la probabilidad condicional de participar en el programa). Esto reduce el procedimiento de emparejamiento concebido como un problema multidimensional (en el que la dimensión depende del número de variables del problema) a un problema unidimensional. En la práctica esto se realiza mediante una estimación de máxima verosimilitud para la probabilidad de participar en el programa en función de un conjunto de covariables.

Sin embargo, calcular el puntaje de propensión correspondiente a cada empresa de la muestra no basta. Emparejar dos empresas con un puntaje idéntico es casi imposible, dado que se trata de una variable continua. En ese sentido, la literatura econométrica documenta el desarrollo de diversos métodos para solucionar este problema. En este artículo se utiliza el método de emparejamiento de Kernel: cada empresa que participó en el programa se empareja con un promedio ponderado de

todas las empresas del grupo de control, donde el peso que reciben es inversamente proporcional a la distancia entre el puntaje de propensión de la empresa tratada y la empresa del grupo control.

En resumen, la idea básica de la técnica de emparejamiento por puntaje de propensión consiste en la construcción de grupos de control mediante procedimientos estadísticos de emparejamiento (*matching*). Esta metodología corrige las diferencias observables entre el grupo de tratamiento (beneficiarios del programa) y el grupo de control (no beneficiarios del programa) buscando para cada unidad individual de la muestra del grupo de tratamiento la unidad individual más parecida de la muestra de no beneficiarios, que conformarán el grupo de control. De esta manera, las diferencias entre ambos grupos solo pueden atribuirse a la participación en el programa público. El principal supuesto de esta metodología es que la participación se basa en características observables de las unidades individuales. De no ser así, los resultados de la evaluación obtenidos con esta metodología estarán sesgados. La fuente de sesgo reside en la potencial correlación entre las variables no observables, que afectan tanto la decisión de participación del individuo en el programa como la variable de interés de la evaluación. En el cuadro 4 se presenta un resumen esquemático de las etapas involucradas en este método.

Cuadro 4
Pasos del emparejamiento por puntaje de propensión

Paso 1	Especificar y estimar un modelo probit para la participación en el programa. Generar la probabilidad predicha para cada unidad de la muestra.
Paso 2	Restringir la muestra a un soporte común. Se eliminan todas las empresas que recibieron algún subsidio o beneficio fiscal y tienen un puntaje superior o inferior al puntaje máximo o mínimo, respectivamente, del grupo control.
Paso 3	<p>Estimar el efecto medio del tratamiento en los tratados utilizando el método de Kernel a partir de la siguiente fórmula:</p> $a_{TT}^{kernel} = \frac{1}{N^T} \sum_{i \in T} \left\{ Y_i^T - \frac{\sum_{j \in C} Y_j^C G\left(\frac{p_j - p_i}{h_n}\right)}{\sum_{k \in C} G\left(\frac{p_k - p_i}{h_n}\right)} \right\}$ <p>Donde $G(\cdot)$ es una función Kernel, h_n es un parámetro de ancho de banda, y $\frac{\sum_{j \in C} Y_j^C G\left(\frac{p_j - p_i}{h_n}\right)}{\sum_{k \in C} G\left(\frac{p_k - p_i}{h_n}\right)}$ es un estimador consistente del resultado contrafactual.</p>
Paso 4	Se aplica la técnica de <i>bootstrap</i> para calcular el error estándar asociado a cada efecto medio del tratamiento en los tratados y se verifica si la diferencia de medias es estadísticamente distinta de cero.

Fuente: Elaboración propia, sobre la base de D. Czarnitzki y C. Lopes-Bento, "Value for money? New microeconomic evidence on public R&D grants in Flanders", *Research Policy*, vol. 42, N° 1, Amsterdam, Elsevier, 2013.

3. Estrategia de identificación: estimación doblemente robusta

Robins y otros colegas (Bang y Robins, 2005; Robins, Rotnitzky y Zhao, 1995; Robins, 2000) introdujeron el concepto de estimaciones doblemente robustas. Esta técnica requiere que tanto el modelo para estimar el puntaje de propensión de cada empresa como el modelo para estimar la variable resultado sean utilizados en un mismo estimador. Los estimadores calculados de esta manera reciben el nombre de estimadores eficientes semiparamétricos. Tsiatis (2006) y Leon, Tsiatis y Davidian (2003) muestran que son estimadores doblemente robustos porque proporcionan estimaciones del efecto medio del tratamiento en los tratados consistentes siempre que se cumpla por lo menos una de las siguientes condiciones: i) que el modelo del puntaje de propensión esté correctamente especificado (es decir, que \hat{p}_i sea el verdadero puntaje de propensión), y ii) que el modelo de regresión

que relaciona la variable resultado con las covariables esté correctamente especificado. En el caso de que ambos modelos estén bien especificados, las estimaciones del estimador semiparamétrico tendrán la menor varianza. Lunceford y Davidian (2004) proponen la siguiente fórmula para calcular estimaciones doblemente robustas:

$$\hat{\tau}_{DR} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \frac{A_i Y_i - (A_i - \hat{p}_i) m_1(\underline{X}_i)}{\hat{p}_i} - \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \frac{(1 - A_i) Y_i + (A_i - \hat{p}_i) m_0(\underline{X}_i)}{1 - \hat{p}_i}$$

Donde \hat{p}_i es una estimación de la probabilidad de participar en el programa público, $m_A = (X_i) = E(Y_i | A_i = A, X_i)$ para $A=0$ o $A=1$ son los valores predichos provenientes de regresiones separadas de la variable resultado como función del conjunto de covariables.

IV. Evaluación del efecto causal de la participación en un programa

1. Efecto en la conducta innovadora: estimación del efecto medio del tratamiento en los tratados mediante el emparejamiento por puntaje de propensión

Como se resaltó en la sección metodológica, el primer paso para calcular el efecto medio del tratamiento en los tratados consiste en balancear la muestra entre empresas beneficiarias y no beneficiarias sobre la base de los factores observables. Para ello es necesario estimar la probabilidad de que una empresa de *software* y servicios informáticos participe en alguno de los programas públicos analizados en función de sus características observables.

Para lograr el emparejamiento entre empresas beneficiarias y no beneficiarias se estimó la probabilidad de participar en algún programa público utilizando un modelo probit. En el cuadro 5 se presenta el efecto marginal de cada una de las variables propuestas en la probabilidad predicha. La prueba de significatividad conjunta valida en todos los casos el modelo presentado y sugiere un conjunto de resultados bastante heterogéneo, que varía según el programa público analizado. Por ejemplo, la participación en el FONTAR está afectada positivamente por el tamaño de la empresa en 2008, las actividades de I+D interna y los vínculos que mantuvo tanto con otras empresas como con instituciones públicas, entre ellas universidades y centros tecnológicos. Con respecto al FONSOFT, los resultados indican que la probabilidad de recibir el beneficio muestra diferencias significativas en función de la localización geográfica y crece en función de los vínculos con universidades y centros tecnológicos y la realización de actividades de I+D interna. A su vez, la probabilidad de recibir los beneficios fiscales que otorga la Ley de Promoción de la Industria del Software es afectada positivamente por el tamaño y aumenta en virtud de los vínculos con otras empresas para hacer I+D. Asimismo, la probabilidad es sistemáticamente mayor para las empresas que realizan actividades de I+D interna y —paradójicamente— menor para aquellas que tienen personal con posgrado. El último modelo analiza la probabilidad de participar en cualquiera de estos programas. Se observan diferencias significativas en función de la localización geográfica de la empresa y un impacto positivo de las actividades de I+D interna y los vínculos con otras empresas o instituciones públicas para hacer I+D.

Cuadro 5

Efectos marginales del modelo probit en la variable ficticia de participación

	BENEF
l_size	0,015
l_age	2 676
cap_ext	-0,001
Bsas	0,155*
cap_abs	-0,025
internal_r&d	0,215**
link_firms	0,012**
link_publ	0,426***
Wald chi2(8)	43 295
Prob > chi2	0,0000
N	187

Fuente: Elaboración propia.

Nota: Se calcularon errores estándar robustos por heterocedasticidad. *,** y *** indican niveles de significatividad al 10%, el 5% y el 1%, respectivamente.

Como se destacó anteriormente, un prerequisite importante es que para cada empresa receptora de un beneficio exista una observación de control con un puntaje de propensión bastante similar (restricción de soporte común). Para ello se calcularon los valores mínimo y máximo del puntaje de propensión para las empresas del grupo de control, lo que permitió eliminar cuatro empresas del grupo de tratamiento que no contaban con empresas similares en el grupo de control³. En consecuencia, esas empresas no se tuvieron en cuenta en el proceso de emparejamiento. Dado que las observaciones perdidas no constituyen una parte sustancial de la muestra, la restricción de soporte común no afecta los resultados de manera significativa. Además de la imposición de un soporte común, el supuesto de independencia condicional sostiene que, condicionadas por el puntaje de propensión, las diferencias entre empresas beneficiarias y no beneficiarias solo son atribuibles al programa público objeto de estudio. Desde otro ángulo, este supuesto implica que las diferencias entre ambos grupos de empresas basadas en factores observables desaparecen. Así, se exige que las covariables propuestas para explicar la participación en el programa público estén balanceadas entre ambos grupos. En el cuadro 6 se presenta el valor p asociado a la prueba de medias y se sugiere que no puede rechazarse la hipótesis nula sobre la inexistencia de diferencias entre empresas beneficiarias y no beneficiarias.

A pesar de estos resultados, considerar que la calidad del emparejamiento es buena solo a partir de la prueba de medias es muy desaconsejable⁴. En ese sentido, de acuerdo con Rosenbaum y Rubin (1983), se procedió a la estimación del sesgo medio estandarizado después del emparejamiento para evaluar su calidad. El sesgo estandarizado se define como la diferencia de medias en las dos situaciones (tratamiento y no tratamiento), dividida por la raíz cuadrada de la media de las varianzas respectivas. El consenso ha establecido un límite del 10% para evaluar la calidad del emparejamiento. En el cuadro 7 se presenta el porcentaje de sesgo para cada covariable. En líneas generales este criterio se cumple, con excepción de algunos casos puntuales.

³ Esta afirmación solo es válida para el FONTAR, pues en el resto de los programas analizados no hubo unidades fuera de la región de soporte común.

⁴ Cabe recordar que la prueba de medias se realiza sobre supuestos muy fuertes, como la distribución normal de las variables (que claramente no se cumple cuando hay variables binarias o multinomiales), y es muy sensible a la cantidad de datos que tenga la muestra.

Cuadro 6Calidad del emparejamiento: valor *p* de la prueba de medias

	BENEF
<i>l_size</i>	0,686
<i>l_age</i>	0,78
<i>cap_ext</i>	0,818
<i>Bsas</i>	0,775
<i>cap_abs</i>	0,228
<i>internal_r&d</i>	0,712
<i>link_firms</i>	0,646
<i>link_publ</i>	0,782

Fuente: Elaboración propia.**Cuadro 7**

Calidad del emparejamiento: porcentaje del sesgo estandarizado

	BENEF
<i>l_size</i>	-5,1
<i>l_age</i>	3,7
<i>cap_ext</i>	2,3
<i>Bsas</i>	-3,7
<i>cap_abs</i>	7,7
<i>internal_r&d</i>	-4,2
<i>link_firms</i>	-6,2
<i>link_publ</i>	3,2

Fuente: Elaboración propia.

A modo de conclusión, luego de evaluar los resultados de la prueba de medias junto con los valores del sesgo estandarizado puede afirmarse que todas las covariables propuestas están bien balanceadas después del emparejamiento. Se concluye que el emparejamiento fue exitoso y se procede a estimar el efecto medio del tratamiento en los tratados. De existir diferencias estadísticamente significativas, estas podrán atribuirse al beneficio recibido.

Podría argumentarse que los resultados anteriores carecen de robustez debido a la baja cantidad de empresas beneficiarias que contiene la muestra en algunos instrumentos. En ese sentido, se propone una cuarta estimación, en la que el efecto medio del tratamiento en los tratados se calcula teniendo en cuenta la participación en cualquiera de los programas públicos anteriores. Los cálculos muestran que para las empresas del sector de *software* y servicios informáticos, la recepción de algún beneficio implicó un incremento medio del gasto en actividades de I+D (medido como porcentaje de las ventas) de casi 6 puntos porcentuales con respecto al escenario que se hubiera obtenido en ausencia de la ayuda estatal. El peso del personal del equipo de I+D en la plantilla de la empresa también registró un salto positivo gracias a la participación en los programas públicos de apoyo: la estimación muestra un incremento de 11 puntos porcentuales. Por último, la estimación del efecto medio del tratamiento en los tratados reveló que la probabilidad de introducir un nuevo producto en el mercado aumentó en promedio un 20% con respecto al valor registrado en ausencia de beneficios (véase el cuadro 8).

Cuadro 8

Estimación del efecto medio del tratamiento en los tratados para programas (global)

	N (beneficiarios)	Efecto (sin emparejar)	Efecto (emparejado)
prod_inno	124	25,00	19,00**
r&d_share	124	5,28	5,45*
r&d_produc	124	-72,904	-48,601
emp_r&d	124	0,04	0,11**

Fuente: Elaboración propia.**Nota:** Se calcularon errores estándar por método de *bootstrapping* con 300 repeticiones.
*, ** y *** indican significatividad estadística al 10%, el 5% y el 1%, respectivamente.

Vistos en conjunto, los resultados permiten afirmar que los instrumentos públicos de apoyo al sector ayudaron a configurar un grupo de empresas con una conducta innovadora más dinámica. En particular, el mayor gasto en I+D se canalizó a través de la contratación de empleados focalizados en esas actividades. Este conjunto de actividades explica por qué la probabilidad de innovar es sistemáticamente mayor para las empresas que recibieron algún beneficio público. Sin embargo, pese a estos ponderables resultados, no se observaron diferencias significativas en la productividad del equipo de I+D (medida como ventas del producto innovador por empleado del equipo de I+D) tras la recepción del subsidio. Este resultado podría obedecer al breve lapso de tiempo analizado (2008 a 2010), necesitándose más tiempo para que el comportamiento innovador más dinámico se traduzca en mejoras en la productividad del área de I+D.

2. Efecto en la conducta innovadora: estimación del efecto medio del tratamiento en los tratados mediante estimaciones doblemente robustas

En esta sección se aplica una técnica alternativa para estimar el efecto medio de participar en un programa público de apoyo a la I+D, conocida como estimaciones doblemente robustas.

En primer lugar, se introducen dos modificaciones al grupo de variables consideradas. Por una parte, la variable de tratamiento toma el valor 1 si la empresa participa en cualquiera de los programas de financiamiento estudiados (FONTAR, FONSOFT o Ley de Promoción de la Industria del Software). Por otra, el grupo de variables de resultados considerado se restringe a: i) gasto en actividades de I+D como porcentaje de la ventas; ii) personal dedicado a tareas de I+D como porcentaje del total, y iii) introducción de un nuevo producto en el mercado.

La estimación doblemente robusta es otra técnica paramétrica que combina el emparejamiento realizado a partir del puntaje de propensión con un modelo econométrico. El modelo propone una función para cada variable independiente, que incluye las covariables que afectan la decisión de participar en el programa de financiamiento correspondiente y una variable binaria para la participación en algún programa público. Asimismo, se restringe la estimación a las observaciones que pertenecen a la región de soporte común y se pondera cada empresa según su puntaje de propensión. Los resultados presentados en el cuadro 9 permiten afirmar la significatividad global del modelo propuesto (valor p del 0%), la significatividad individual de los subsidios o beneficios fiscales y la no significatividad del resto de las variables. Este conjunto de resultados muestra que la estimación del efecto medio del tratamiento en los tratados no está sesgada y es consistente, ya que se controla el sesgo por selección basado en características observables. Se puede apreciar que las estimaciones obtenidas son similares a los resultados alcanzados por métodos no paramétricos que se detallan en el cuadro 8.

Cuadro 9
Estimación doblemente robusta del efecto medio del tratamiento en los tratados

	Gasto en I+D	Recursos humanos en I+D	Innovación de producto
Beneficio	6,003*	0,093**	0,212**
Tamaño	-4 552	-0,167	-0,055
Antigüedad	483,09	-5,02	6 399
I+D interna	-3,220	0,145	0,273
Vínculos para I+D	-2 498	-0,038	0,013
Vínculos con universidades y otros	-4 428	-0,008	0,019
Posgraduados	6 549	-0,006	0,034
Grupo	0,003	0	0,001
Localización geográfica	-2 236	-0,058	-0,089
Intercepto	-3 639 123	39 097	-48 149
Prob > chi2	2,21E-07	0,0101238	0,0130124
N	43	173	184

Fuente: Elaboración propia.

Nota: Se calcularon errores estándar robustos.

*, ** y *** indican significatividad estadística al 10%, el 5% y el 1%, respectivamente.

3. Efecto en el desempeño económico de la empresa: variables instrumentales

El principal objetivo de este artículo es determinar el papel de los instrumentos públicos de financiamiento a la I+D en el desempeño reciente del sector de *software* y servicios informáticos. El enfoque metodológico adoptado proponía que el efecto en el desempeño de la empresa está mediado por la generación de novedad (véase el gráfico 1). Allí se explica que la simultaneidad entre la introducción de un nuevo producto en el mercado y el desempeño económico de la empresa impedía captar ese efecto causal. A partir de eso se proponía utilizar una técnica de variables instrumentales, consistente en generar una variación exógena localizada a partir de variables que son redundantes para explicar el desempeño de la empresa, pero están muy correlacionadas con la probabilidad de innovar.

Para estimar el desempeño de las empresas se tuvieron en cuenta tres dimensiones: i) productividad del trabajo (medida como ventas por ocupado); ii) desempeño exportador (se utilizan dos indicadores: uno binario, que indica si la empresa exporta, y otro continuo, que indica el coeficiente exportador de la empresa), y iii) desempeño laboral (se utilizan dos variables: el número total de ocupados en 2010 y la tasa de crecimiento acumulada desde 2008). El conjunto de factores observables y la participación en el programa público se utilizan para instrumentar el efecto de la innovación.

En el cuadro 10 se presentan los resultados de la segunda etapa del método de variables instrumentales. La proyección de máxima verosimilitud obtenida en la etapa anterior (véase el cuadro 10) se utilizó como instrumento de la innovación. La inferencia estadística confirma que la innovación, y por ende la participación en el programa público, afectaron positivamente el desempeño de la empresa. En particular, los resultados muestran un efecto causal en el desempeño exportador (tanto con respecto a la probabilidad de vender a los mercados internacionales como al coeficiente exportador) y en la tasa de variación del empleo. Por último, no se capta un efecto causal en la productividad laboral.

Cuadro 10
Efecto de la innovación en el desempeño de las empresas

	Productividad del trabajo	Exportación (binaria)	Coefficiente de exportación	Crecimiento del empleo
inno_prod	0,288	2,295***	1,770**	1,461*
l_size	0,172**	0,244***	0,170**	-0,139*
l_age	-17 296	9 727	25 563	69,928***
cap_ext	-0,010**	0,010*	0,013***	0,017***
bsas	0,195	-0,137	-0,16	0,051
Intercept		-75 965		
chi2	12 227	20 228	27 154	39 186
P	0,0318	0,0011	0,0001	0,0000
N	171	188	185	182

Fuente: Elaboración propia.

Nota: Se calcularon errores estándar robustos.

*,** y *** indican significatividad estadística al 10%, el 5% y el 1%, respectivamente.

V. Conclusiones

En los últimos años, el sector de *software* y servicios informáticos argentino mostró un destacado desempeño que lo convirtió en uno de los sectores más dinámicos del país. Las cifras de crecimiento en las ventas internas, las exportaciones y el empleo fueron muy superiores a las registradas en la industria manufacturera y el resto de los servicios. Hace 15 años era impensable que el sector de *software* y servicios informáticos emplearía en 2014 más asalariados que el complejo automotor considerado en forma agregada. El presente documento se posiciona en ese contexto y brinda una caracterización general del sector, con el objetivo de entender los factores que determinaron el desempeño innovador y económico de las empresas. En términos generales, ese crecimiento se explica por un conjunto variado de factores asociados al contexto económico local y global de los últimos 15 años. Entre ellos, la política pública de apoyo al sector, implementada por fondos nacionales como FONTAR y FONSOFT y complementada por la sanción de la Ley de Promoción de la Industria del Software de 2004, parece haber desempeñado un papel importante.

De la estadística descriptiva presentada en este documento surge que más de la mitad de las empresas encuestadas tuvieron acceso a algún tipo de beneficio público. Al comparar los grupos de empresas beneficiarias y no beneficiarias se observa que las primeras tienen una razón mayor entre la inversión en I+D y las ventas, cuentan con más certificaciones de calidad y se vinculan con mayor frecuencia con otras empresas e instituciones con el objetivo de acceder a conocimientos externos para complementar sus capacidades internas. En ese sentido, la evidencia hallada apoya la hipótesis de que los programas públicos de estímulo a la innovación ayudaron a configurar un grupo de empresas caracterizadas por una conducta innovadora más dinámica.

Luego se realizó una serie de ejercicios econométricos para evaluar específicamente el papel de los programas públicos en el desempeño innovador y económico de las empresas. Los resultados permiten identificar una cadena de relaciones causales que muestran, en primera instancia, un efecto positivo de los programas de apoyo en la conducta innovadora de las empresas. En algunas dimensiones, como la intensidad del gasto en I+D (ya sea medido como la razón entre el gasto y las ventas o el porcentaje de trabajadores dedicados exclusivamente a tareas de I+D), se registró un importante incremento tras la participación en el programa público en comparación con los niveles que se hubieran alcanzado en ausencia de intervención estatal. Paralelamente, la introducción de un nuevo producto o servicio en el mercado también aumentó gracias a la recepción de fondos para complementar la inversión en actividades de I+D.

Seguidamente se comprobó que, mediados por el efecto en la probabilidad de innovar, los programas públicos de apoyo al sector también fueron un factor determinante del desempeño de las empresas en el mercado. Cabe precisar que este efecto causal resultó ser significativo en el desempeño de las empresas en los mercados internacionales y en términos del empleo, pero no en su desempeño productivo.

En consecuencia, puede afirmarse que los instrumentos de promoción vertical focalizados en el sector de *software* y servicios informáticos desempeñaron un papel relevante para explicar su despegue tras la salida de la convertibilidad. La intervención pública y, en particular, la política industrial y tecnológica son factores determinantes que suelen estar subestimados en la literatura en comparación con factores exógenos, como las ganancias de competitividad derivadas de la devaluación, o factores culturales favorables, como el dominio del idioma inglés o el huso horario. En este documento se brinda información cuantitativa que se espera contribuya a revalorizar el papel de la intervención pública, en particular cuando se realiza a partir de instrumentos de diseño vertical como los analizados en este artículo.

En términos metodológicos, es importante señalar dos limitaciones previas al estudio de impacto, que deben tenerse en cuenta al momento de evaluar los resultados. En primer lugar, la muestra no se construyó con el propósito explícito de realizar una evaluación de impacto, sino con el objetivo de analizar en qué medida las capacidades (tecnológicas, organizacionales y de absorción) y los vínculos (con otras empresas, universidades e instituciones públicas de apoyo al sector) de las empresas de *software* y servicios informáticos explicaban el desempeño innovador y económico de los últimos años. En consecuencia, las variables utilizadas para captar el estatus de tratamiento (por ejemplo, si la empresa participó o no en alguno de los programas analizados) no captaron dicho fenómeno en toda su dimensión. Por ejemplo, no es posible precisar el año en que las empresas accedieron a dichos fondos (solo se sabe que entre 2008 y 2010 participaron en los programas) ni con qué tipo de instrumento lo hicieron (Aportes No Reembolsables (ANR), crédito fiscal o crédito subsidiado). En segundo lugar, la naturaleza de corte transversal de la base de datos impidió el empleo de técnicas de evaluación que arrojen resultados más precisos, como por ejemplo un estudio de diferencias en diferencias. Sin embargo, conscientes de estas limitaciones, al diseñar la evaluación de impacto se propuso emplear todas las técnicas pasibles de ser utilizadas: regresión con controles, emparejamiento por puntaje de propensión y estimaciones doblemente robustas. Los resultados estimados fueron bastante similares entre las distintas técnicas, lo que arroja evidencia en favor de su robustez. A su vez, las limitaciones señaladas motivan una recomendación muy importante sobre la disponibilidad de bases de datos para llevar a cabo ejercicios de evaluación de políticas. Esto es, se necesitan bases de datos diseñadas de manera que midan las variables de resultado en distintos momentos del tiempo y puedan cruzarse con la información del padrón de empresas beneficiarias (para una determinación más precisa de los grupos de tratamiento y control).

Por último, este documento plantea un conjunto de interrogantes que marcan la agenda de investigación futura sobre el papel de los instrumentos de apoyo en el sector de *software* y servicios informáticos. En primer lugar, es importante profundizar el análisis de las empresas que acceden a más de un programa de apoyo a la innovación. Los resultados presentados indican que la simultaneidad de programas no afecta el desempeño innovador de las empresas. Esto plantea la necesidad de una mayor complementación entre los organismos ejecutores de la política pública para aumentar la eficiencia y evitar la superposición de incentivos. Visto que es esperable que las empresas que solicitan y reciben más de un beneficio al mismo tiempo sean las de mejor desempeño, se debería evaluar en qué medida no se requieren estímulos diferenciados según el crecimiento de las empresas. En segundo lugar, después de 15 años de crecimiento continuo del sector de *software* y servicios informáticos, sería importante promover un debate sobre su orientación estratégica futura. Esto es, definir una especialización hacia los segmentos que han tenido más éxito (financiero, seguridad y macrodatos, entre otros) y fomentar la creación de una masa crítica de empresas que definan un perfil de especialización más complejo. Los instrumentos públicos deberían rediseñarse sobre la base de dicho debate con el objetivo de focalizar el apoyo en esos segmentos estratégicos.

Bibliografía

- Bang, H. y J.M. Robins (2005), "Doubly robust estimation in missing data and causal inference models", *Biometrics*, vol. 61, N° 4, Washington, D.C., International Biometric Society.
- Barletta, F. y otros (2013), "Argentina: dinámica reciente del sector de software y servicios informáticos", *Revista CEPAL*, N° 110 (LC/G.2572-P), Santiago, Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL).
- Borello, J. y otros (2005), "Competencias técnicas de los trabajadores informáticos", *Revista de la CEPAL*, N° 87 (LC/G.2287-P), Santiago, Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL).
- Castro, L. y D. Jorrat (2013), "Evaluación de impacto de programas públicos de financiamiento sobre la innovación y la productividad. El caso de los servicios de software e informáticos de la Argentina", *Documento de Trabajo*, N° 115, Centro de Implementación de Políticas Públicas para la Equidad y el Crecimiento (CIPPEC).
- Chudnovsky, D., A. López y S. Melitsko (2001), "El sector de software y servicios informáticos (SSI) en la Argentina: situación actual y perspectivas de desarrollo", *Documento de Trabajo*, N° 27, Buenos Aires, Centro de Investigaciones para la Transformación (CENIT).
- Cohen, W.M. y D.A. Levinthal (1990), "Absorptive capacity: a new perspective on learning and innovation", *Administrative Science Quarterly*, vol. 35, N° 1, SAGE Publications.
- Czarnitzki, D. y C. Lopes-Bento (2013), "Value for money? New microeconomic evidence on public R&D grants in Flanders", *Research Policy*, vol. 42, N° 1, Amsterdam, Elsevier.
- Heckman, J., R. Lalonde y J. Smith (1999), "The economics and econometrics of active labor market programs", *Handbook of Labor Economics*, vol. 3, O. Ashenfelter y D. Card (eds.), Amsterdam, Elsevier.
- Imbens, G.W. y J.M. Wooldridge (2009), "Recent developments in the econometrics of program evaluation", *Journal of Economic Literature*, vol. 47, N° 1, Nashville, Tennessee, American Economic Association.
- Leon, S., A.A. Tsiatis y M. Davidian (2003), "Semiparametric estimation of treatment effect in a pretest-posttest study", *Biometrics*, vol. 59, N° 4, Washington, International Biometric Society.
- López, A. (2003), "Innovación y propiedad intelectual en la industria del software y los servicios informáticos. Situación y perspectivas para los países en desarrollo", documento presentado en la Reunión Regional OMPI-CEPAL sobre el Sistema Nacional de Innovación: Propiedad Intelectual, Universidad y Empresa, Santiago.
- López, A. y D. Ramos (2008), *La industria de software y servicios informáticos argentina. Tendencias, factores de competitividad y clusters*, Buenos Aires, Centro de Investigaciones para la Transformación (CENIT).
- Lunceford, J.K. y M. Davidian (2004), "Stratification and weighting via the propensity score in estimation of causal treatment effects: a comparative study", *Statistics in Medicine*, vol. 23, N° 19, Wiley.
- Maldonado, M.U., H.A. Morero y C. Borrastero (2013), "'Catching up' en servicios intensivos en conocimiento: el caso de la producción de software y servicios informáticos de Argentina y Brasil", *Revista Iberoamericana de Ciencia, Tecnología y Sociedad*, N° 8(24), Buenos Aires, Centro de Estudios sobre Ciencia, Desarrollo y Educación Superior.
- Morgan, S. y C. Winship (2007), *Counterfactuals and Causal Inference: Methods and Principles for Social Research*, Cambridge, Cambridge University Press.
- Pearl, J. (2000), *Causality: Models, Reasoning, and Inference*, Cambridge, Cambridge University Press.
- Perazzo, R. y otros (1999), "Oportunidades para la producción y exportación argentina de software", *Documento de Trabajo*, N° 9, Buenos Aires, Agencia Nacional de Promoción Científica y Tecnológica.
- Robins, J.M. (2000), "Robust estimation in sequentially ignorable missing data and causal inference models", *Proceedings of the American Statistical Association Section on Bayesian Statistical Science 1999*, Alexandria, American Statistical Association.
- Robins, J.M., A. Rotnitzky y L.P. Zhao (1995), "Analysis of semiparametric regression-models for repeated outcomes in the presence of missing data", *Journal of the American Statistical Association*, vol. 90, N° 429, Taylor & Francis.
- Rosenbaum, P.R. y D.B. Rubin (1983), "The central role of the propensity score observational studies for causal effects", *Biometrika*, vol. 70, N° 1.
- Rubin, D.B. (1977), "Assignment to treatment group on the basis of a covariate", *Journal of Educational and Behavioral Statistics*, vol. 2, N° 1.
- Tsiatis, A. (2006), *Semiparametric Theory and Missing Data*, Nueva York, Springer.

Anexo A1

En esta sección se presenta un breve resumen de los programas analizados en este artículo.

a) Ley de Promoción de la Industria del Software

En 2004, el Congreso de la Nación argentino aprobó la Ley de Promoción de la Industria del Software (Ley N° 25.922). En el marco de esta ley se redujeron los impuestos que han de pagar las empresas de *software* y servicios informáticos y se creó un fondo fiduciario llamado FONSOFT (presentado más adelante). Para recibir los beneficios fiscales que establece la ley, la empresa debe tener como principal actividad la creación, el diseño, el desarrollo y la producción e implementación de sistemas de *software* y su documentación técnica asociada. El *software* debe ser desarrollado íntegramente en Argentina.

Asimismo, las empresas deben satisfacer dos de los siguientes tres requisitos: i) incurrir en gastos propios de I+D; ii) disponer de certificaciones de calidad, y iii) realizar exportaciones.

Los beneficios fiscales consisten en:

- i) Estabilidad fiscal durante la promoción del régimen (finales de 2019). De acuerdo con esto, las autoridades no pueden modificar el esquema de impuestos al sector de las empresas registradas en el régimen de promoción.
- ii) Reducción implícita de las cargas de seguridad social. El 70% de estos cargos puede acreditarse en el pago de otros impuestos nacionales (con excepción del impuesto a las ganancias).
- iii) Reducción de hasta el 60% en el monto a pagar por Impuesto a las Ganancias.

b) FONSOFT

Como se mencionó anteriormente, el Fondo Fiduciario de Promoción de la Industria del Software (FONSOFT) fue creado en 2004 en el marco de la Ley de Promoción de la Industria del Software. El FONSOFT es un programa que financia gastos de I+D en empresas del sector y la fase inicial de empresas que ingresan a la actividad mediante subsidios y créditos. El programa está involucrado en todas las etapas del proyecto innovador, desde su formulación e implementación hasta la evaluación de sus resultados. Solo pueden acceder a este financiamiento las pequeñas y medianas empresas (pymes) dedicadas a la producción de bienes y servicios de *software*.

El FONSOFT está organizado en torno a cuatro instrumentos: i) subsidios a empresas para mejorar sus estándares de calidad o gastos de I+D; ii) créditos a empresas para promocionar el inicio o la consolidación de su actividad exportadora; iii) subsidios a empresarios orientados a la organización de nuevas empresas, y iv) subvenciones de contrapartida para financiar la capacitación de recursos humanos.

c) FONTAR

El Fondo Tecnológico Argentino (FONTAR) es otro de los fondos administrados por la Agencia Nacional de Promoción Científica y Tecnológica (ANPCyT)⁵. Los beneficiarios del FONTAR son

⁵ La Agencia Nacional de Promoción Científica y Tecnológica del Ministerio de Ciencia, Tecnología e Innovación Productiva se creó en 1996 con el objetivo de promover y apoyar las actividades científicas y tecnológicas.

empresas innovadoras (en particular pymes) y organismos públicos que brindan asistencia técnica al sector privado. El financiamiento cubre la ejecución de proyectos innovadores por las siguientes vías: i) promoción de la ejecución de proyectos de I+D; ii) apoyo técnico a las empresas interesadas en formular proyectos; iii) asesoramiento técnico y financiero a las empresas que requieran financiamiento; iv) financiación de los proyectos seleccionados, y iv) concesión, en el marco de la Ley N°23877, de un certificado de conformidad para los equipos o departamentos de I+D.

El programa se involucra en todas las etapas del proyecto innovador, desde su formulación e implementación hasta la evaluación de sus resultados. El FONTAR está organizado en componentes, subcomponentes e instrumentos de promoción. En la práctica, las empresas solicitan un instrumento en particular. Cada uno de ellos tiene criterios de selección propios y brinda apoyo en diferentes etapas del proceso innovador.

El FONTAR comprende un componente de innovación tecnológica en el sector productivo y un componente de Proyectos integrados de Aglomerados Productivos (PITEC). El primero se divide a su vez en tres subcomponentes que incluyen: i) proyectos de modernización tecnológica financiados con subsidios y préstamos; ii) apoyo al desarrollo tecnológico de pymes mediante subsidios (incluye la preparación de solicitudes de patentes), y iii) creación de capacidades para la provisión de servicios al sector productivo mediante préstamos reembolsables a organizaciones sin fines de lucro e instituciones privadas.

Cambios estructurales en la industria brasileña (1995-2009)

Helena Loiola Persona y
Maria Aparecida Silva Oliveira

Resumen

El objetivo de este artículo consiste en analizar los cambios estructurales en la industria brasileña entre 1995 y 2009, teniendo en cuenta sus relaciones intersectoriales. Para ello se utiliza el análisis de insumo-producto basado en el método de descomposición estructural y el cálculo de los índices de eslabonamiento. Los resultados muestran que la expansión de la demanda final desempeña un papel importante en el crecimiento de la industria en el ámbito del empleo, el valor agregado y el valor bruto de producción. Se destaca el crecimiento de la industria intensiva en recursos naturales. Por otra parte, se constata el debilitamiento de la demanda intersectorial, especialmente en los sectores intensivos en escala y con tecnología diferenciada.

Palabras clave

Industria, empresas industriales, ajuste estructural, análisis de insumo-producto, productividad, empleo, valor, política industrial, Brasil

Clasificación JEL

L16, L60, O14

Autores

Helena Loiola Persona es Investigadora del Departamento de Economía de la Universidad Federal de São Carlos (UFSCar), Brasil. helenaloiola@gmail.com

Maria Aparecida Silva Oliveira es Profesora del Departamento de Economía de la Universidad Federal de São Carlos (UFSCar), Brasil. aparecidaoliveira@ufscar.br

I. Introducción

Para alcanzar el desarrollo económico en un país, es necesario superar una serie de obstáculos y que haya un cambio estructural para garantizar que los recursos de la economía fluyan rápidamente hacia las actividades económicas modernas, que tienen una mayor productividad económica (Rodrik, 2013). En muchos estudios recientes se demuestran distintos cambios estructurales que tuvieron lugar en la economía brasileña en los últimos años y se discute, en particular, cuáles fueron los que se registraron en los sectores productivos de dicha economía a partir del proceso de liberalización comercial en la década de 1990.

En cada estudio se examinan aspectos fundamentales que enriquecen ese debate, como la reducción de la participación del sector industrial en la economía¹, el avance de la tercerización², la enfermedad holandesa³ y la especialización regresiva del sector industrial⁴, entre otros. A pesar de que no hay consenso sobre el tema, los autores que sostienen la importancia de la industria para la dinámica económica comparten la visión de las peculiaridades de ese sector. Hirschman (1958) afirma que la industria tiene un nivel más elevado de eslabonamientos hacia adelante y hacia atrás con respecto a los sectores agropecuario y de servicios y que las externalidades positivas y los efectos indirectos serían más relevantes en dicho sector. En consecuencia, su crecimiento tendría mayores efectos positivos en la economía en su conjunto. Kaldor (1966) también hace hincapié en el papel diferenciado de la industria con respecto a la tecnología y en el mayor potencial de economías de escala estáticas y dinámicas.

Para contribuir a ese debate, en el presente trabajo se procura analizar los cambios estructurales en la industria brasileña entre 1995 y 2009, teniendo en cuenta sus relaciones intersectoriales. Después del proceso de apertura comercial, la industria brasileña entró prematuramente (en términos de ingresos per cápita) en un período de especialización de su estructura (Carvalho y Kupfer, 2011). La liberalización que tuvo lugar en la década de 1990 favoreció a los sectores ya consolidados de la economía y condujo a la reducción de la participación de la industria en el valor agregado y en el empleo, a la expansión del proceso de tercerización y al crecimiento del sector de servicios. Esas circunstancias pueden significar un cambio de la estructura industrial a favor de sectores con menor contenido tecnológico⁵. El estudio del tipo de especialización que está ocurriendo en la industria brasileña es uno de los elementos relevantes para el diseño de la política económica general.

Para analizar los cambios estructurales en la industria brasileña se utiliza el método de descomposición estructural del análisis de insumo-producto propuesto por Miller y Blair (2009). Ese método se empleó en trabajos de ámbito nacional e internacional para el estudio de los cambios estructurales, tanto en el sector industrial como en la economía en su conjunto. Franke y Kalmbach (2005) estudiaron el cambio estructural en la industria y sus efectos en el sector de servicios en Alemania durante la década de 1990. Linden y Dietzenbacher (2000) analizaron los determinantes del cambio estructural en la Unión Europea mediante la aplicación del método RAS para actualizar los coeficientes de una matriz de insumo-producto que capta las variaciones de efecto sustitución y de efecto fabricación. Guilhoto y otros (2001a) compararon el cambio estructural en el Brasil entre 1959 y 1980 con el de los Estados Unidos entre 1958 y 1977 y descompusieron el cambio en la estructura de las economías en tres componentes, dentro y fuera del sector (demanda final, tecnología y relaciones intersectoriales).

¹ Véanse Oreiro y Feijó (2010), Marquetti (2002) y Bonelli (2005).

² Véase Araújo (2010).

³ Véanse Bresser-Pereira (2009) y Bresser-Pereira y Marconi (2008).

⁴ Véase Carvalho y Kupfer (2007 y 2008).

⁵ Véase Shafaeddin (2005).

Además de la descomposición estructural, en este trabajo se analiza la evolución de los eslabonamientos entre los sectores industriales según los índices de eslabonamiento de Rasmussen-Hirschman y Ghosh y se realiza la deflación de los datos de las matrices propuesta por Miller y Blair (2009)⁶. La fuente de datos son las matrices de insumo-producto basadas en una clasificación de 42 sectores⁷, estimadas por Guilhoto y Sesso Filho (2010) sobre la base de las cuentas nacionales del Instituto Brasileño de Geografía y Estadística (IBGE) para analizar las transformaciones en el valor de producción, el valor agregado y el empleo de la industria brasileña de 1995 a 2009. La elección del período se basó en criterios de disponibilidad de datos y calidad, y comparabilidad con otros estudios.

La importancia de evaluar los cambios estructurales en la industria brasileña se justifica con facilidad. En la búsqueda del desarrollo económico, es necesario tener en cuenta algunos aspectos de la industrialización para la definición de políticas. Como sostiene Rodrik (2007), la especialización productiva basada en ventajas comparativas, sobre todo en productos básicos, no parece ser suficiente para alcanzar el mejoramiento y la modernización industrial. Para que ese proceso ocurra, se necesitan inversiones en otros grandes sectores manufactureros, como máquinas, equipos e instalaciones productivas. El análisis del tipo de especialización que tiene lugar en la industria nacional sirve como aporte para que se evalúen las políticas públicas de desarrollo industrial. En este trabajo se realizó la clasificación de los sectores industriales por nivel tecnológico⁸.

En virtud de lo descrito anteriormente, este artículo se divide en cinco secciones, incluida esta Introducción. En la sección II se describe la metodología empleada en este estudio y en la sección III, la fuente y la clasificación de los datos considerados. En la sección IV se presentan los principales resultados hallados, mientras que en la V se resumen las conclusiones del trabajo.

II. Metodología

En primer lugar, se describe la manera en que se realizó la deflación de las matrices de insumo-producto. En este trabajo, el año base considerado fue 2009 y el método utilizado, definido en Miller y Blair (2009), se denomina doble deflación. Este método se refiere a un procedimiento de dos pasos (de ahí el nombre). El primer paso consiste en deflactar la demanda intermedia, la demanda final y el valor bruto de producción (VBP) utilizando un índice de precios por sector calculado sobre la base de datos de los cuadros de usos y recursos divulgados en las cuentas nacionales del IBGE. El índice de precios por sector, considerando 1995 como año base (100), para los 42 sectores y el período de 1996 a 2009 fue:

$$I_{x,1995} = 100, \text{ para } x = \text{sector } 1, \dots, \text{sector } 42 \quad (1)$$

$$I_{x,1996} = I_{x,1995} \cdot \text{Variación anual de precios del sector } x_{1996} \quad (2)$$

$$I_{x,t} = I_{x,t-1} \cdot \text{Variación anual de precios del sector } x_t, \text{ para } t = 1997, \dots, 2009$$

Se realizó un procedimiento de modificación del año base para 2009:

$$I_{t,\text{año base } 2009} = \left(I_{t,\text{año base } 1995} / I_{2009,\text{año base } 1995} \right) \cdot 100, \text{ para } t = 1995, \dots, 2009 \quad (3)$$

⁶ Visto que se comparan datos de insumo-producto de diferentes años, es importante distinguir los cambios atribuidos a los precios de los que corresponden a otras fuentes de cambios.

⁷ Los 42 sectores se presentan en el anexo.

⁸ Se realizó una clasificación por intensidad tecnológica de los sectores basada en la Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económicos (OCDE) (2005) a partir de Pavitt (1984). Véase el anexo.

Una vez calculados, se pudo construir un vector π_t con los índices de precios para los 42 sectores y deflactar la demanda intermedia (Z^b), la demanda final (f^b) y el VBP (X^b):

$$\pi_t = \begin{bmatrix} I_{\text{agropecuaria},t} \\ I_{\text{extractivo mineral},t} \\ \vdots \\ I_{\text{servicios privados no mercantiles},t} \end{bmatrix}, \text{ para } t = 1995, \dots, 2009 \quad (4)$$

$$Z^b = \hat{\pi}_t Z_t \quad (5)$$

$$f^b = \hat{\pi}_t f_t \quad (6)$$

$$X^b = \hat{\pi}_t X_t \quad (7)$$

El segundo paso consiste en calcular el índice de precios para deflactar los datos relativos al valor agregado. Se obtienen todos los datos a precios corrientes, incluso el valor agregado. Se puede calcular el valor agregado necesario (v^b) para garantizar que el VBP permanezca igual tanto en la suma de las líneas como en la suma de las columnas de la siguiente manera:

$$(v^b)' = (X^b)' - i' Z^b \quad (8)$$

A continuación, se puede calcular el deflactor del valor agregado como,

$$\hat{r}_t = \hat{v}^b (\hat{v}_t)^{-1}, \text{ siendo } v_t \text{ el valor agregado a precios corrientes} \quad (9)$$

Para Miller y Blair (2009), aunque el método de doble deflación es muy utilizado, presenta muchas desventajas para deflactar cuadros de insumo-producto porque todos los elementos de la línea de la matriz de transacciones se deflactan por el mismo índice. Según los autores, los precios interindustriales pueden variar considerablemente en muchas economías, de manera que la deflación por el mismo índice puede resultar errónea. Un método alternativo es la técnica de ajuste biproporcional o RAS. Se optó por emplear la doble deflación porque, más que para deflactar matrices de insumo-producto, el método RAS se utiliza sobre todo para actualizar y proyectar coeficientes⁹.

Después de la deflación se calculan los índices de eslabonamiento y las descomposiciones estructurales. Para ello, se deben definir algunas relaciones del análisis de insumo-producto. Se considera una economía desagregada en n sectores; X , un vector $n \times 1$ de valores brutos de producción sectorial; A , una matriz $n \times n$ de coeficientes técnicos, y f , un vector $n \times 1$ de demanda final por el producto de cada sector. El vector X de producción sectorial puede expresarse mediante la ecuación $X = AX + f$. Después de las debidas manipulaciones algebraicas, se obtiene el modelo de insumo-producto que relaciona los respectivos productos sectoriales:

$$X = Lf \quad (10)$$

⁹ Según Miller y Blair (2009), la técnica RAS requiere menos información y se utiliza ampliamente para estimar matrices de insumo-producto que no están disponibles. Dada una matriz de insumo-producto de un año cualquiera (A_0), la técnica RAS permite estimar la matriz para el año posterior (\hat{A}_1), conociéndose las sumas de las líneas ($\sum_{j=1}^n Z_{1j}$), de las columnas ($\sum_{i=1}^n Z_{i1}$) y el valor de producción bruta de todos los sectores de la economía del año posterior.

En que, $L=(I-A)^{-1}$, I es una matriz identidad de orden n . $(I-A)^{-1}$ es la matriz de coeficientes técnicos de insumos directos e indirectos, o la matriz inversa de Leontief, que capta los efectos directos e indirectos de las variaciones exógenas de la demanda final en la producción de los n sectores.

Existen diversos métodos para medir los eslabonamientos sectoriales. En este trabajo se utiliza el cálculo de los índices de eslabonamiento hacia atrás de Rasmussen-Hirschman, creados por Rasmussen (1956) y posteriormente desarrollados por Hirschman (1958). De acuerdo con Guilhoto y Sesso Filho (2010), los índices de eslabonamiento hacia atrás indican cuánto demanda cada sector de otros sectores de la economía. Esos índices se basan en la matriz inversa de Leontief ($L=(I-A)^{-1}$), de manera que se puede definir l_{ij} como un elemento de la matriz L y L^* , que es la media de todos los elementos de L , así como calcular L_{*j} , que constituye la suma de los elementos de una columna de L , siendo n el número de sectores de la economía. Algebraicamente se obtiene:

$$L_{*j} = \sum_{i=1}^n l_{ij} \quad i, j = 1, 2, \dots \quad (11)$$

Así, es posible determinar los índices de eslabonamiento hacia atrás:

$$U_j = \left[\frac{L_{*j}}{n} \right] / L^* \quad (12)$$

Con respecto a los índices de eslabonamiento hacia adelante, el modelo de Ghosh es más apropiado (Miller y Blair, 2009). Esos índices muestran la medida en que un sector es demandado por los otros sectores o les suministra insumos. En este modelo, en lugar de considerarse el coeficiente técnico ($\alpha_{ij}=Z_{ij}/X_j$), se considera el coeficiente de asignación de la producción ($b_{ij}=Z_{ij}/X_i$). Los índices se basan en la matriz inversa de Ghosh ($G=(I-K)^{-1}$), de manera que se puede definir g_{ij} como un elemento de la matriz G y G^* , que es la media de todos los elementos de G , así como calcular G_{i*} , que constituye la suma de los elementos de una línea de G . Algebraicamente se obtiene:

$$G_{i*} = \sum_{j=1}^n g_{ij} \quad i, j = 1, 2, \dots \quad (13)$$

Así, es posible determinar los índices de eslabonamiento hacia adelante:

$$U_i = \left[\frac{G_{i*}}{n} \right] / G^* \quad (14)$$

Los sectores clave serán aquellos que presenten, simultáneamente, índices de eslabonamiento hacia adelante y hacia atrás con valores superiores a la unidad. Según el valor de los índices (menores o mayores que la unidad), la clasificación de los sectores se realizará de acuerdo con el cuadro 1.

Cuadro 1
Clasificación del eslabonamiento entre sectores

		Eslabonamiento hacia adelante total	
		Bajo (<1)	Alto (>1)
Eslabonamiento hacia atrás total	Bajo (<1)	(I) Independiente	(II) Dependiente de la demanda intersectorial
	Alto (>1)	(III) Dependiente de la oferta intersectorial	(IV) Dependiente de forma general (o sector clave)

Fuente: Elaboración propia, sobre la base de R.E. Miller y P.D. Blair, *Input-Output Analysis: Foundations and Extensions*, New Jersey, Prentice-Hall, 2009.

A continuación se lleva a cabo la descomposición estructural del VBP (ΔX), el empleo industrial ($\Delta \varepsilon$) y el valor agregado en la industria (ΔV), asumiendo que hay matrices de insumo-producto para dos períodos (0 y 1). Entonces, a partir de la ecuación (10), se obtiene el VBP para los dos períodos representados por:

$$X_0 = L_0 f_0; \quad X_1 = L_1 f_1 \quad (15)$$

En que f_t es el vector demanda final en el año t , y $L_t = (I - A_t)^{-1}$ es la matriz de impacto de Leontief en el año t . La variación del VBP entre los dos años es:

$$\Delta X = X_1 - X_0 = L_1 f_1 - L_0 f_0 \quad (16)$$

El método de descomposición estructural supone varios ejercicios estáticos comparativos en los cuales se cambian varios coeficientes para poder comparar los niveles de actividad con un punto referencial (Miernyk, 1974). Considerando las ecuaciones:

$$\begin{aligned} \Delta f &= f_1 - f_0; & f_1 &= (f_0 + \Delta f); & f_0 &= (f_1 - \Delta f); \\ \Delta L &= L_1 - L_0; & L_1 &= (L_0 + \Delta L); & L_0 &= (L_1 - \Delta L) \end{aligned}$$

Y sustituyendo en la ecuación (16) se obtiene:

$$\Delta X = L_1 (f_0 + \Delta f) - (L_1 + \Delta L) f_0 = (\Delta L) f_0 + L_1 (\Delta f) \quad (17)$$

La primera parte de la ecuación (17) se relaciona con el cambio tecnológico, mientras que la segunda refleja los cambios en la demanda final. Si bien hay varias combinaciones posibles, Miller y Blair (2009) realizan la descomposición en forma aditiva y desarrollan algunos de esos ejemplos. Además del representado por la ecuación (17), figuran los siguientes:

$$\Delta X = (\Delta L) f_0 + L_0 (\Delta f) - (\Delta L) (\Delta f) \quad (18)$$

$$\Delta X = (\Delta L) f_1 + L_1 (\Delta f) - (\Delta L) (\Delta f) \quad (19)$$

Aunque todas las ecuaciones anteriores son posibles, Dietzenbacher y Los (1998) constataron que la combinación de la ecuación (18) con la (19) es la más adecuada. De esa combinación surge la ecuación (20), que se utiliza en el presente trabajo.

$$\Delta X = \left(\frac{1}{2}\right) (\Delta L) (f_0 + f_1) + \left(\frac{1}{2}\right) (L_0 + L_1) (\Delta f) \quad (20)$$

El primer término del lado derecho representa la variación en el VBP en caso de haber un cambio en la tecnología (supone el cambio en la inversa de Leontief - ΔL), mientras que el segundo término capta el efecto de las variaciones en la demanda final (Δf) en ΔX .

Al calcularse a partir de los cambios en la matriz de Leontief, el efecto del cambio tecnológico muestra cómo varían los eslabonamientos entre los sectores (debilitamiento o fortalecimiento de los eslabones). Los factores que explican los cambios tecnológicos son: las innovaciones, la sustitución de importaciones, el aumento de los beneficios derivados de las economías de escala, los cambios en la combinación de productos (con la adopción de nuevos sustitutos o de insumos complementarios en el proceso productivo), la variación de los precios relativos (dado que los coeficientes técnicos

en la matriz de Leontief surgen a partir de la valoración monetaria) y los cambios en los patrones de intercambio (exportaciones y también sustitución de importaciones). Esos factores modifican los coeficientes técnicos en la matriz de Leontief y se manifiestan en el efecto calculado de los cambios tecnológicos (Schuschny, 2005)¹⁰.

Para la descomposición del empleo, se debe considerar $(e_t)' = [e_{0,t} \dots e_{1,t}]$ como el vector de coeficientes de empleo que representa la cantidad de trabajo por unidad monetaria de producción del sector i en el período t . El inverso de esos coeficientes representa una medida indirecta de la productividad del trabajo, definida como:

$$e_{i,t} = \varepsilon_{i,t} / X_{i,t} \quad (21)$$

De esa forma, el vector de empleo sectorial en el período t será:

$$\varepsilon_t = \hat{e}_t X_t = \hat{e}_t L_t f_t \quad (22)$$

Y el vector de cambios en el empleo será:

$$\Delta \varepsilon = \varepsilon_1 - \varepsilon_0 = \hat{e}_1 L_1 f_1 - \hat{e}_0 L_0 f_0 \quad (23)$$

Utilizando las mismas relaciones empleadas en la descomposición de la producción, se puede escribir la ecuación (23) de la siguiente forma:

$$\Delta \varepsilon = \left(\frac{1}{2}\right)(\Delta \hat{e})(L_1 f_1 + L_0 f_0) + \left(\frac{1}{2}\right)[\hat{e}_0 \Delta L f_1 + \hat{e}_1 \Delta L f_0] + \left(\frac{1}{2}\right)(\hat{e}_0 L_0 + \hat{e}_1 L_1)(\Delta f) \quad (24)$$

El primer término de la ecuación (24) es la parte de la variación del empleo debida a los cambios en el coeficiente directo de trabajo. El segundo término representa la parte de la variación del empleo sectorial debida a las transformaciones tecnológicas que modificaron los requerimientos de insumos de las actividades productivas. El tercer término capta el efecto de la variación de la demanda final en el empleo sectorial.

Por último, la descomposición del valor agregado es similar a la del empleo. La diferencia está en que se tiene en cuenta el vector de coeficientes directo del valor agregado, que está representado por la razón entre el valor agregado y el valor de producción ($va_{i,t}$), en lugar de utilizarse el vector de coeficientes directo de empleo.

$$va_{i,t} = V_{i,t} / X_{i,t} \quad (25)$$

$$V_t = \widehat{va}_t X_t = \widehat{va}_t L_t f_t \quad (26)$$

$$\Delta V = V_1 - V_0 = \widehat{va}_1 L_1 f_1 - \widehat{va}_0 L_0 f_0 \quad (27)$$

$$\Delta V = \left(\frac{1}{2}\right)(\Delta \widehat{va})(L_1 f_1 + L_0 f_0) + \left(\frac{1}{2}\right)[\widehat{va}_0 \Delta L f_1 + \widehat{va}_1 \Delta L f_0] + \left(\frac{1}{2}\right)(\widehat{va}_0 L_0 + \widehat{va}_1 L_1)(\Delta f) \quad (28)$$

¹⁰ Si bien la descomposición estructural permite identificar las actividades que registraron aumentos en el producto por el cambio tecnológico, el modelo no contiene información para la identificación y el análisis de sus causas. En otras palabras, este método no permite determinar el aumento del producto de un sector por la variación de cada factor que compone el cambio tecnológico separadamente (innovación, economías de escala, cambios en la combinación de productos, variación de los precios relativos, cambios en los patrones de intercambio).

III. Fuente y clasificación de los datos

Se utilizaron matrices de insumo-producto basadas en una clasificación de 42 sectores, estimadas por Guilhoto y Sesso Filho (2010) y disponibles en línea en el sitio del Laboratorio de Economía Regional y Urbana de la Universidad de São Paulo (NEREUS).

Treinta de los 42 sectores examinados en este trabajo son sectores industriales. Los datos publicados por la fuente citada siguen un criterio de clasificación internacional y se basan en la versión 1.0 de la Clasificación Nacional de Actividades Económicas (CNAE)¹¹. La clasificación por intensidad tecnológica se realizó de acuerdo con la metodología basada en la taxonomía creada por Pavitt (1984) y adoptada por la Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económicos (OCDE) en diversos estudios (OCDE, 1987 y 2005), también utilizada para analizar el comercio exterior brasileño por Nassif (2006), entre otros numerosos estudios.

Lall (2000) utilizó esa taxonomía en su análisis del cambio tecnológico y la industrialización en Asia. Para el autor, el principal factor de competitividad de los sectores intensivos en recursos naturales es el propio acceso a los recursos naturales, mientras que en los sectores intensivos en trabajo este consiste en la disponibilidad de mano de obra de baja y media calificación con reducidos costos relativos en comparación con otros países. Los sectores intensivos en escala son aquellos en los que es posible obtener ganancias por producir en gran escala. En los sectores con tecnología diferenciada los productos satisfacen diferentes patrones de demanda, mientras que el mayor factor competitivo de los sectores con tecnología basada en la ciencia es la rápida aplicación de la ciencia a la tecnología industrial.

Una limitación de la taxonomía de Pavitt (1984) consiste en que dicha clasificación no logra captar algunas transformaciones que tuvieron lugar en la economía mundial en las últimas tres décadas. De acuerdo con Dupas (1998), las estrategias de producción y distribución de las corporaciones se han reformulado y la empresa integrada verticalmente cedió su lugar a las redes, que incorporan diferentes empresas en un mismo proyecto global. En este proceso, la tecnología y el capital adquirieron una movilidad cada vez mayor, acelerada por la posibilidad de fragmentación de las cadenas productivas. En este contexto, el sector de petróleo y gas, que según esa taxonomía se clasifica como intensivo en recursos naturales, supone conocimientos relativos a la explotación del petróleo, que sería intensiva en tecnología. La misma situación se aplica al sector de equipos electrónicos, clasificado como una industria de tecnología diferenciada, cuya cadena productiva incluye segmentos con características muy similares a las de los sectores intensivos en trabajo. En este artículo, se presenta una compatibilización de los sectores clasificados en esa taxonomía por la OCDE (2005) y los sectores de la matriz de insumo-producto¹².

IV. Resultados

1. Relaciones intersectoriales

A partir de los índices de Ghosh y de Rasmussen-Hirschman fue posible verificar la manera en que la estructura productiva de la economía brasileña ha cambiado a lo largo del tiempo. Para mostrar esa evolución se elaboraron los gráficos 1 y 2, que se asemejan a los encefalogramas de la medicina, que miden las diferencias a partir de datos estándar. Esa analogía, definida originalmente en Guilhoto

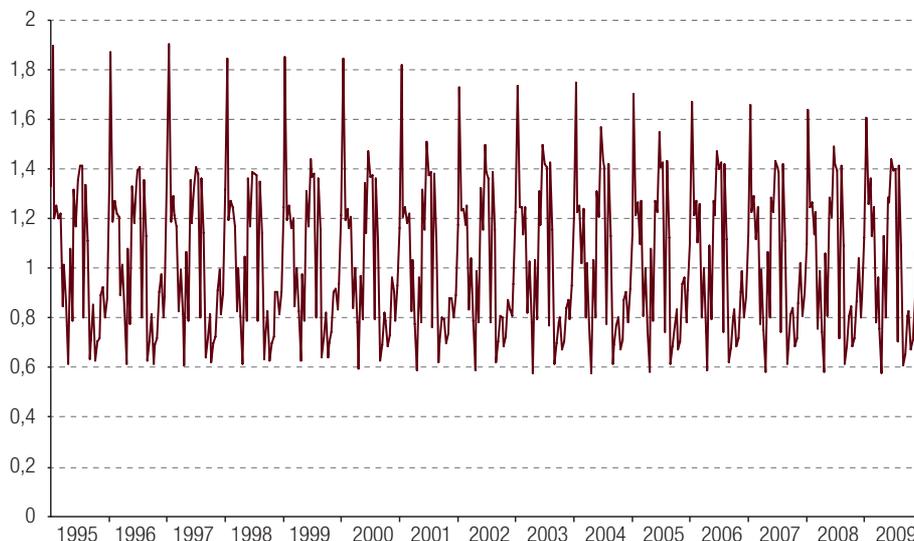
¹¹ Los 30 sectores industriales forman parte de la sección C (industrias extractivas) y de la sección D (industrias de transformación) de la CNAE 1.0.

¹² Véase el anexo.

y otros (2001b), se denominó electroeconograma de la estructura productiva. Para construirlo, basta representar los resultados de los índices en un gráfico de línea. Cuanto menor sea el cambio reflejado en la dispersión de los gráficos, más próximos estarán los resultados a los correspondientes al primer año del análisis (1995). Por el contrario, cuanto mayor sea la dispersión de los gráficos, mayores serán los cambios registrados en la estructura productiva a lo largo del período analizado.

Gráfico 1

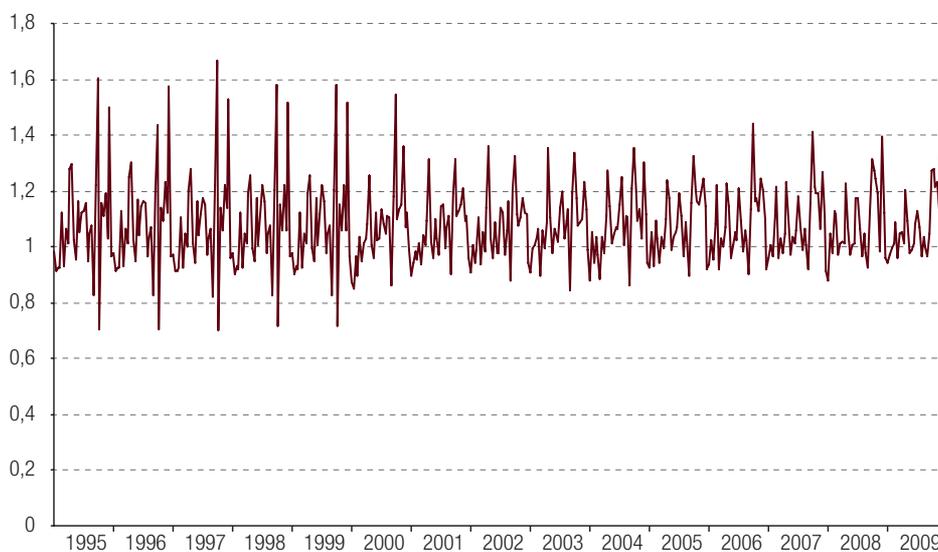
Electroeconograma del índice de eslabonamiento hacia adelante de Ghosh de los sectores de la industria brasileña, 1995-2009



Fuente: Elaboración propia, sobre la base de datos del Laboratorio de Economía Regional y Urbana de la Universidad de São Paulo (NEREUS).

Gráfico 2

Electroeconograma del índice de eslabonamiento hacia atrás de Rasmussen-Hirschman de los sectores de la industria brasileña, 1995-2009



Fuente: Elaboración propia, sobre la base de datos del Laboratorio de Economía Regional y Urbana de la Universidad de São Paulo (NEREUS).

Según el análisis visual, los índices de eslabonamiento hacia adelante de Ghosh (véase el gráfico 1) presentaron una variación decreciente, que indica una menor intensidad de la oferta intersectorial en los últimos años de la serie en comparación con el comienzo del período. Se observa que esa pérdida de intensidad ocurrió lentamente entre 1995 y 2009, de manera que la dispersión de los gráficos fue menor en comparación con el análisis del índice de eslabonamiento hacia atrás de Rasmussen-Hirschman (véase el gráfico 2). En este caso se aprecia un cambio evidente en el patrón de los gráficos: a una lenta modificación de la estructura productiva en el período 1995-2000 sigue un cambio más evidente a partir de 2001, que indica una reducción de la demanda intersectorial a partir de ese año.

Un factor que puede haber influido en este fenómeno fue el cambio en el régimen de política macroeconómica a partir de 1999. Entre 1995 y 1998 se implementó el régimen de política macroeconómica de anclaje cambiario, que permitió el éxito del Plan Real. En 1999, ese régimen se sustituyó por el “trípode macroeconómico”, que estuvo vigente hasta 2005, constituido por objetivos de inflación, metas de generación de superávit primario y fluctuación relativamente libre del tipo de cambio nominal. El cambio observado a partir de 2001 probablemente se relaciona con el aumento del contenido importado, es decir, con el impacto del comercio exterior en la estructura de producción nacional a raíz de la modificación del modelo de desarrollo económico promovido (especialmente por el tipo de cambio fluctuante a partir de 1999)¹³. Si bien la integración del mercado brasileño al global en la primera década del siglo XXI permitió el aumento de las exportaciones, muchas empresas sustituyeron a los proveedores nacionales por extranjeros¹⁴. En ese sentido, la disminución de las relaciones sectoriales de demanda (véase el gráfico 2) puede justificarse por la sustitución por insumos importados.

Se observa una reducción de las relaciones sectoriales en los dos casos, pues hubo una pérdida en las relaciones sectoriales de oferta de insumos (captadas por el índice de eslabonamiento hacia adelante de Ghosh) y una pérdida mucho mayor en las relaciones sectoriales de demanda (captadas por el índice de eslabonamiento hacia atrás de Rasmussen-Hirschman).

A continuación se realiza un análisis más detallado de los eslabonamientos sectoriales, que permite determinar si los eslabones intersectoriales se fortalecieron o debilitaron. Se procura establecer cuáles son los sectores que aumentaron sus eslabonamientos con los demás dentro de la composición de la manufactura. En el cuadro 2 se muestran los índices de eslabonamiento hacia atrás y hacia adelante.

Al comparar 1995 con 2009 hay evidencia de que los eslabonamientos hacia atrás que más aumentaron fueron los de los sectores del grupo intensivo en recursos naturales, es decir que incrementaron su demanda intersectorial. Mientras que en 1995 solo dos de los cinco mayores índices de eslabonamiento hacia atrás correspondían a sectores intensivos en recursos naturales (industria del café, otros productos alimenticios), en 2009 ese número había aumentado a cinco (fabricación de aceites vegetales, procesamiento de productos vegetales, industria del café, industria de productos lácteos y faena de animales). Asimismo, otros cuatro sectores de ese grupo adelantaron sus posiciones en la clasificación: petróleo y gas, minerales no metálicos, refinación de petróleo y metalurgia de metales no ferrosos. Con respecto a los eslabonamientos hacia adelante de esos sectores, no hubo muchos cambios al comparar los dos años, excepto en el caso de la fabricación de aceites vegetales, que se convirtió en un sector clave en 2009 porque el incremento de su índice de eslabonamiento hacia adelante fue mayor que la unidad. La refinación de petróleo y la metalurgia de metales no ferrosos fueron sectores clave tanto en 1995 como en 2009.

¹³ Ese argumento es el núcleo de los estudios sobre la enfermedad holandesa de Bresser-Pereira (2009) y Oreiro y Feijó (2010).

¹⁴ En su estudio, Magacho (2013) descompuso los cambios en la industria entre 1995 y 2008 para determinar los sectores en los que la sustitución por insumos importados fue más intensa. Los resultados indican que en los sectores primarios el impacto de la sustitución por insumos importados en el producto fue del 13,9%. En los sectores de alta y media-alta tecnología la sustitución por insumos importados redujo el crecimiento del valor de la producción un 18,1%, sobre todo en los sectores químico y de equipos eléctricos. El autor señala que el proceso nacional de sustitución por insumos importados alcanzó su mayor intensidad entre 2003 y 2008.

Cuadro 2
Índices de eslabonamiento hacia atrás de Rasmussen-Hirschman y de eslabonamiento hacia adelante de Ghosh, 1995 y 2009

Clasificación por tipo de tecnología	Sector	Posición (mayores índices de eslabonamiento hacia atrás)		Índice de eslabonamiento hacia atrás		Posición (mayores índices de eslabonamiento hacia adelante)		Índice de eslabonamiento hacia adelante	
		1995	2009	1995	2009	1995	2009	1995	2009
Basada en ciencia	Farmacia y veterinaria	24°	26°	0,95	0,97	22°	23°	0,81	0,8
Intensiva en recursos naturales	Extractivo mineral	21°	30°	0,98	0,94	5°	5°	1,35	1,36
	Petróleo y gas	28°	25°	0,91	0,97	1°	1°	1,87	1,9
	Mineral no metálico	27°	22°	0,92	1	11°	10°	1,19	1,19
	Refinación de petróleo	10°	7°	1,13	1,13	3°	2°	1,39	1,41
	Industria del café	1°	3°	1,6	1,27	21°	20°	0,82	0,82
	Procesamiento de productos vegetales	30°	2°	0,71	1,28	29°	29°	0,62	0,62
	Faena de animales	8°	5°	1,16	1,21	27°	27°	0,69	0,7
	Industria de productos lácteos	13°	4°	1,11	1,23	25°	25°	0,72	0,72
	Fabricación de azúcar	6°	8°	1,19	1,12	17°	17°	0,91	0,91
	Fabricación de aceites vegetales	18°	1°	1,03	1,39	16°	15°	0,98	1
	Otros productos alimenticios	2°	9°	1,5	1,12	23°	21°	0,8	0,82
	Metalurgia de metales no ferrosos	12°	11°	1,12	1,09	9°	9°	1,22	1,22
Intensiva en trabajo	Otros metalúrgicos	25°	28°	0,93	0,96	10°	12°	1,21	1,17
	Madera y muebles	23°	24°	0,95	0,98	24°	24°	0,78	0,79
	Industria textil	14°	21°	1,07	0,99	13°	13°	1,13	1,14
	Prendas de vestir	29°	27°	0,82	0,96	28°	28°	0,63	0,64
	Fabricación de calzado	5°	15°	1,22	1,05	26°	26°	0,7	0,72
	Industrias diversas	22°	29°	0,96	0,96	19°	18°	0,89	0,9
Intensiva en escala	Siderurgia	26°	20°	0,93	1,01	8°	8°	1,27	1,29
	Automóviles, camiones, ómnibus	3°	6°	1,3	1,21	30°	30°	0,61	0,61
	Piezas y otros vehículos	19°	10°	1,02	1,09	14°	14°	1,08	1,07
	Celulosa, papel y gráfica	7°	23°	1,16	0,99	7°	6°	1,33	1,36
	Industria del caucho	16°	18°	1,05	1,01	12°	11°	1,18	1,18
	Elementos químicos	11°	12°	1,12	1,08	6°	7°	1,34	1,32
	Químicos diversos	9°	13°	1,16	1,07	2°	3°	1,41	1,38
	Artículos plásticos	17°	17°	1,05	1,04	4°	4°	1,35	1,36
Diferenciada	Máquinas y equipos	15°	16°	1,06	1,05	18°	19°	0,89	0,83
	Material eléctrico	20°	14°	1,01	1,05	15°	16°	1,01	0,99
	Equipos electrónicos	4°	19°	1,28	1,01	20°	22°	0,83	0,81

Fuente: Elaboración propia, sobre la base de datos del Laboratorio de Economía Regional y Urbana de la Universidad de São Paulo (NEREUS).

En general, el grupo de los sectores intensivos en trabajo perdió posiciones entre los mayores índices de eslabonamiento hacia atrás entre 1995 y 2009, con excepción del sector de prendas de vestir. En 1995, la industria textil y la fabricación de calzado presentaban índices de eslabonamiento hacia atrás mayores que la unidad y eran sectores dinámicos desde el punto de vista de la oferta

intersectorial¹⁵. En 2009, la industria textil perdió eslabonamientos hacia atrás y dejó de ser un sector dinámico desde la perspectiva de la oferta. Por otra parte, aunque los eslabonamientos sectoriales hacia adelante de esos sectores aumentaron, sus posiciones entre los mayores índices de eslabonamiento hacia adelante no sufrieron modificaciones. La industria textil fue el único sector del grupo en el que se registraron índices de eslabonamiento hacia adelante mayores que la unidad en 1995 y 2009, de manera que es dinámico desde el punto de vista de la demanda. La pérdida de eslabonamientos hacia atrás en ese sector determinó el cambio de clasificación de sector clave en 1995 a sector dependiente de la demanda intersectorial.

Entre los sectores intensivos en escala, se observa un aumento de los eslabonamientos sectoriales hacia atrás en las industrias siderúrgica y de piezas y otros vehículos, que determinó que la siderurgia se clasificara como sector clave en 2009. Los demás sectores del grupo sufrieron reducciones. Todos los sectores presentan índices de eslabonamiento hacia atrás mayores que la unidad, de manera que son sectores dinámicos desde el punto de vista de la oferta intersectorial. Solo el sector de celulosa, papel y gráfica dejó de ser dinámico desde el punto de vista de la oferta en 2009, debido a la pérdida de eslabonamientos hacia atrás, y por ende, no fue clasificado como sector clave ese año. Por otra parte, a pesar de que los eslabonamientos hacia adelante sufrieron pocas modificaciones entre 1995 y 2009, los índices correspondientes fueron mayores que la unidad en casi todos los sectores del grupo, lo que indica que son dinámicos desde el punto de vista de la demanda. La industria de automóviles, camiones y ómnibus constituye una excepción, pues presentó un índice de eslabonamiento hacia adelante menor que la unidad en 1995 y en 2009 y no se clasificó como sector clave por ser dependiente de la oferta intersectorial y proveer insumos a los demás sectores de la economía. El grupo intensivo en escala fue el que presentó el mayor número de sectores clave en el período.

En el sector de farmacia y veterinaria, cuya tecnología se basa en la ciencia, no hubo muchas modificaciones en los eslabonamientos hacia atrás y hacia adelante. Ese sector no fue dinámico desde el punto de vista de la oferta ni de la demanda, pues sus índices de eslabonamiento hacia atrás y hacia adelante fueron menores que la unidad tanto en 1995 como en 2009. Sus eslabonamientos hacia atrás aumentaron y sus eslabonamientos hacia adelante se redujeron en el período analizado.

Por último, todos los sectores con tecnología diferenciada presentaron índices de eslabonamiento hacia atrás mayores que la unidad en 1995 y en 2009, constituyendo sectores dinámicos desde el punto de vista de la oferta. Entre 1995 y 2009, se redujeron los eslabonamientos hacia atrás de los sectores de máquinas y equipos y equipos electrónicos y aumentaron los del sector de material eléctrico. Con respecto a los eslabonamientos hacia adelante, solo el sector de material eléctrico registró un índice mayor que la unidad en 1995. No obstante, al perder eslabonamientos dejó de ser dinámico desde el punto de vista de la demanda intersectorial y pasó a ser dependiente de la oferta intersectorial.

Se puede observar que mientras no hubo cambios significativos en los eslabonamientos hacia adelante entre 1995 y 2009, la situación cambia al analizar los eslabonamientos hacia atrás. En general, hubo una pérdida de eslabonamientos hacia atrás en la economía brasileña, que supone un debilitamiento de la demanda intersectorial. El análisis de los grupos tecnológicos revela que al mismo tiempo en que los sectores intensivos en recursos naturales cobraron importancia en 2009 al incrementar la demanda de insumos de los demás sectores (presentando los índices de eslabonamiento hacia atrás más elevados ese año), se redujeron los eslabonamientos hacia atrás de importantes sectores demandantes intensivos en escala¹⁶, con tecnología diferenciada¹⁷ y de dos sectores intensivos en trabajo (industria textil y fabricación de calzado).

¹⁵ Un sector dinámico desde el punto de vista de la oferta logra influenciar la oferta intersectorial, ya que es un importante demandante de otros sectores de la economía. Por otra parte, un sector dinámico desde el punto de vista de la demanda es un importante proveedor para los otros sectores y logra influenciar la demanda intersectorial.

¹⁶ Excepto siderurgia y piezas y otros vehículos.

¹⁷ Excepto máquinas y equipos.

Mediante el análisis de los eslabonamientos sectoriales, se puede afirmar que la economía brasileña pasó por un proceso en que la demanda intersectorial de los sectores intensivos en recursos naturales aumentó en mayor medida con respecto a los sectores de los otros grupos. Hubo una reestructuración industrial, en la cual aumentó el radio de alcance de la demanda intermedia de los sectores intensivos en recursos naturales, mientras el de los sectores intensivos en escala y con tecnología diferenciada se redujo. A continuación se presentan los resultados de la descomposición estructural del empleo, el valor agregado y el VBP.

2. Descomposición del empleo

En el cuadro 3 se resumen los resultados de la descomposición del empleo en los sectores de la industria por tipo de tecnología utilizada. De los 2,7 millones de puestos de trabajo creados entre 1995 y 2009, 931.200 correspondieron a sectores que utilizan tecnología intensiva en recursos naturales y 951.980 a sectores intensivos en trabajo. Eso concuerda con la afirmación de Nassif (2006) de que los sectores con tecnologías basadas en recursos naturales e intensivas en trabajo tienen mayor capacidad para generar empleos directos.

Cuadro 3
Brasil: descomposición estructural del empleo en la industria
por tipo de tecnología, 1995-2009
(En miles de puestos de trabajo y porcentajes)

Clasificación de la industria por tipo de tecnología	Variación total del empleo	Contribución del cambio tecnológico		Contribución del cambio en la demanda final		Contribución del cambio en el coeficiente directo de trabajo	
Basada en la ciencia	30,24	-27,58	-91,22%	148,60	491,40%	-90,77	-300,18%
Intensiva en recursos naturales	931,10	-22,34	-2,40%	1 627,80	174,82%	-674,36	-72,43%
Intensiva en trabajo	951,98	-361,43	-37,97%	802,99	84,35%	510,43	53,62%
Intensiva en escala	466,08	-28,96	-6,21%	1 078,39	231,37%	-583,35	-125,16%
Diferenciada	376,68	-113,58	-30,15%	527,49	140,04%	-37,24	-9,89%
Total	2 756,09	-553,90	-20,10%	4 185,28	151,86%	-875,29	-31,76%

Fuente: Elaboración propia, sobre la base de datos del Laboratorio de Economía Regional y Urbana de la Universidad de São Paulo (NEREUS).

Los mayores aumentos del empleo en el período examinado se registraron en los sectores de procesamiento de productos vegetales (creación de 360.000 puestos de trabajo) y prendas de vestir (creación de 357.000 puestos de trabajo). Debido a que el primero es intensivo en recursos naturales y el segundo es intensivo en trabajo, sus contribuciones fueron importantes para los resultados de esos grupos.

El cambio tecnológico derivó en la reducción del empleo en la industria, en particular en los sectores intensivos en trabajo (pérdida de 361.430 empleos). El sector de prendas de vestir contribuyó en gran medida a ese resultado, pues fue el sector de la industria de transformación que sufrió la mayor reducción de empleo por ese motivo. A pesar del efecto tecnológico negativo, el segundo mayor aumento del empleo se registró en ese mismo sector. Eso se debe a que las contribuciones del cambio en la demanda final y del coeficiente directo de trabajo sumadas fueron superiores a la contribución del cambio tecnológico. Lo mismo ocurrió en los otros sectores del grupo intensivo en trabajo.

La demanda final aumentó el empleo en la industria, sobre todo en los sectores intensivos en recursos naturales (creación de 1,62 millones de puestos de trabajo) y en los sectores intensivos en escala (creación de 1,07 millones de empleos). Los sectores donde se registraron mayores aumentos del empleo por la demanda final fueron, respectivamente, otros productos alimenticios y celulosa, papel y gráfica.

El coeficiente directo de trabajo redujo el empleo en todos los grupos analizados, con excepción del grupo intensivo en trabajo. El coeficiente mide la cantidad de trabajo por unidad monetaria de producción y su inverso puede considerarse como una medida indirecta de la productividad del trabajo. Así, el mayor aumento de productividad del trabajo (con la reducción de 674.360 empleos debido a la variación del coeficiente) se produjo en los sectores intensivos en recursos naturales. En los sectores intensivos en trabajo hubo una reducción de la productividad del trabajo (con el aumento de 510.430 empleos), pues los sectores de prendas de vestir y fabricación de calzado perdieron productividad en el período de referencia.

La reestructuración del empleo en la industria entre 1995 y 2009 tuvo lugar con el mayor aumento del número de puestos de trabajo en los sectores con tecnología intensiva en trabajo y en recursos naturales. Esos sectores sufrieron una reducción a raíz del efecto tecnológico, pero, mientras que los intensivos en trabajo perdieron productividad, los intensivos en recursos naturales presentaron el mayor aumento en el empleo debido al incremento de la demanda final y de la productividad del trabajo en el período analizado.

3. Descomposición del valor agregado

Con respecto a la descomposición del valor agregado, los sectores industriales con tecnología intensiva en recursos naturales fueron los que presentaron mayor participación en la variación total del valor agregado de la industria (41,07%), seguidos por los sectores intensivos en escala (35,26%), los sectores con tecnología diferenciada (15,40%), los sectores basados en la ciencia (5,62%) y, por último, los sectores intensivos en trabajo (2,65%) (véase el cuadro 4).

Cuadro 4
Brasil: descomposición estructural del valor agregado de la industria
por tipo de tecnología, 1995-2009
(En millones de reales a precios de 2009 y porcentajes)

Clasificación de la industria por tipo de tecnología	Variación total del valor agregado		Variación del valor agregado por los efectos					
			Cambio tecnológico		Cambio en la demanda final		Cambio en el coeficiente directo de valor agregado	
Industria	161 915,17	100,00%	-7 103,70	100,00%	199 620,03	100,00%	-30 601,15	100,00%
Basada en la ciencia	9 099,46	5,62%	-2 653,79	37,36%	14 706,55	7,37%	-2 953,30	9,65%
Intensiva en recursos naturales	66 496,22	41,07%	12 767,17	-179,73%	76 979,45	38,56%	-23 250,40	75,98%
Intensiva en trabajo	4 288,48	2,65%	-7 977,85	112,31%	22 625,39	11,33%	-10 359,06	33,85%
Intensiva en escala	57 088,73	35,26%	-3 804,19	53,55%	60 025,71	30,07%	867,21	-2,83%
Diferenciada	24 942,29	15,40%	-5 435,04	76,51%	25 282,93	12,67%	5 094,39	-16,65%

Fuente: Elaboración propia, sobre la base de datos del Laboratorio de Economía Regional y Urbana de la Universidad de São Paulo (NEREUS) y cuentas nacionales del Instituto Brasileño de Geografía y Estadística (IBGE).

Los cambios tecnológicos que tuvieron lugar en la economía brasileña en el período examinado contribuyeron al incremento del valor agregado solo en los sectores intensivos en recursos naturales, mientras que este se redujo en los demás sectores (véase el cuadro 4). De esa forma, la contribución del efecto de los cambios tecnológicos a la variación del valor agregado de los grupos fue negativa en los sectores de la industria con tecnología basada en la ciencia (-29,16%), intensiva en trabajo (-186,03%), intensiva en escala (-6,66%) y diferenciada (-21,79%). Solo en los sectores con tecnología intensiva en recursos naturales hubo un aumento del valor agregado por el cambio tecnológico, que representó el 19,20% de la variación del valor agregado de ese grupo (véase el cuadro 5). La contribución del efecto del cambio en la demanda final fue el factor que explicó en mayor medida

el crecimiento del valor agregado de todos los grupos analizados. En particular, el cambio en la demanda final es el único factor que explica el aumento del valor agregado de los sectores intensivos en trabajo, visto que las contribuciones de los demás factores fueron negativas (véase el cuadro 5).

Cuadro 5

Brasil: contribuciones de los efectos sobre la variación del valor agregado, 1995-2009
(En porcentajes)

Clasificación de la industria por tipo de tecnología	Contribuciones de los efectos		
	Cambio tecnológico	Cambio en la demanda final	Cambio en el coeficiente directo de valor agregado
Industria	-4,39%	123,29%	-18,90%
Basada en la ciencia	-29,16%	161,62%	-32,46%
Intensiva en recursos naturales	19,20%	115,77%	-34,96%
Intensiva en trabajo	-186,03%	527,59%	-241,56%
Intensiva en escala	-6,66%	105,14%	1,52%
Diferenciada	-21,79%	101,37%	20,42%

Fuente: Elaboración propia, sobre la base de datos del Laboratorio de Economía Regional y Urbana de la Universidad de São Paulo (NEREUS) y cuentas nacionales del Instituto Brasileño de Geografía y Estadística (IBGE).

El efecto del coeficiente directo de valor agregado supuso reducciones en todos los grupos con excepción de los sectores con tecnología intensiva en escala y diferenciada. En otras palabras, la razón entre el valor agregado y el valor de producción aumentó solamente en esos dos grupos. Este resultado demuestra que los sectores que requieren mano de obra calificada, como los sectores con tecnología intensiva en escala y diferenciada, son los que logran aumentar la capacidad de generar más ingresos o valor agregado para la economía. Por otra parte, los sectores que desarrollan tareas estandarizadas o codificadas, que requieren escasa calificación de la mano de obra, no logran alcanzar ese resultado, como en el caso de algunos sectores intensivos en recursos naturales e intensivos en trabajo. En las industrias “maquiladoras”¹⁸, por ejemplo, la razón entre el valor agregado y el valor de producción es pequeña.

El análisis del valor agregado revela una reprimarización o especialización regresiva de la industria de transformación brasileña, que se refleja en la mayor participación de los sectores con tecnología intensiva en recursos naturales en la variación total del valor agregado de la industria. La especialización regresiva supone la modificación de la composición de la industria, de manera que los sectores intensivos en recursos naturales cobran importancia con respecto a los demás.

En su análisis de la “(des)industrialización” desde el punto de vista del valor agregado a nivel sectorial entre 2000 y 2008, Morceiro (2012) obtuvo resultados interesantes. La mayoría de los sectores de la industria de transformación analizados por el autor presentó un desempeño positivo. Las mayores reducciones se registraron en los sectores de material electrónico y equipos de comunicaciones, prendas de vestir y accesorios, productos de madera y artículos de cuero y calzado. Para el autor (pág. 109):

De esa manera, si bien la desindustrialización (reducción real del tamaño) avanzó en esos cuatro sectores, puede considerarse localizada o concentrada en algunos sectores más expuestos a la competencia internacional, especialmente asiática (caracterizada por países fuertes en los sectores intensivos en trabajo y en la industria electrónica).

¹⁸ Originalmente, las “maquiladoras” eran las empresas manufactureras intensivas en trabajo que se crearon en la frontera de México con los Estados Unidos para aprovechar la mano de obra barata. El proceso productivo transferido a México era muy simple, no exigía mano de obra calificada ni contribuía al desarrollo tecnológico. Véase Bresser-Pereira, Marconi y Oreiro (2009). Esas industrias también se caracterizan por el montaje de productos a partir de componentes importados, por lo que generan escaso valor.

Sin embargo, otros sectores intensivos en trabajo, como la industria textil, de muebles, artículos de caucho y plástico y la metalurgia básica, presentaron un desempeño débil en comparación con la industria de transformación y, de no adoptarse ninguna medida, pueden ser susceptibles a la desindustrialización.

Los sectores señalados por Morceiro (2012) como expuestos a la competencia internacional, especialmente asiática, son sectores intensivos en trabajo (como los de madera y muebles, prendas de vestir y fabricación de calzado) y con tecnología diferenciada (como el de equipos electrónicos). El único de esos cuatro sectores en el que se redujo el valor agregado entre 1995 y 2009 fue el de prendas de vestir, con una contracción de 14.143,35 millones de reales a precios de 2009, en virtud de la contribución negativa de la demanda final. El sector fue responsable por la baja participación del grupo intensivo en trabajo en la variación total del valor agregado de la industria (véase el cuadro 4).

En el período de referencia, el valor agregado también se redujo en los sectores de procesamiento de productos vegetales (-15.781,08 millones de reales de 2009) y fabricación de aceites vegetales (-9.413,70 millones de reales de 2009), que son sectores intensivos en recursos naturales. A pesar de la reducción en esos sectores, los resultados sustanciales de las industrias de petróleo y gas (variación de 22.001,17 millones de reales en el valor agregado) y de refinación de petróleo (variación total del valor agregado en 20.159,69 millones de reales) determinaron que la participación de la industria de los sectores intensivos en recursos naturales en la variación total del valor agregado fuera la más significativa (véase el cuadro 4).

Los resultados obtenidos confirman parcialmente el estudio de Morceiro (2012). Se comprobó que los sectores intensivos en trabajo fueron los que menos participaron en el aumento del valor agregado de la industria en el período analizado, debido a que sufren con la competencia internacional. Las diferencias observadas se deben a las diferencias metodológicas entre los trabajos. Mediante la descomposición estructural se analizaron la variación total del valor agregado entre 1995 y 2009 y los factores que explican esa variación (cambios tecnológicos, cambios en la demanda final y cambios en el coeficiente directo de valor agregado). Morceiro (2012) comparó las tasas de crecimiento del valor agregado de 2000 y 2008 por sector de la industria y utilizó una clasificación sectorial de la industria distinta de la empleada en este trabajo.

4. Descomposición del valor bruto de producción

En el cuadro 6 se presentan los resultados de la descomposición del VBP de la industria por tipo de tecnología. Entre 1995 y 2009, el VBP industrial aumentó 722.743,92 millones de reales a precios de 2009. La mayor participación en el aumento total del VBP de la industria corresponde a los sectores intensivos en recursos naturales (51,08%), seguidos por los sectores intensivos en escala (31,28%), con tecnología diferenciada (8,75%), intensivos en trabajo (5,05%) y con tecnología basada en la ciencia (3,84%).

El cambio tecnológico en la economía redujo el VBP industrial en 12.770,66 millones de reales y los sectores con tecnología diferenciada fueron los que más contribuyeron a ese resultado. Asimismo, el cambio tecnológico redujo el VBP industrial de todos los grupos analizados, con excepción del grupo de los sectores intensivos en recursos naturales, cuyo VBP aumentó 47.447,81 millones de reales por el cambio tecnológico (véase el cuadro 6).

La contribución del efecto cambio tecnológico a la variación del valor agregado de los grupos fue negativa para los sectores de la industria con tecnología basada en la ciencia (-21,64%), intensiva en trabajo (-46,93%), intensiva en escala (-5,57%) y diferenciada (-39,04%) y positiva solo para los sectores intensivos en recursos naturales (12,90%) (véase el cuadro 7).

Cuadro 6

Brasil: descomposición estructural del valor bruto de producción (VBP) de la industria por tipo de tecnología, 1995-2009
(En millones de reales a precios de 2009 y porcentajes)

Clasificación de la industria por tipo de tecnología	Variación total del VBP		Variación del VBP por los efectos			
			Cambio tecnológico		Cambio en la demanda final	
Industria	722 743,92	100,00%	-12 770,66	100,00%	735 514,57	100,00%
Basada en la ciencia	27 771,54	3,84%	-6 010,14	47,06%	33 781,68	4,59%
Intensiva en recursos naturales	369 201,13	51,08%	47 624,88	-372,92%	321 576,25	43,72%
Intensiva en trabajo	36 474,48	5,05%	-17 116,81	134,03%	53 591,29	7,29%
Intensiva en escala	226 064,67	31,28%	-12 580,79	98,51%	238 645,46	32,45%
Diferenciada	63 232,10	8,75%	-24 687,80	193,32%	87 919,89	11,95%

Fuente: Elaboración propia, sobre la base de datos del Laboratorio de Economía Regional y Urbana de la Universidad de São Paulo (NEREUS) y cuentas nacionales del Instituto Brasileño de Geografía y Estadística (IBGE).

Cuadro 7

Brasil: contribución de los efectos a la variación del valor bruto de producción (VBP), 1995-2009
(En porcentajes)

Clasificación de la industria por tipo de tecnología	Contribución de los efectos	
	Cambio tecnológico	Cambio en la demanda final
Industria	-1,77	101,77
Basada en la ciencia	-21,64	121,64
Intensiva en recursos naturales	12,90	87,10
Intensiva en trabajo	-46,93	146,93
Intensiva en escala	-5,57	105,57
Diferenciada	-39,04	139,04

Fuente: Elaboración propia, sobre la base de datos del Laboratorio de Economía Regional y Urbana de la Universidad de São Paulo (NEREUS) y cuentas nacionales del Instituto Brasileño de Geografía y Estadística (IBGE).

Los cambios tecnológicos registrados en la economía brasileña aumentaron el valor agregado y el VBP solo en los sectores de la industria intensivos en recursos naturales, mientras que los demás sectores sufrieron reducciones. Esos cambios pueden obedecer a innovaciones, sustitución de importaciones, economías de escala, cambios en la combinación de productos, variación de los precios relativos y cambios en los patrones de intercambio.

El aumento de la demanda final fue el principal factor que llevó al aumento del VBP industrial. Si bien ese aumento fue mayor en los sectores intensivos en recursos naturales (véase el cuadro 6), fueron los sectores intensivos en trabajo los que presentaron la mayor contribución del efecto del cambio en la demanda final (146,93%) (véase el cuadro 7). Fue por causa del impulso generado por el aumento de la demanda final que los sectores con tecnología basada en la ciencia, intensiva en trabajo, intensiva en escala y diferenciada registraron un crecimiento del VBP en el período de 1995 a 2009.

Los análisis del VBP industrial y del valor agregado confirman la hipótesis de una reprimarización o especialización regresiva de la industria, ya que el mayor aumento del VBP correspondió a los sectores intensivos en recursos naturales, seguido por los sectores intensivos en escala, con tecnología diferenciada, basados en la ciencia e intensivos en trabajo. Los sectores que más contribuyeron al aumento del VBP del grupo intensivo en recursos naturales fueron los de refinación de petróleo y petróleo y gas.

El segundo mayor aumento del VBP se registró en los sectores intensivos en escala, gracias a la contribución del sector de automóviles, camiones y ómnibus, que tuvo el mayor aumento del VBP dentro de ese grupo. Entre los sectores con tecnología diferenciada, el de máquinas y equipos presentó el mayor crecimiento del VBP, que en cambio se redujo en el sector de equipos electrónicos. Este último sector resulta afectado por la competencia externa, principalmente la asiática. El crecimiento del VBP del grupo intensivo en trabajo fue inferior con respecto al de los grupos intensivos en recursos naturales, en escala y con tecnología diferenciada, debido a la reducción del VBP en el sector de prendas de vestir, que también resulta afectado por la competencia externa.

V. Conclusiones y consideraciones finales

En este estudio se analizaron los cambios estructurales en la industria brasileña entre 1995 y 2009, teniendo en cuenta sus relaciones intersectoriales. Se encontraron pruebas empíricas de que los cambios estructurales debilitaron la demanda intersectorial de la industria brasileña. Asimismo, se constató que hubo una reestructuración industrial en virtud del aumento del radio de alcance de la demanda intersectorial de los sectores intensivos en recursos naturales, que en cambio se redujo en los sectores intensivos en escala y con tecnología diferenciada.

La reestructuración del empleo en la industria entre 1995 y 2009 ocurre con los mayores aumentos del número de puestos de trabajo en los sectores con tecnología intensiva en trabajo y en recursos naturales. Si bien esos sectores sufrieron una reducción a raíz del efecto tecnológico, fueron los que presentaron el mayor aumento en el empleo debido al incremento de la demanda final en el período analizado.

Los análisis del valor agregado y del VBP confirman la hipótesis de una reprimarización o especialización regresiva de la industria, ya que los mayores aumentos del valor agregado y del VBP correspondieron al grupo intensivo en recursos naturales.

Una importante conclusión del trabajo fue que los cambios tecnológicos contribuyeron de forma negativa al crecimiento del empleo, el valor agregado y el VBP en la industria brasileña. Se constató que los cambios tecnológicos que tuvieron lugar en la economía contribuyeron a la reducción del 20,10% del empleo, el 4,39% del valor agregado y el 1,77% del VBP de la industria brasileña entre 1995 y 2009. Los sectores intensivos en trabajo fueron los más afectados desde el punto de vista de la reducción del empleo y del valor agregado, mientras los sectores con tecnología diferenciada fueron los más afectados con respecto a la reducción del VBP. Esos cambios pueden deberse a las innovaciones tecnológicas, el aumento de los beneficios derivados de las economías de escala, los cambios en la combinación de productos, la variación de los precios relativos o los cambios en los patrones de intercambio. Uno de los cambios tecnológicos que parecen ser más relevantes es la sustitución de insumos nacionales por importados, que puede ser una de las causas de la reducción de los índices de eslabonamiento hacia atrás de los sectores, en función del debilitamiento de la demanda intersectorial de la industria. En contrapartida, las contribuciones de la demanda final fueron responsables por la mayor parte de los resultados positivos de las descomposiciones estructurales.

En resumen, si bien por una parte la expansión de la demanda final desempeñó un papel importante en el crecimiento de la industria en el ámbito del empleo, el valor agregado y el VBP, por otra hubo un debilitamiento de la demanda intersectorial de la industria brasileña. Esta pasó a caracterizarse por el aumento de la importación de insumos para la producción, al mismo tiempo en que dicha producción se financia, sobre todo, por la expansión de la demanda final.

Asimismo, la importancia adquirida por los sectores intensivos en recursos naturales por el incremento de sus demandas intersectoriales o los resultados significativos en el aumento del empleo,

el valor agregado y el VBP, no parece ser suficiente para que la industria promueva el dinamismo de la economía brasileña de la forma defendida por Rodrik (2007).

Si los responsables de la formulación de políticas públicas desean equilibrar las contribuciones del aumento de la demanda final con estímulos para que los cambios tecnológicos promuevan el dinamismo de la industria, se deben proveer incentivos a tales cambios. En ese contexto, la política industrial se convierte en el principal mecanismo de política pública capaz de crear condiciones favorables para la supervivencia del sector industrial, principalmente para los sectores con mayor intensidad tecnológica.

En la última década, el gobierno reintrodujo el tema de la política de desarrollo industrial en la agenda de políticas públicas y procuró implementar una política industrial, a pesar de diversos obstáculos, como los cambios en las condiciones internacionales después de la crisis, la sobrevaloración del real y la explosión del fenómeno chino.

La liberalización económica de la década de 1990 y el complejo proceso de globalización productiva y financiera influyeron, y todavía influyen, de forma determinante en las estrategias empresariales y corporativas. De la misma forma, ese proceso compromete profundamente la capacidad de los gobiernos para desarrollar políticas nacionales de fortalecimiento de la competitividad industrial.

El desafío es que este contexto exige del Estado un papel central en la movilización y articulación de los recursos productivos, tecnológicos, financieros y organizativos-institucionales necesarios para la viabilización de inversiones. Además de garantizar la capacidad de coordinación, la política industrial debe tener en cuenta las especificidades de la realidad en sus varias dimensiones (sectorial, tecnológica, financiera, organizativa, institucional y regional), apoyada en una perspectiva dinámica de largo plazo.

Este estudio contribuye al análisis de la dimensión sectorial de la industria al mostrar la evolución de esos sectores en el ámbito del empleo, el valor agregado, el VBP y los eslabonamientos. Sin embargo, la agenda de investigación sobre la industria debe tener en cuenta las otras dimensiones para la consolidación de la política industrial y, por otra parte, el debate económico debe profundizar el estudio de la cohesión entre las políticas industrial y macroeconómica, siguiendo una estrategia para el desarrollo nacional a largo plazo.

Bibliografía

- Araújo, E.L. (2010), "Efeitos das variáveis macroeconômicas sobre o desempenho da indústria de transformação brasileira: uma análise do período 1994-2009", *Anais do XIII Encontro Regional de Economia*, Porto Alegre.
- Bonelli, R. (2005), *Industrialização e desenvolvimento: notas e conjecturas com foco na experiência do Brasil*, São Paulo.
- Bresser-Pereira, L.C. (2009), *Globalização e competição: por que alguns países emergentes têm sucesso e outros não*, Río de Janeiro, Elsevier.
- Bresser-Pereira, L.C. y N. Marconi (2008), "Existe doença holandesa no Brasil?", documento presentado en el Foro de Economía de la Fundación Getúlio Vargas, São Paulo.
- Bresser-Pereira, L.C., N. Marconi y J. Oreiro (2009), "A doença holandesa", *Globalização e competição: por que alguns países emergentes têm sucesso e outros não*, Río de Janeiro, Elsevier.
- Carvalho, L. y D. Kupfer (2011), "Diversificação ou especialização: uma análise do processo de mudança estrutural da indústria brasileira", *Revista de Economia Política*, vol. 31, N° 4, São Paulo.
- (2008), "A transição estrutural da indústria brasileira: uma análise dos fatores explicativos pela ótica da demanda", *Anais do XXXVI Encontro Nacional de Economia*, Salvador.
- (2007), "A transição estrutural da indústria brasileira: da diversificação para a especialização", *Anais do XXXV Encontro Nacional de Economia*, Recife.
- Dietzenbacher, E. y B. Los (1998), "Structural decomposition techniques: sense and sensitive", *Economic Systems Research*, vol. 10, N° 4, Taylor & Francis.

- Dupas, G. (1998), "A lógica da economia global e a exclusão social", *Estudos Avançados*, vol. 12, N° 34, São Paulo.
- Franke, R. y P. Kalmbach (2005), "Structural change in the manufacturing sector and its impact on business-related services: an input-output study for Germany", *Structural Change and Economic Dynamics*, vol. 16, N° 4, Amsterdam, Elsevier.
- Guilhoto, J.J.M. y U.A. Sesso Filho (2010), "Estimación da matriz insumo-producto utilizando dados preliminares das contas nacionais: aplicação e análise de indicadores econômicos para o Brasil em 2005", *Economia e Tecnologia*, vol. 23, Universidad Federal de Paraná.
- Guilhoto, J.J.M. y otros (2001a), "Economic structural change over time: Brazil and the United States compared", *Journal of Policy Modeling*, vol. 23, N° 6, Amsterdam, Elsevier.
- (2001b), "Comparative analysis of Brazil's national and regional economic structure, 1985, 1990, 1995", *Structure and Structural Change in the Brazilian Economy*, J.J.M. Guilhoto y G. Hewings (eds.), Aldershot, Ashgate.
- Hirschman, A. (1958), *The Strategy of Economic Development*, New Haven, Yale University Press.
- IBGE (Instituto Brasileiro de Geografia y Estadística) (s/f), "Sistema de Contas Nacionais: tabelas recursos e usos de 1996 a 2009" [en línea] www.ibge.gov.br.
- Kaldor, N. (1966), *Causes of the Slow Rate of Economic Growth of the United Kingdom*, Cambridge, Cambridge University Press.
- Lall, S. (2000), "Technological change and industrialization in the Asian newly industrializing economies: achievements and challenges", *Technology, Learning and Innovation: Experiences of Newly Industrializing Economies*, L. Kim y R. Nelson, Cambridge, Cambridge University Press.
- Linden, J.A. y E. Dietzenbacher (2000), "The determinants of structural change in the European Union: a new application of RAS", *Environment and Planning*, vol. 32, N° 12, Londres, SAGE.
- Magacho, G.R. (2013), "Incorporating import coefficients into a structural decomposition analysis: an empirical investigation on Brazilian growth sources" [en línea] <https://www3.eco.unicamp.br/neit/images/Downloads/seminarioagosto13.pdf>.
- Marquetti, A. (2002), "Progresso técnico, distribuição e crescimento na economia brasileira: 1955-1998", *Estudos Econômicos*, vol. 32, N° 1, São Paulo.
- Miernyk, W.H. (1974), *Elementos de análise do insumo-producto*, São Paulo, Atlas.
- Miller, R.E. y P.D. Blair (2009), *Input-Output Analysis: Foundations and Extensions*, New Jersey, Prentice-Hall.
- Morceiro, P. (2012), *Desindustrialização na economia brasileira no período 2000-2011: abordagens e indicadores*, São Paulo, Editora Unesp.
- Nassif, A. (2006), "Há evidência de desindustrialização no Brasil?", *Revista de Economia Política*, vol. 28, N° 1, São Paulo, enero-marzo.
- OCDE (Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económicos) (2005), *Science, Technology and Industry Scoreboard 2005*, París [en línea] <http://www.sourceoecd.org/sciencelT/9264010556>.
- (1987), *Structural Adjustment and Economic Performance*, París.
- Oreiro, J.L. y C.A. Feijó (2010), "Desindustrialização: conceituação, causas, efeitos e o caso brasileiro", *Revista de Economia Política*, vol. 30, N° 2, São Paulo.
- Pavitt, K. (1984), "Sectoral patterns of technical change: towards a taxonomy and a theory", *Research Policy*, vol. 13, N° 6, Amsterdam, Elsevier.
- Ramos, R.L.O. (1996), "Mudanças estruturais reais nas matrizes de insumo-producto: Brasil-1980/85", *Revista Pesquisa e Planejamento Econômico*, vol. 26, N° 1, Rio de Janeiro.
- Rasmussen, P.N. (1956), *Studies in Intersectoral Relations*, Amsterdam, North-Holland.
- Rodrik, D. (2013), *Structural Change, Fundamentals, and Growth: an Overview*, Princeton, Instituto de Estudios Avanzados.
- (2007), "Industrial development: stylized facts and policies directions", *Industrial Development for the 21st Century: Sustainable Development Perspectives*, Nueva York, Naciones Unidas.
- Schuschny, A.R. (2005), "Tópicos sobre el modelo de insumo-producto: teoría y aplicaciones", *serie Estudios Estadísticos y Prospectivos*, N° 37 (LC/L.2444-P), Santiago, Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL).
- Shafaeddin, S.M. (2005), "Trade liberalization and economic reform in developing countries: structural change or de-industrialization?", *UNCTAD Discussion Papers*, N° 179, Ginebra, Conferencia de las Naciones Unidas sobre Comercio y Desarrollo (UNCTAD).

Anexo A1

Clasificación de los sectores por tipo de tecnología según la OCDE

Para clasificar los sectores por tipo de tecnología se utilizó la clasificación de la Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económicos (OCDE) (2005). Como algunos de esos sectores forman parte del grupo de 56 categorías utilizado por el Sistema de Cuentas Nacionales del IBGE a partir de 2000, se calculó el peso de la producción de cada sector del grupo de 56 categorías para el sector correspondiente en el grupo de 42 categorías. Aquellos con mayor peso determinaron la clasificación de los sectores en ese último grupo.

Por ejemplo, los sectores “productos de madera-excepto muebles” y “muebles y productos de industrias diversas” del grupo de 56 categorías corresponden a “madera y muebles e industrias diversas” en el grupo de 42. El sector “productos de madera-excepto muebles” es intensivo en recursos naturales, mientras que “muebles y productos de industrias diversas” es intensivo en trabajo. Como el peso del sector “muebles y productos de industrias diversas” fue mayor (69,71%), “madera y muebles e industrias diversas” se clasificó como intensivo en trabajo.

Cuadro A1.1
Clasificación de los sectores por tipo de tecnología según la OCDE

Grupo de 42 categorías	Grupo de 56 categorías	Peso de la producción del sector del grupo de 56 categorías en el grupo de 42	Clasificación de la OCDE del sector del grupo de 56 categorías	Clasificación de la OCDE del sector del grupo de 42 categorías
Farmacia y veterinaria	Perfumería, higiene y limpieza	40,57%	Intensivo en escala	
	Productos farmacéuticos	59,43%	Basado en ciencia	Basado en ciencia
Extractivo mineral	Mineral de hierro	22,60%	Intensivo en recursos naturales	Intensivo en recursos naturales
	Otros productos de la industria extractiva	14,92%	Intensivo en recursos naturales	
Petróleo y gas	Petróleo y gas natural	62,48%	Intensivo en recursos naturales	Intensivo en recursos naturales
	Otros productos de minerales no metálicos	77,25%	Intensivo en recursos naturales	Intensivo en recursos naturales
Mineral no metálico	Cemento	22,75%	Intensivo en recursos naturales	
	Refinación de petróleo y coque	58,05%	Intensivo en recursos naturales	Intensivo en recursos naturales
Refinación de petróleo	Alcohol	8,68%	Intensivo en recursos naturales	
	Productos químicos	24,93%	Intensivo en escala	Intensivo en escala
Elementos químicos	Fabricación de resina y elastómeros	8,34%	Intensivo en escala	
	Industria del café	Alimentos y bebidas	96,92%	Intensivo en recursos naturales
Procesamiento de productos vegetales	Productos del tabaco	3,08%	Intensivo en recursos naturales	Intensivo en recursos naturales
Faena de animales				Intensivo en recursos naturales
Industria de productos lácteos				Intensivo en recursos naturales
Fabricación de azúcar				Intensivo en recursos naturales
Fabricación de aceites vegetales				Intensivo en recursos naturales

Cuadro A1.1 (conclusión)

Grupo de 42 categorías	Grupo de 56 categorías	Peso de la producción del sector del grupo de 56 categorías en el grupo de 42	Clasificación de la OCDE del sector del grupo de 56 categorías	Clasificación de la OCDE del sector del grupo de 42 categorías
Otros productos alimenticios				Intensivo en recursos naturales
Madera y muebles	Productos de madera-excepto muebles	30,29%	Intensivo en recursos naturales	Intensivo en trabajo
Industrias diversas	Muebles y productos de industrias diversas	69,71%	Intensivo en trabajo	Intensivo en trabajo
Industria textil	Textiles	100,00%	Intensivo en trabajo	Intensivo en trabajo
Prendas de vestir	Prendas de vestir y accesorios	100,00%	Intensivo en trabajo	Intensivo en trabajo
Fabricación de calzado	Artículos de cuero y calzado	100,00%	Intensivo en trabajo	Intensivo en trabajo
Siderurgia	Fabricación de acero y derivados	100,00%	Intensivo en escala	Intensivo en escala
Otros metalúrgicos	Productos de metal-excepto máquinas y equipos	67,30%	Intensivo en trabajo	Intensivo en trabajo
Metalúrgicos no ferrosos	Metalurgia de metales no ferrosos	32,70%	Intensivo en recursos naturales	Intensivo en recursos naturales
Automóviles, camiones, ómnibus	Automóviles, camionetas y vehículos utilitarios	79,96%	Intensivo en escala	Intensivo en escala
	Camiones y ómnibus	20,04%	Intensivo en escala	
Piezas y otros vehículos	Piezas y accesorios para vehículos automotores	66,12%	Intensivo en escala	Intensivo en escala
	Otros equipos de transporte	33,88%	Intensivo en escala	
Industria del caucho	Artículos de caucho y plástico	100,00%	Intensivo en escala	Intensivo en escala
Químicos diversos	Productos y preparados químicos diversos	33,70%	Intensivo en escala	Intensivo en escala
	Pesticidas	38,14%	Intensivo en escala	
	Pinturas, barnices, esmaltes y lacas	28,16%	Intensivo en escala	
Máquinas y equipos	Máquinas y equipos, incluidos mantenimiento y reparaciones	100,00%	Diferenciada	Diferenciada
Material eléctrico	Electrodomésticos	11,94%	Diferenciada	Diferenciada
Equipos electrónicos	Máquinas para oficina y equipos de informática	16,70%	Basado en ciencia	Diferenciada
	Máquinas, aparatos y materiales eléctricos	35,92%	Diferenciada	
	Material electrónico y equipos de comunicaciones	23,16%	Diferenciada	
	Aparatos e instrumentos médico-hospitalarios, de medición y ópticos	12,28%	Diferenciada	

Fuente: Elaboración propia, sobre la base de Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económicos (OCDE), *Science, Technology and Industry Scoreboard 2005*, París, 2005; y K. Pavitt, "Sectoral patterns of technical change: towards a taxonomy and a theory", *Research Policy*, vol. 13, N° 6, Amsterdam, Elsevier [en línea] <http://www.sourceoecd.org/scienceIT/9264010556>.

Nota: OCDE: Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económicos.

Orientaciones para los colaboradores de la *Revista CEPAL*

La Dirección de la Revista, con el propósito de facilitar la presentación, consideración y publicación de los trabajos, ha preparado la información y orientaciones siguientes, que pueden servir de guía a los futuros colaboradores.

El envío de un artículo supone el compromiso del autor de no someterlo simultáneamente a la consideración de otras publicaciones. Los derechos de autor de los artículos que sean publicados por la Revista pertenecerán a las Naciones Unidas.

Los artículos serán revisados por el Comité Editorial que decidirá su envío a jueces externos.

Los trabajos deben enviarse en su idioma original (español, francés, inglés o portugués), y serán traducidos al idioma que corresponda por los servicios de la CEPAL.

Junto con el artículo debe enviarse un resumen de no más de 150 palabras, en que se sinteticen sus propósitos y conclusiones principales.

Debe incluir también 3 códigos de la clasificación JEL (Journal of Economic Literature) que se encuentra en la página web: http://www.aeaweb.org/jel/jel_class_system.php

La extensión total de los trabajos —incluyendo resumen, notas y bibliografía— no deberá exceder de 10.000 palabras. También se considerarán artículos más breves.

Los artículos deberán enviarse por correo electrónico a: revista@cepal.org.

Los artículos deben ser enviados en formato Word y no deben enviarse textos en PDF.

Guía de estilo:

Los títulos no deben ser innecesariamente largos.

Notas de pie de página

- Se recomienda limitar las notas a las estrictamente necesarias.
- Se recomienda no usar las notas de pie de página para citar referencias bibliográficas, las que de preferencia deben ser incorporadas al texto.
- Las notas de pie de página deberán numerarse correlativamente, con números arábigos escritos como superíndices (superscript).

Cuadros, gráficos y ecuaciones

- Se recomienda restringir el número de cuadros y gráficos al indispensable, evitando su redundancia con el texto.
- Las ecuaciones deben ser hechas usando el editor de ecuaciones de word “mathtype” y no deben pegarse al texto como “picture”.

- Los cuadros, gráficos y otros elementos deben ser insertados al final del texto en el programa en que fueron diseñados; la inserción como “picture” debe evitarse. Los gráficos en Excel deben incluir su correspondiente tabla de valores.

- La ubicación de los cuadros y gráficos en el cuerpo del artículo deberá ser señalada en el lugar correspondiente de la siguiente manera:

Insertar gráfico 1

Insertar cuadro 1

- Los cuadros y gráficos deberán indicar sus fuentes de modo explícito y completo.
- Los cuadros deberán indicar, al final del título, el período que abarcan, y señalar en un subtítulo (en cursiva y entre paréntesis) las unidades en que están expresados.
- Para la preparación de cuadros y gráficos es necesario tener en cuenta los signos contenidos en las “Notas explicativas”, ubicadas en el anverso del índice (pág. 6).
- Las notas al pie de los cuadros y gráficos deben ser ordenadas correlativamente con letras minúsculas escritas como superíndices (superscript).
- Los gráficos deben ser confeccionados teniendo en cuenta que se publicarán en blanco y negro.

Siglas y abreviaturas

- No se deberán usar siglas o abreviaturas a menos que sea indispensable, en cuyo caso se deberá escribir la denominación completa la primera vez que se las mencione en el artículo.

Bibliografía

- Las referencias bibliográficas deben tener una vinculación directa con lo expuesto en el artículo y no extenderse innecesariamente.
- Al final del artículo, bajo el título “Bibliografía”, se solicita consignar con exactitud y por orden alfabético de autores toda la información necesaria: nombre del o los autores, año de publicación, título completo del artículo —de haberlo—, de la obra, subtítulo cuando corresponda, ciudad de publicación, entidad editora y, en caso de tratarse de una revista, mes de publicación.

La Dirección de la Revista se reserva el derecho de realizar los cambios editoriales necesarios en los artículos, incluso en sus títulos.

Los autores recibirán una suscripción anual de cortesía, más 30 separatas de su artículo en español y 30 en inglés, cuando aparezca la publicación en el idioma respectivo.

Publicaciones recientes de la CEPAL *ECLAC recent publications*

www.cepal.org/publicaciones

Informes periódicos / *Annual reports*

También disponibles para años anteriores / *Issues for previous years also available*

- Estudio Económico de América Latina y el Caribe 2016, 242 p.
Economic Survey of Latin America and the Caribbean 2016, 230 p.
- La Inversión Extranjera Directa en América Latina y el Caribe 2015, 150 p.
Foreign Direct Investment in Latin America and the Caribbean 2015, 140 p.
- Anuario Estadístico de América Latina y el Caribe 2015 / *Statistical Yearbook for Latin America and the Caribbean 2015, 235 p.*
- Balance Preliminar de las Economías de América Latina y el Caribe 2015, 104 p.
Preliminary Overview of the Economies of Latin America and the Caribbean 2015, 98 p.
- Panorama Social de América Latina 2015. Documento informativo, 68 p.
Social Panorama of Latin America 2015. Briefing paper, 66 p.
- Panorama de la Inserción Internacional de América Latina y el Caribe 2015, 102 p.
Latin America and the Caribbean in the World Economy 2015, 98 p.

Libros y documentos institucionales / *Institutional books and documents*

- 40 años de agenda regional de género, 2016, 130 p.
40 years of the regional gender agenda, 128 p.
- La nueva revolución digital: de la Internet del consumo a la Internet de la producción, 2016, 100 p.
The new digital revolution: From the consumer Internet to the industrial Internet, 2016, 100 p.
- Panorama fiscal de América Latina y el Caribe 2016: las finanzas públicas ante el desafío de conciliar austeridad con crecimiento e igualdad, 2016, 90 p.
- Reflexiones sobre el desarrollo en América Latina y el Caribe: conferencias magistrales 2015, 2016, 74 p.
- Panorama Económico y Social de la Comunidad de Estados Latinoamericanos y Caribeños, 2015, 58 p.
Economic and Social Panorama of the Community of Latin American and Caribbean States 2015, 56 p.
- Desarrollo social inclusivo: una nueva generación de políticas para superar la pobreza y reducir la desigualdad en América Latina y el Caribe, 2015, 180 p.
Inclusive social development: The next generation of policies for overcoming poverty and reducing inequality in Latin America and the Caribbean, 2015, 172 p.
- Guía operacional para la implementación y el seguimiento del Consenso de Montevideo sobre Población y Desarrollo, 2015, 146 p.
Operational guide for implementation and follow-up of the Montevideo Consensus on Population and Development, 2015, 139 p.
- América Latina y el Caribe: una mirada al futuro desde los Objetivos de Desarrollo del Milenio. Informe regional de monitoreo de los Objetivos de Desarrollo del Milenio (ODM) en América Latina y el Caribe, 2015, 88 p.
Latin America and the Caribbean: Looking ahead after the Millennium Development Goals. Regional monitoring report on the Millennium Development Goals in Latin America and the Caribbean, 2015, 88 p.
- La nueva revolución digital: de la Internet del consumo a la Internet de la producción, 2015, 98 p.
The new digital revolution: From the consumer Internet to the industrial Internet, 2015, 98 p.
- Globalización, integración y comercio inclusivo en América Latina. Textos seleccionados de la CEPAL (2010-2014), 2015, 326 p.
- El desafío de la sostenibilidad ambiental en América Latina y el Caribe. Textos seleccionados de la CEPAL (2012-2014), 2015, 148 p.
- Pactos para la igualdad: hacia un futuro sostenible, 2014, 340 p.
Covenants for Equality: Towards a sustainable future, 2014, 330 p.

- Cambio estructural para la igualdad: una visión integrada del desarrollo, 2012, 330 p.
Structural Change for Equality: An integrated approach to development, 2012, 308 p.
- La hora de la igualdad: brechas por cerrar, caminos por abrir, 2010, 290 p.
Time for Equality: Closing gaps, opening trails, 2010, 270 p.
A Hora da Igualdade: Brechas por fechar, caminhos por abrir, 2010, 268 p.

Libros de la CEPAL / ECLAC books

- 139 Hacia una nueva gobernanza de los recursos naturales en América Latina y el Caribe, Hugo Altomonte, Ricardo J. Sánchez, 2016, 256 p.
- 138 Estructura productiva y política macroeconómica: enfoques heterodoxos desde América Latina, Alicia Bárcena Ibarra, Antonio Prado, Martín Abeles (eds.), 2015, 282 p.
- 137 Juventud: realidades y retos para un desarrollo con igualdad, Daniela Trucco, Heidi Ullmann (eds.), 2015, 282 p.
- 136 Instrumentos de protección social: caminos latinoamericanos hacia la universalización, Simone Cecchini, Fernando Filgueira, Rodrigo Martínez, Cecilia Rossel (eds.), 2015, 510 p.
- 135 *Rising concentration in Asia-Latin American value chains: Can small firms turn the tide?*, Osvaldo Rosales, Keiji Inoue, Nanno Mulder (eds.), 2015, 282 p.
- 134 Desigualdad, concentración del ingreso y tributación sobre las altas rentas en América Latina, Juan Pablo Jiménez (ed.), 2015, 172 p.

Copublicaciones / Co-publications

- El imperativo de la igualdad, Alicia Bárcena, Antonio Prado, CEPAL/Siglo Veintiuno, Argentina, 2016, 244 p.
- Gobernanza global y desarrollo: nuevos desafíos y prioridades de la cooperación internacional, José Antonio Ocampo (ed.), CEPAL/Siglo Veintiuno, Argentina, 2015, 286 p.
- *Decentralization and Reform in Latin America: Improving Intergovernmental Relations*, Giorgio Brosio and Juan Pablo Jiménez (eds.), ECLAC/Edward Elgar Publishing, United Kingdom, 2012, 450 p.
- Sentido de pertenencia en sociedades fragmentadas: América Latina desde una perspectiva global, Martín Hopenhayn y Ana Sojo (comps.), CEPAL/Siglo Veintiuno, Argentina, 2011, 350 p.

Coediciones / Co-editions

- Perspectivas económicas de América Latina 2016: hacia una nueva asociación con China, 2015, 240 p.
Latin American Economic Outlook 2016: Towards a new Partnership with China, 2015, 220 p.
- Perspectivas de la agricultura y del desarrollo rural en las Américas: una mirada hacia América Latina y el Caribe 2015-2016, CEPAL/FAO/IICA, 2015, 212 p.

Documentos de proyecto / Project documents

- Complejos productivos y territorio en la Argentina: aportes para el estudio de la geografía económica del país, 2015, 216 p.
- Las juventudes centroamericanas en contextos de inseguridad y violencia: realidades y retos para su inclusión social, Teresita Escotto Quesada, 2015, 168 p.
- La economía del cambio climático en el Perú, 2014, 152 p.

Cuadernos estadísticos de la CEPAL

- 44 Las cuentas de los hogares y el bienestar en América Latina. Más allá del PIB, 2016.
- 43 Estadísticas económicas de América Latina y el Caribe: Aspectos metodológicos y resultados del cambio de año base de 2005 a 2010

Series de la CEPAL / ECLAC Series

Asuntos de Género / Comercio Internacional / Desarrollo Productivo / Desarrollo Territorial / Estudios Estadísticos / Estudios y Perspectivas (Bogotá, Brasilia, Buenos Aires, México, Montevideo) / *Studies and Perspectives* (The Caribbean, Washington) / Financiamiento del Desarrollo / Gestión Pública / Informes y Estudios Especiales / Macroeconomía del Desarrollo / Medio Ambiente y Desarrollo / Población y Desarrollo / Política Fiscal / Políticas Sociales / Recursos Naturales e Infraestructura / Seminarios y Conferencias.

Manuales de la CEPAL

- 3 Manual de formación regional para la implementación de la resolución 1325 (2000) del Consejo de Seguridad de las Naciones Unidas relativa a las mujeres, la paz y la seguridad, María Cristina Benavente R., Marcela Donadio, Pamela Villalobos, 2016, 126 p.
- 2 Guía general para la gestión de residuos sólidos domiciliarios, Estefani Rondón Toro, Marcel Szantó Narea, Juan Francisco Pacheco, Eduardo Contreras, Alejandro Gálvez, 2016, 212 p.
- 1 La planificación participativa para lograr un cambio estructural con igualdad: las estrategias de participación ciudadana en los procesos de planificación multiescalar, Carlos Sandoval, Andrea Sanhueza, Alicia Williner, 2015, 74 p.

Revista CEPAL / CEPAL Review

La Revista se inició en 1976, con el propósito de contribuir al examen de los problemas del desarrollo socioeconómico de la región. La *Revista CEPAL* se publica en español e inglés tres veces por año.

CEPAL Review first appeared in 1976, its aim being to make a contribution to the study of the economic and social development problems of the region. CEPAL Review is published in Spanish and English versions three times a year.

Observatorio demográfico / Demographic Observatory

Edición bilingüe (español e inglés) que proporciona información estadística actualizada, referente a estimaciones y proyecciones de población de los países de América Latina y el Caribe. Desde 2013 el Observatorio aparece una vez al año.

Bilingual publication (Spanish and English) providing up-to-date estimates and projections of the populations of the Latin American and Caribbean countries. Since 2013, the Observatory appears once a year.

Notas de población

Revista especializada que publica artículos e informes acerca de las investigaciones más recientes sobre la dinámica demográfica en la región. También incluye información sobre actividades científicas y profesionales en el campo de población. La revista se publica desde 1973 y aparece dos veces al año, en junio y diciembre.

Specialized journal which publishes articles and reports on recent studies of demographic dynamics in the region. Also includes information on scientific and professional activities in the field of population. Published since 1973, the journal appears twice a year in June and December.

**Las publicaciones de la CEPAL están disponibles en:
*ECLAC publications are available at:***

www.cepal.org/publicaciones

**También se pueden adquirir a través de:
*They can also be ordered through:***

www.un.org/publications

United Nations Publications
PO Box 960
Herndon, VA 20172
USA

Tel. (1-888)254-4286

Fax (1-800)338-4550

Contacto / *Contact:* publications@un.org

Pedidos / *Orders:* order@un.org



REVISTA

MIGUEL TORRES
Editor Técnico

www.cepal.org/revista

CONSEJO EDITORIAL

OSVALDO SUNKEL
Presidente

JOSÉ ANTONIO ALONSO
OSCAR ALTIMIR
RENATO BAUMANN
LUIS BECCARIA
LUIS BÉRTOLA
LUIZ CARLOS BRESSER-PEREIRA
MARIO CIMOLI
JOHN COATSWORTH
ROBERT DEVLIN
CARLOS DE MIGUEL
RICARDO FERENCH-DAVIS
DANIEL HEYMAN
MARTÍN HOPENHAYN
AKIO HOSONO
GRACIELA MOGUILLANSKY
JUAN CARLOS MORENO-BRID
JOSÉ ANTONIO OCAMPO
CARLOTA PÉREZ
GERT ROSENTHAL
PAUL SCHREYER
BARBARA STALLINGS
ANDRAS UTHOFF
ROB VOS



NACIONES UNIDAS

COMISIÓN ECONÓMICA PARA AMÉRICA LATINA Y EL CARIBE

CEPAL

Publicación de las Naciones Unidas • S.16-00698 • Diciembre de 2016 • ISSN 0252-0257
Copyright © Naciones Unidas 2016 • Impreso en Santiago

