

CEPAL

REVISTA

COMISIÓN
ECONÓMICA PARA
AMÉRICA LATINA
Y EL CARIBE



NACIONES UNIDAS

CEPAL

El desarrollo ayer y hoy: idea y utopía ROLANDO CORDERA CAMPOS	7
La competitividad de América Latina en el comercio de servicios basados en el conocimiento ANDRÉS LÓPEZ, ANDRÉS NIEMBRO Y DANIELA RAMOS	23
Participación salarial y crecimiento económico en América Latina, 1950-2011 GERMÁN ALARCO TOSONI	43
Patrones de progreso técnico en la economía brasileña, 1952-2008 ADALMIR MARQUETTI Y MELODY DE CAMPOS SOARES PORSSE	61
México: la combinación de las predicciones mensuales de inflación mediante encuestas PILAR PONCELA, VÍCTOR M. GUERRERO, ALEJANDRO ISLAS, JULIO RODRÍGUEZ Y ROCÍO SÁNCHEZ-MANGAS	79
Expectativas y producción industrial en el Uruguay: interdependencia sectorial y tendencias comunes BIBIANA LANZILOTTA M.	93
Argentina: efectos del programa Asignación Universal por Hijo en el comportamiento laboral de los adultos ROXANA MAURIZIO Y GUSTAVO VÁZQUEZ	121
Movilidad ocupacional y diferencial de ingresos: la experiencia del Brasil entre 2002 y 2010 SANDRO EDUARDO MONSUETO, JULIMAR DA SILVA BICHARA Y ANDRÉ MOREIRA CUNHA	145
¿Qué información proporciona el Examen Nacional de Enseñanza Media (ENEM) a la sociedad brasileña? RODRIGO TRAVITZKI, JORGE CALERO Y CARLOTA BOTO	163
Fondo Constitucional de Financiamiento del Nordeste del Brasil: efectos diferenciados sobre el crecimiento económico de los municipios RICARDO BRITO SOARES, FABRÍCIO CARNEIRO LINHARES, MARCOS FALCÃO GONÇALVES Y LUIZ FERNANDO GONÇALVES VIANA	183

CEPAL

REVISTA

COMISIÓN
ECONÓMICA PARA
AMÉRICA LATINA
Y EL CARIBE



NACIONES UNIDAS

CEPAL

CEPAL

REVISTA

COMISIÓN
ECONÓMICA PARA
AMÉRICA LATINA
Y EL CARIBE



NACIONES UNIDAS

CEPAL

ALICIA BÁRCENA
Secretaria Ejecutiva

ANTONIO PRADO
Secretario Ejecutivo Adjunto

OSVALDO SUNKEL
Presidente del Consejo Editorial

ANDRÉ HOFMAN
Director

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 de las Naciones Unidas (CEPAL), con sede en Santiago de Chile. Goza, ello no obstante, de completa independencia editorial y sigue los procedimientos y criterios académicos habituales, incluyendo 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, con enfoques analíticos y de políticas, en artículos de expertos en economía y otras ciencias sociales, tanto de Naciones Unidas como de fuera de ella. La *Revista* se distribuye a universidades, institutos de investigación y otras organizaciones internacionales, así como a suscriptores individuales.

Las opiniones expresadas en los artículos firmados son las de los 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 la Secretaría, 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 página web: <http://ebiz.turpin-distribution.com/products/197588-revista-de-la-CEPAL.aspx>

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



NACIONES UNIDAS



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: 978-92-1-121857-2

e-ISBN: 978-92-1-056534-9

LC/G.2614-P

Copyright © Naciones Unidas, agosto de 2014. Todos los derechos están reservados

Impreso en Santiago de Chile

La autorización para reproducir total o parcialmente esta obra debe solicitarse al Secretario de la Junta de Publicaciones. Los Estados miembros y sus instituciones gubernamentales pueden reproducir esta obra sin autorización previa. Solo se les solicita que mencionen la fuente e informen a las Naciones Unidas de tal reproducción. En todos los casos, las Naciones Unidas seguirán siendo el titular de los derechos de autor y así deberá hacerse constar en las reproducciones mediante la expresión “© Naciones Unidas 2014”, o el año correspondiente.

Í N D I C E

El desarrollo ayer y hoy: idea y utopía <i>Rolando Cordera Campos</i>	7
La competitividad de América Latina en el comercio de servicios basados en el conocimiento <i>Andrés López, Andrés Niembro y Daniela Ramos</i>	23
Participación salarial y crecimiento económico en América Latina, 1950-2011 <i>Germán Alarco Tosoni</i>	43
Patrones de progreso técnico en la economía brasileña, 1952-2008 <i>Adalmir Marquetti y Melody de Campos Soares Porsse</i>	61
México: la combinación de las predicciones mensuales de inflación mediante encuestas <i>Pilar Poncela, Víctor M. Guerrero, Alejandro Islas, Julio Rodríguez y Rocío Sánchez-Mangas</i>	79
Expectativas y producción industrial en el Uruguay: interdependencia sectorial y tendencias comunes <i>Bibiana Lanzilotta M.</i>	93
Argentina: efectos del programa Asignación Universal por Hijo en el comportamiento laboral de los adultos <i>Roxana Maurizio y Gustavo Vázquez</i>	121
Movilidad ocupacional y diferencial de ingresos: la experiencia del Brasil entre 2002 y 2010 <i>Sandro Eduardo Monsueto, Julimar da Silva Bichara y André Moreira Cunha</i>	145
¿Qué información proporciona el Examen Nacional de Enseñanza Media (ENEM) a la sociedad brasileña? <i>Rodrigo Travitzki, Jorge Calero y Carlota Boto</i>	163
Fondo Constitucional de Financiamiento del Nordeste del Brasil: efectos diferenciados sobre el crecimiento económico de los municipios <i>Ricardo Brito Soares, Fabrício Carneiro Linhares, Marcos Falcão Gonçalves y Luiz Fernando Gonçalves Viana</i>	183
Orientaciones para los colaboradores de la <i>Revista CEPAL</i>	202

Notas explicativas

En los cuadros de la presente publicación se han empleado los siguientes signos:

... Tres puntos indican que los datos faltan o no están disponibles por separado.

— La raya indica que la cantidad es nula o despreciable.

Un espacio en blanco en un cuadro indica que el concepto de que se trata no es aplicable.

– Un signo menos indica déficit o disminución, salvo que se especifique otra cosa.

, La coma se usa para separar los decimales.

/ La raya inclinada indica un año agrícola o fiscal, p. ej., 2006/2007.

- El guión puesto entre cifras que expresan años, p. ej., 2006-2007, indica que se trata de todo el período considerado, ambos años inclusive.

Salvo indicación contraria, la palabra “*toneladas*” se refiere a toneladas métricas, y la palabra “*dólares*”, a dólares de los Estados Unidos. Las tasas anuales de crecimiento o variación corresponden a tasas anuales compuestas. 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.

Ensayo basado en la Conferencia magistral realizada en la Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL), en Santiago de Chile, el 29 de abril de 2014, en el marco de la Trigésimo tercera Cátedra Raúl Prebisch.

El desarrollo ayer y hoy: idea y utopía

Rolando Cordera Campos

RESUMEN

La crisis de la globalización ha actualizado la reivindicación por el desarrollo como un complejo proceso que involucra cambios sociales e institucionales, así como formas diversas de aprendizaje democrático. Puesta en los márgenes de la discusión académica y política internacional, la economía política del desarrollo puede volver por sus fueros en la medida que la academia y los propios comandos políticos de la economía se vean impelidos a reflexionar sobre el largo plazo. La economía política del desarrollo debe hermanarse con la política para reconfigurar el significado del interés general, alineándolos tras objetivos de libertad, justicia y democracia. Tales pueden ser las coordenadas cuyo fin consista en hacer de la globalización, que es apertura e interdependencia, un vector activo en el cultivo de la densidad nacional como elemento indispensable para pensar críticamente la realidad y, como lo enseñó y practicó Prebisch, darle a la historia un curso creador de futuro.

PALABRAS CLAVE

Desarrollo económico, globalización, Raúl Prebisch, modelos de desarrollo, igualdad, derechos humanos, democracia, bienestar social, derecho al desarrollo, América Latina

CLASIFICACIÓN JEL

B15, B31, O10, O54

AUTOR

Rolando Cordera Campos es profesor emérito en la Facultad de Economía de la Universidad Nacional Autónoma de México (UNAM), México. cordera@unam.mx

Los males que aquejan a la economía latinoamericana no responden a factores circunstanciales o transitorios. Son expresión de la crisis del orden existente y de la escasa aptitud del sistema económico —por fallas estructurales que no se ha sabido o no se ha podido corregir— para lograr y mantener un ritmo de desarrollo que responda al crecimiento de la población y a sus exigencias de rápido mejoramiento.

Raúl Prebisch
(1963)

I Introducción¹

El objetivo de este ensayo es presentar una reflexión libre sobre la idea del desarrollo, ayer y hoy. Asentada en este bello y entrañable país de poetas, educadores y luchadores por la democracia y la justicia social, la CEPAL mantiene su empeño en dar rigor y robustez al pensamiento latinoamericano comprometido con el progreso colectivo y la afirmación permanente, siempre actualizada, de América Latina en el mundo como un conjunto de Estados y naciones articuladas por la noción de soberanía. Pero también en un proyecto inmanente de cooperación humana para sostener y dar sentido al discurso de *transformación productiva con equidad, ciudadanía y democracia* que ahora recoge, como coherente colofón, una arriesgada convocatoria a hacer de esta *la hora de la igualdad*.

Como lo enseñara Prebisch, estos requisitos sustanciales para la evolución política del continente se organizan en torno de la idea, la teoría y la práctica del desarrollo. En ellos convergen una compleja sumatoria de mudanzas productivas, inserciones y reinserciones en el turbulento escenario de la economía mundial, de movilizaciones sociales y de compromisos de largo alcance para darle al poder visiones progresistas e imponerle los obligados límites del cuidado y respeto de los derechos humanos en un horizonte de ciudadanía en expansión.

Agenda histórica nunca concluida, porque esa es, entre otras, la condición de que nuestra utopía de América, de la que hablara Alfonso Reyes, no caiga en ilusiones fútiles y se despliegue en perspectivas realistas

y realizables de fortalecimiento cívico y progreso social justo y efectivo.

Como ambicioso y consistente innovador, Prebisch insistió en la necesidad de que los legionarios del desarrollo latinoamericano —economistas, sociólogos, politólogos, ahora biólogos y ecólogos— se dotaran y enriquecieran del ejercicio de una autonomía intelectual emanada de la crítica. Su infatigable compromiso con la búsqueda de rutas para superar bloqueos y laberintos, le llevó a una incansable tarea de creación de instituciones. Fue Raúl Prebisch un hombre de acción en el diseño y discusión de la política económica, de exploración paciente —así como audaz y permanente— de un desarrollo latinoamericano auténtico y robusto, no encerrado en efímeras autosatisfacciones, presto a imaginar y arriesgar caminos propios, de invención y adaptación, y no de adopción o imitación acrítica, “extra lógica”, como diría don Alfonso Reyes.

Su visión conserva un carácter contemporáneo, actual: polaridad y tensión en el sistema global centro-periferia; centralidad decisiva del progreso técnico y, por ende, del conocimiento y la cultura; nexos dinámicos, creativos, entre comercio exterior y expansión productiva; inversión extranjera, sustitución de importaciones, interdependencia virtuosa; términos de intercambio de las materias primas como oportunidad, pero también como pesadilla. Antes que todo, como nos lo han dicho una y otra vez en estas cátedras: pensar críticamente la realidad; disolver el pensamiento autodesignado hegemónico; darle a la historia un uso transformador, creador de futuro.

Me he nutrido de las reflexiones de quienes me han antecedido en el uso de esta espléndida tribuna y lamento no poder hacerles la justicia que merecen. Todos ocupados y preocupados por el imperioso desafío del desarrollo, conscientes de que solo puede lograrse apelando a una ética pública que dé sentido histórico, a la vez que

¹ Acudo a esta cita emocionado. Gracias a todos quienes participaron en tan generosa distinción; mi reconocimiento cariñoso a Alicia Bárcena y mi respeto afectuoso a quienes, con su empeño intelectual y laboriosa entrega a la investigación y la reflexión sobre el desarrollo, han honrado la gran empresa educativa y transformadora a que convocaran don Raúl, *el gran hereje* diría Furtado, y los *miembros de la orden cepalina* del desarrollo.

práctico, a la democracia, al Estado constitucional, a los derechos humanos y a la justicia. Celso Furtado, Joseph Stiglitz, Fernando Henrique Cardoso, Rubens Ricupero, Dani Rodrik, Enrique Iglesias, Tulio Halperín-Donghi, Fernando Savater, Aldo Ferrer, José Antonio Ocampo, Danilo Astori, Luiz Gonzaga Belluzzo, inscritos por derecho propio en la legión que fundaran don Raúl y los suyos en pos de las mejores plataformas del pensamiento social y político latinoamericano y universal.

Tratar de impulsar reflexiones que vayan más allá de la bruma impuesta por esta primera gran crisis global; no ha sido ni será fácil vislumbrar una nueva fragua donde la economía y la política, al fundirse, lleven a perfilar nuevas estrategias para un desarrollo extraviado y unas democracias atribuladas: las ideas-fuerza o los paradigmas que han inspirado o justificado, según el caso, los diferentes proyectos de transformación del Estado y las estructuras productivas con miras a cambios sociales y económicos nunca han sido neutros.

Como lo advertía Rosanvallon (1989) en su estudio sobre el desarrollo del keynesianismo en Francia, a diferencia de las teorías propias de las ciencias físicas y naturales, las ideas económicas no se confrontan en un plano homogéneo de conocimiento. Siempre está presente un filtro político e ideológico que no es inocuo, como no lo son la presencia y acción de las burocracias del Estado, en especial las financieras; los intereses y agentes sociales; los poderes de hecho asentados en la riqueza; los portentosos conglomerados mediáticos de alcance global.

El sentido común, construido *en y desde* las esferas mediáticas y en los centros dominantes de pensamiento y formación de opinión, no se presta a fomentar el surgimiento de nuevas ideas sobre el gobierno del Estado y la economía. Más bien, conforma una trinchera poderosa, a la vez que difusa, contra ellas y su conversión en paradigmas alternativos.

También sirve como soporte de revisiones o renovaciones cosméticas de las corrientes predominantes del pensamiento cuya reproducción no es lineal, sino a través de los enclaves institucionales e ideológicos donde tienen lugar el conflicto social y la confrontación política permanentes.

Los acontecimientos políticos e intelectuales que han acompañado a la crisis actual, o que esta ha puesto sobre la mesa, constituyen lecciones de particular interés para nosotros, instalados en el privilegiado observatorio global y regional que es la CEPAL. Sobre todo si lo que nos congrega es la convicción de que urge construir una visión que, sin soslayar ni mitificar las enormes mudanzas estructurales y mentales que ha traído la

globalización, se proponga explícitamente la construcción de estrategias inscritas en propósitos de renovación cultural, redistribución social, ampliación democrática y cuidado estricto, a la vez que creativo, del entorno.

Estamos ante nuevos hitos, complejas y tensas convivencias entre política y democracia, Estado y mercado, economía y sociedad. En un primer momento, los descalabros financieros convirtieron en anatema lo que hasta ayer era dogma (la autorregulación global y la eficiencia de los mercados), mientras que los poderes del tiempo y del mundo parecían empeñados en reactualizar lo que era visto como anacronismo (el papel activo de los Estados). Pero el mundo no se quedó ahí, para dar lugar a la conquista de un futuro distinto a partir de la crisis. Más bien, esos mismos poderes y sus derivaciones en la academia y los medios parecieron optar por una nueva vuelta al pasado.

Por esto y por numerosas otras razones, tenemos y tendremos mucho que revisar y reflexionar y hacerlo ya, sin prisa, pero sin pausa. Reconocer que hablamos desde una disciplina “avergonzada” por su ineficacia ante la Gran Recesión, como ha dicho lord Skidelsky, el gran biógrafo de Keynes, para desde ahí recuperar, y pronto, un sentido común que solo da el cultivo de la historia y el compromiso con la crítica.

En palabras de Prebisch, hay que “buscarse una nueva racionalidad, que no se base únicamente en objetivos económicos y sociales, sino también en objetivos fundamentalmente éticos” (Dosman, 2011). Esta afirmación puede extenderse a la incorporación de una ética pública (Cortina, 2013) que reivindique la solidaridad como valor moderno, así como la aceptación de buenas dosis de humildad para nuestro ejercicio de revisión y actualización histórico-conceptual. Como ha dicho Ocampo (2001): “Crear que ‘ya sabemos lo que se debe hacer’ es simplemente una expresión de arrogancia de los economistas (...) los resultados frustrantes de las reformas y el descontento social deberían convencer a muchos sobre la necesidad de repensar la agenda de desarrollo”.

La economía política del desarrollo que queremos debe probar que está dispuesta a hermanarse con la política para reconfigurar el significado del interés general o del bien común, alineándolos por objetivos de libertad, justicia y democracia. Solo así podremos recuperar visiones de largo plazo cuyas divisas sean el crecimiento económico sostenido, a la vez que la centralidad de la equidad para la igualdad social y la creación de una ciudadanía democrática sostenible. Tales pueden ser las coordenadas maestras para hacer de la globalización, que es apertura e interdependencia, un

vector activo para el cultivo de la densidad nacional que Ferrer (2010) concibe como indispensable para despejar el gran dilema del desarrollo en el mundo global.

La conjunción de la democracia y la economía con la globalización no ha sido ni será un viaje sencillo; pero, a fin de cuentas, de lo que se trata es de reasumir la aventura del cambio social, como ayer, cuando se pensaba que apropiarse del futuro para reinventarlo a través del desarrollo y la planeación era no solo una “fantasía organizada”, como la llamara Celso Furtado, sino una utopía realista.

En sus palabras: “Lo que caracteriza al desarrollo, es el proyecto social subyacente. El crecimiento se funda en la preservación de los privilegios de las elites que satisfacen sus ansias de modernizarse. Cuando el proyecto social da prioridad a la efectiva mejora de las condiciones de vida de la mayoría de la población, el crecimiento se convierte en desarrollo. Pero este cambio no es espontáneo. Es fruto de la expresión de una voluntad política” (Furtado, 2004).

II

Crisis, democracia, desigualdad: volver a lo básico

La crisis actual puso en entredicho la globalización del mundo que se aceleró a fines del siglo XX. Si se está o no en los albores de cambios más profundos en un orden mundial que no pudo constituirse como tal al final de la Guerra Fría; si se pueden o no restaurar sus tejidos y mecanismos fundamentales en torno del libre comercio o la movilidad de capitales; si las economías políticas nacionales son capaces de absorber positiva y productivamente el gran tema de la migración, son algunos de los dilemas que rodean la antigua tensión entre la economía y la política, la democracia, el mercado y el desarrollo.

El conflicto social, agudizado por la crisis, se despliega sobre las posibilidades de recuperación económica y, al acentuarse la desigualdad, amenaza con desembocar no solo en un nuevo malestar en la cultura, en este caso en la democracia, sino en lo que el PNUD (2004) advertía hace unos años para América Latina: un desencuentro entre la economía y la política, acentuado por una agudización de la cuestión social que se extiende como un malestar no solo *en* sino *con* la democracia recuperada en la región.

De manera esquemática, en la sección II de este documento se tratan algunos asuntos considerados críticos a objeto de revisar, actualizar y poner en perspectiva la idea del desarrollo cultivada por la CEPAL y sus pensadores. Cuestiones que tienen que ver con las tensiones entre crisis, democracia y desigualdad en la perspectiva de la urgencia de recuperar el desarrollo, como concepto y proceso centrales, tal como se plantea en la sección III. Asimismo, en la cuarta sección se aborda aquello que se estima como el gran trípode moderno: derechos, reclamo de desarrollo y de justicia para llegar a lo que —a través de la crisis global actual— se considera como el gran compromiso institucional que le da materialidad a la idea del desarrollo: el Estado de bienestar, que es abordado en la sección V. Para terminar en la sexta sección con una visión, a la vez crítica y propositiva, del cambio estructural ocurrido en México con miras a acelerar el proceso de globalización de su economía. Por último, en la sección VII se ofrecen las principales conclusiones del ensayo.

Se requiere, por lo dicho anteriormente, entender que la relación democracia-desigualdad refiere a una dimensión que trasciende la esfera económica y se asienta, por peso propio, en el campo de lo que podríamos llamar “política de Estado”, la que —al implementarse o apenas proponerse— conduce a preguntar por las capacidades organizativas, institucionales y fiscales, políticas e ideológicas de los Estados que vivieron las traumáticas mudanzas del cambio neoliberal y que ahora pugnan por reconvertirse en Estados democráticos constitucionales propiamente dichos.

La reforma del Estado adquiere aquí una impronta estructural que no puede abordarse con expedientes reduccionistas, como el de su minimización, pero tampoco de engrosamiento sin más de los aparatos públicos. Lo que urge es repensar la centralidad estatal como conjunto institucional, interfaz con el resto del sistema transnacional de Estados y como relación compleja de la sociedad con el poder y sus maneras de constitución y ejercicio.

La cuestión de las jerarquías y de la constitución, ejercicio y renovación del poder es inseparable de las otras dos vertientes primordiales de toda economía

política: la división del trabajo y la distribución de los frutos del esfuerzo social empeñado en la producción. La coordinación social depende, al final de cuentas, de cómo se aborda dinámicamente el despliegue de este triángulo maestro de sociedades, mercados y Estados. Se trata de una relación siempre en tensión, al borde de la inestabilidad, que se ha agudizado con el avance de los procesos de la globalización del mundo y la economía.

Por lo pronto, habrá que decir que nos quedan la política y los pactos que mediante ella puedan erigirse, para buscar formas y mecanismos que eviten que tales tensiones se vuelvan contradicciones insolubles y las formaciones nacionales se disuelvan en el torbellino global. Desde esta apelación a la política, podemos añadir que una vinculada expresamente con la igualdad tiene que cimentarse en una cultura cívica y una ética pública congruentes con sus fines y motivaciones, para aspirar a ser estable y duradera en el tiempo. La crisis de la igualdad es un hecho social total y no solo de ingresos, accesos u oportunidades.

¿Cómo, entonces, construir sociedades más democráticas, igualitarias y solidarias? ¿Puede durar la democracia en condiciones de aguda desigualdad y pobreza? ¿Hasta dónde es posible hablar de democracia con el mantenimiento y reproducción de la inequidad económica y social? ¿Cómo lograr cambios sustanciales que contribuyan a reducir los niveles de desigualdad y exclusión y a garantizar el acceso y el ejercicio universales de derechos sociales?

Los anteriores cuestionamientos no son meros ejercicios intelectuales. Son preguntas que embargan el pensamiento social y político latinoamericano. Después de años de recuperación democrática y de casi dos décadas de crecimiento económico, insuficiente en un principio, luego relativamente alto, sostenido en algunos casos, aunque sin cambios significativos en la distribución del ingreso, los problemas que la desigualdad le plantea a la democracia siguen soslayándose.

Podría decirse que la desigualdad se convierte en una cultura, no de la pobreza que estudiaron los antropólogos, sino de la riqueza concentrada, de la satisfacción diría Galbraith (2011), que aparte de dificultar los diseños políticos modernos, constituye un desafío frontal a las normas y formas éticas y políticas que deberían derivar del desarrollo democrático.

De lo anterior podríamos extraer una primera respuesta a nuestras preguntas: la cohesión social es fruto del desarrollo democrático de las sociedades, pero a la vez se ha vuelto una condición para que los gobiernos renueven su legitimidad y la democracia concite la participación y el apoyo de la ciudadanía. Condición primordial para una promisoriosa inserción en la globalidad, la cohesión se ve de pronto sometida al fuego cruzado del reclamo democrático de redistribución y de exigencia de equilibrios e incentivos a la acumulación y las competitividades dinámicas para mantenerse y avanzar en el mercado global. De estas tensiones se pasa sin previo aviso a someter a la soberanía a nuevos y desmedidos requisitos en apariencia inapelables.

De ahí la necesidad de entender la relación entre democracia y desigualdad como una ecuación que debe resolverse en positivo en favor de la igualdad, y como un requisito para que la política produzca gobernanza basada en la legitimidad. Por ello es que en las sociedades modernas, o en aquellas que quieren serlo, la conversación entre el desarrollo y la igualdad deja de ser un producto del azar o de leyes naturales y pasa a ser una cuestión política. El imperativo categórico de la democracia, de la que hablara Fernando Henrique Cardoso, encuentra aquí una dura prueba.

Frente a estos dilemas, la economía tiene que evolucionar a una economía política del desarrollo inspirada en el equivalente actual, moderno y global de los sentimientos morales de Adam Smith para, desde ahí, recuperar el desarrollo.

III

Actualidad del desarrollo

El desarrollo, como proceso de cambio social, político y económico, requiere de un buen funcionamiento de las instituciones, pero también implica una reestructuración básica de valores y actitudes. Asimismo, los bloqueos

y diques estructurales para dicho cambio solo pueden encararse desde una plataforma activa de diseños y estrategias que rompan la estabilidad, fruto de esos bloqueos, para desembocar en constelaciones político-

institucionales capaces de dar cauce a las energías desatadas por el cambio económico y social. Nada de esto, por lo demás, está garantizado de antemano.

El desarrollo moderno, en especial el que arranca con el fin de la Segunda Guerra Mundial, pronto se desplegó en un proceso institucional y político complejo y diverso que hoy es inseparable de la aspiración a crear un régimen universal de derechos. Esta noción, a su vez, remite a la de justicia integral, porque si la igualdad que promete la democracia se limita a las leyes o a las urnas, resulta del todo insuficiente para asegurar y extender la justicia social. El desarrollo entendido como creación y expansión de derechos; los derechos asumidos como justicia y libertad; la política pensada como acción y compromiso permanente con el código democrático, son las coordenadas imprescindibles para construir una nueva agenda y una macroeconomía reformada para el desarrollo y la igualdad.

En la CEPAL se ha hablado con propiedad de las diversas conexiones entre la macroeconomía y la economía del desarrollo. Estas relaciones están en el núcleo histórico del pensamiento cepalino. Sin embargo, no es redundante recordar lo que Ros (2013) ha advertido: que la economía del desarrollo, como la del crecimiento, “también nació siendo macro”, y el mismo crecimiento económico debe ser visto como “un proceso de cambio estructural más que como una mera acumulación de factores combinada con cambio técnico”.

Lo que la crisis nos plantea como imperativo, entonces, es la adopción de una política macroeconómica para el desarrollo y no solo para la estabilización financiera

o de los precios, como ha señalado, entre otros, Moreno Brid (2013). Al poner bajo su atención variables como el crecimiento económico sostenido y el empleo, esta macroeconomía tendrá que inducir estrategias mayores y políticas específicas, de amplio espectro, explícitamente dirigidas a promover la redistribución social y recuperar los horizontes de igualdad que inspiraran la construcción de los Estados sociales.

Como lo ha planteado la CEPAL (2012) en su segunda entrega sobre la igualdad y lo ha expuesto Ocampo (2011): una condición ineludible es la realización de transformaciones productivas que impulsen la diversificación estructural y abran la puerta a desempeños dinámicos que puedan sustentar y combinarse con objetivos de equidad, universalización de derechos y expansión de la ciudadanía.

Por su parte, Amartya Sen (2003) ha insistido en que el concepto de desarrollo no puede limitarse a incrementos del producto nacional bruto (PNB) o del ingreso personal, la industrialización, el progreso tecnológico o la modernización social. Estos son logros importantes —a menudo cruciales— pero su valor debe estar relacionado con el efecto que tienen en las vidas y libertades de las personas a quienes atañen. El desarrollo como libertad que propone el Nobel indio debe extenderse al desarrollo como igualdad. Un *continuum* complejo y hasta azaroso que, sin embargo, no debe someterse a soluciones arbitrarias de continuidad impuestas por contingencias económicas o financieras mal leídas y peor entendidas, o por abiertos y desfachatados intereses concentrados de clase y poder.

IV

Trípode moderno: desarrollo, derechos y justicia

El “derecho al desarrollo” antecede a la ola actual de universalización de los derechos humanos. Sin embargo, es cada día más claro que el desarrollo moderno es inseparable de la aspiración a crear un régimen universal de derechos. Solo así, postulan las Naciones Unidas, la civilización podrá volver realidad los viejos sueños de la Ilustración y los compromisos actuales de la democracia.

La idea del desarrollo como progreso, como “estar al día”, a la par de lo que se considera lo más avanzado, es tan vieja como la modernidad; forma parte no solo del pensamiento clásico de las ciencias sociales, sino de la experiencia política internacional de los dos últimos

siglos. No por casualidad, Adam Smith, padre fundador de la economía política, en 1776 intituló su obra más célebre *Una investigación sobre la naturaleza y causas de la riqueza de las naciones*.

Sin embargo, la preocupación por este proceso central de la modernidad no se volvió universal y estratégica sino hasta la segunda mitad del siglo XX. Antes, solamente formaba parte del arsenal de los estadistas del “círculo íntimo” de las naciones poderosas. Puede decirse que se trataba de un etnocentrismo sin cimientos sólidos, pero con una retórica eficaz que propició una soberbia sin freno y un cosmopolitismo

selectivo: la “carga del hombre blanco” de la que hablara Kipling. Configuraciones excluyentes que encontraron su inicial gran revés en la Primera Guerra Mundial y su secuela de crisis económicas y descalabros de las democracias, avasalladas en varias latitudes por los fascismos y otras tentaciones totalitarias.

Con la Segunda Guerra Mundial el mundo experimentó un gran punto de inflexión histórico; si bien el conflicto bélico fue tremendamente destructivo, también resultó ser una enorme “licuadora” para las culturas y las experiencias humanas. En más de un sentido, se trató de la primera gran vivencia masiva de la globalización que puso en contacto a hombres de todas las latitudes, desplazándolos por territorios hasta entonces desconocidos para el habitante promedio, e introdujo a poblaciones enteras de las regiones atrasadas en lo que hoy llamaríamos la modernidad.

Es cierto que esto se hizo a través de la destrucción más violenta imaginable, pero sus lecciones fueron asimiladas por las élites emergentes —o en formación— y pronto fueron plasmadas en reclamos de descolonización, mejoramiento material, independencia nacional y avance social. El derecho al desarrollo empezó a plantearse como un reclamo universal, y la autonomía de los Estados y la soberanía de las naciones como componentes indisolubles del nuevo orden. De ahí la importancia de la Conferencia de Bandung (1955), ya que fue la primera ocasión en que se propagó por el globo la noción de un “tercer mundo” como idea-fuerza.

Los combatientes del mundo avanzado y sus familias, agudizada y enriquecida su memoria de las crisis de entreguerras por la experiencia dolorosa de la conflagración, empezaron a entender la protección social y la presencia activa del Estado como un derecho colectivo e individual no solo adquirido, sino exigible. Así, desde los centros del nuevo sistema internacional que surgía de la guerra se (re)descubría, racional y políticamente, la centralidad del desarrollo que, para serlo, tendría que estar acompañado de equidad y bienestar social.

En América Latina, en condiciones y con perspectivas diferentes, se empezó a vivir también el sueño del desarrollo: industrialización dirigida por el Estado y sustitución de importaciones; urbanización, clases medias emergentes y masivo reclamo de inclusión; nuevas maneras de vincularse con la economía mundial que se reconfiguraba, formaron parte del arsenal de políticas y visiones al que convocaran Raúl Prebisch y sus compañeros de la CEPAL, cuyo discurso pretendía combinar racionalidad económica con necesidad histórica mediante la política y la acción del Estado, tareas que se reivindican como centrales para la evolución económica.

Sin “adueñarse” del centro del escenario político y social, como ocurre ahora, la democracia era avizorada como la plataforma institucional y de participación social que podía conjugar productivamente una interdependencia dinámica entre un Estado con nuevas demandas y una sociedad que cambiaba y procuraba nuevas formas de afirmación soberana ante el resto del mundo.

De este modo, el planeta entero se dio a la búsqueda explícita del crecimiento económico, considerado un factor indispensable para el bienestar social y la consolidación de las democracias. Con el triunfo de la Revolución China y la independencia de la India, pareció que una parte significativa de la población mundial podría concretar estas expectativas, no solo en cuanto al progreso material para todos, sino mediante capacidades nacionales para trazar trayectorias históricas novedosas, incluso radicalmente distintas de las conocidas hasta entonces como exitosas.

La capacidad de la Unión Soviética para “saltar hacia adelante” en medio de la gran depresión de los años treinta y resistir la invasión nazi, contribuyó a convertir el desarrollo en la idea-fuerza del mundo que emergía. Vector central en este empeño fue la planeación que, al ser adoptada por el ímpetu desarrollista y de reconstrucción posbélica, dejó su rigidez centralista y empezó a verse como una vía factible para emprender nuevas combinaciones entre Estado y mercado, e implementar una economía mixta creativa y sostenible.

En esta circunstancia, “Prebisch preconizaba un ‘régimen inteligente’, o un Estado sagaz. Si bien el Estado debía apoyar la industrialización, la economía en su conjunto debía seguir impulsada por el sector privado para que prosperara” (Dosman, 2001). Por lo tanto, la intervención estatal (extrema, agregaría) era tan perjudicial como la aceptación ingenua de la doctrina de la ventaja comparativa. “No hay que sofocar al sector privado —advertía Prebisch—. Un sector privado y un clima de inversión saludables eran esenciales para el éxito económico y una estrategia de inversión acertada”.

Cuando la Guerra Fría impuso la ideología como factor determinante de la política mundial, el desarrollo también empezó a verse como una variable estratégica en el enfrentamiento bipolar. Entonces, se le propuso como alternativa a la revolución y como una manera (más efectiva y gradual) de realizar una redistribución del ingreso y la riqueza. Paradójicamente, fue al calor de este conflicto que muchos países intentaron rutas de progreso económico y social que pretendían recoger lo mejor de las dos experiencias que entonces se presentaban como opciones únicas.

Las “terceras vías” de aquellos años fueron poco efectivas, pero la idea misma de usar y explorar tradiciones e idiosincrasias como plataformas y condiciones iniciales para el desarrollo económico quedó en la memoria histórica e institucional. Ahora, en medio de las tormentas de la globalización y su crisis, reclama un lugar central en el inventario de las opciones de políticas e instituciones para el desarrollo. Así, por lo demás, lo vislumbró el Prebisch reformador de la cuestión social e incansable pionero de la planificación y la economía mixta (Halperin, 2008).

Durante décadas, el mundo se desarrolló en un equilibrio delirante de destrucción mutua. Como paradigma reinaban el pleno empleo y la protección social, y en el mundo en desarrollo el crecimiento económico sostenido y la industrialización se veían como las vías para arribar a plataformas de progreso que se concretaban en los Estados de bienestar. Intervenciones regulares del Estado en las decisiones y los procesos económicos; aprovechamiento intenso de los fondos externos de ayuda, préstamos o inversión; protección y hasta invención del precario empresariado doméstico, todo esto y más se puso en juego en esos años bajo las divisas del crecimiento y el pronto arribo a actividades del más alto valor agregado posible.

La acumulación de capital físico y la inversión productiva, junto con la industrialización ampliada de las economías y la urbanización acelerada de las sociedades, fueron los vectores de la gran transformación de la segunda mitad del siglo XX. La eficacia política y la creación material sostenida fueron puestas por sobre lo que ahora se llaman “políticas correctas”. El cometido era la expansión, mientras que la distribución de los frutos del crecimiento y la eficiencia económica (micro o macro) era vista, en todo caso, como un efecto del proceso general.

Los resultados de este esfuerzo no se corresponden con lo que después se trataría de imponer como “leyenda negra” del desarrollo. Desaciertos y excesos los hubo pero, en lo fundamental, aquellos fueron tiempos de crecimiento productivo y cambio social; y si bien la predominancia de formas corporativas de participación y control social arrinconaba a la democracia y propiciaba toda suerte de abusos, corrupciones y concentraciones de riqueza y poder, también es cierto que las posibilidades de ampliar las esferas de la reproducción social crecían y podían materializarse en bienes e instituciones.

Años más tarde, con las convulsiones de fines del siglo XX, resumidas en la implosión del comunismo soviético, la globalización de las finanzas y, en menor medida, de la producción y el comercio, sobrevino un

radical cambio paradigmático. En lugar de pleno empleo y protección social se impusieron la lucha contra la inflación, la estabilidad financiera y la reducción de los compromisos del Estado con el bienestar y la justicia social. Todo ello, presentado como el boleto de entrada al nuevo mundo global del mercado mundial unificado y la democracia representativa: el nuevo orden prometido por el Presidente Bush después de la primera guerra del Golfo, habría de convertirse con el tiempo más en una hipótesis de trabajo que en un curso efectivo de evolución de la sociedad internacional.

En varios países las nociones de ajuste, pago de la deuda externa, revisiones y reversiones de los Estados se volvieron criterios y políticas inmutables, en consonancia con lo que a la postre se llamó el consenso de Washington. Se dio así una profunda, en buena parte pasiva, contrarreforma económica del Estado que afectaría sensiblemente el corazón de la economía política del propio Estado.

Más que un desarrollo “esquivo”, del que hablara en su momento Wolfe (1976), o errático y en declive como el experimentado en los años setenta con sus oscilaciones y rupturas y la “estanflación”, lo que el mundo empezó a vivir a partir de las últimas décadas del siglo pasado fue un extravío: no solo en términos de ritmos de expansión o estabilidad macroeconómica, sino de aquellos valores y criterios que dieron lugar a la gran visión de un desarrollo entendido como expansión de derechos y cambio social.

De esta forma, con su catálogo de recomendaciones destinadas a “volver a lo básico”, que en esta lógica es la centralidad del mercado, el consenso de Washington pretendió redefinir el perfil del mundo y asegurar la implantación de un nuevo orden global. Sustenta su propuesta la visión de una economía de mercado irrestricta —que se pretende universal y racional— que reduce al Estado a su mínima expresión, hasta volverlo una entidad puramente instrumental.

Se fue tan lejos en este empeño por “corregir” lo que se tenía como excesos y adiposidades del Estado y sus tareas, y en la revisión de ideas y proyectos, que incluso se pretendió hacer desaparecer del mapa de las prioridades internacionales la idea misma del desarrollo. Como quiera que se haya entendido en los centros del poder internacional y de formulación de ideas, el desarrollo siempre refiere a cambio y desequilibrios, cuando lo que imperaba era el mandato de los equilibrios, y en el mejor de los casos de la estática comparativa.

Con todo, en una ironía sin duda cruel de la historia mundial, en 1986 —en el ojo del huracán de las crisis financieras que anunciaban la llegada del torbellino

globalizador— se logró que las Naciones Unidas adoptaran el derecho al desarrollo como uno de los derechos humanos inalienables. El desarrollo, se afirmaba, era la realización de todos los derechos civiles, económicos, sociales y culturales contenidos en la Declaración Universal de los Derechos Humanos. Y luego, en 1993, se consignó el derecho y el deber de los Estados de formular políticas nacionales de desarrollo destinadas al mejoramiento constante del bienestar de toda la población, asegurar la igualdad de oportunidades para todos y todas en el acceso a los recursos básicos, la educación, los servicios de salud, los alimentos, la habitación y el empleo, y a una justa distribución del ingreso.

Las disonancias a las que daba lugar el gran cambio del mundo que comenzaba, entraban en contradicción con la lógica del desarrollo, comprometida con recoger y traducir políticamente las demandas profundas de las mayorías planetarias que había echado a correr el otro gran deterioro desatado por la Segunda Guerra Mundial. De esto hablaba y meditaba, con notable anticipación y agudeza proverbial, Bobbio (1991), el gran pensador de Turín: “El reconocimiento y la protección de los derechos humanos están en la base de las constituciones democráticas modernas. La paz es, a su vez, el presupuesto necesario para el reconocimiento y la protección de los derechos humanos, tanto en los Estados como en el sistema internacional. Al mismo tiempo, el proceso de democratización del sistema internacional, que es el camino obligado para la realización del ideal de la ‘paz perpetua’ en el sentido kantiano de la palabra, no puede avanzar sin una extensión gradual del reconocimiento y protección de los derechos humanos por sobre los Estados.

“Derechos humanos, democracia y paz son tres elementos necesarios del mismo movimiento histórico: sin derechos humanos reconocidos y protegidos no hay democracia; sin democracia no existen las condiciones mínimas para la solución pacífica de los conflictos”. Se puede decir que el derecho al desarrollo se nutre de los derechos económicos, sociales, culturales y ambientales, los que —no obstante las dificultades para concretarlos en el tiempo y en el espacio— deben verse como derechos que responden a los valores “globales” de la igualdad, la solidaridad, la no discriminación. Además, como sostiene las Naciones Unidas, ellos deben entenderse como universales, indivisibles y progresivos, además de interdependientes con los derechos civiles y políticos. Estos derechos socioeconómicos, culturales y ambientales aluden a objetivos y metas cuyo cumplimiento depende de las respectivas capacidades de las economías y de los Estados para darles no solo realidad, sino sostenibilidad. De ahí la insistencia, en algunos medios y círculos del poder,

en verlos sobre todo como “derechos programáticos” cuyo cumplimiento depende de la viabilidad financiera o la coyuntura económica.

Sin embargo, su valor estriba más bien en que definen un ordenamiento jurídico-institucional que contribuye a arraigar orientaciones éticas cada vez más integradas a los propósitos colectivos y, por lo tanto, a las decisiones económicas y políticas dirigidas a superar las carencias, disminuir las desigualdades y proteger el medioambiente.

Reconocer a los derechos económicos, sociales, culturales y ambientales (DESCA) como parte indisoluble de las demandas de la ciudadanía jurídica y política, que Occidente reivindica como agenda triunfadora, conduce a plantearse el tema de la “tercera” ciudadanía, la ciudadanía social, estudiada por Bottomore y Marshall (2005). Su realización depende no solo de la generación de recursos materiales e institucionales suficientes, sino de cómo se distribuyan; y asimismo de que esta indivisibilidad de los derechos se implante como un reflejo esencial de los Estados y las sociedades.

En esto radica la densidad social que las democracias puedan lograr y de ello depende su calidad y duración como orden político fundamental. Así, la evolución de la ciudadanía *en* y *con* la globalización podría desplazarse desde el reclamo elemental de los derechos y las libertades democráticas y cívicas hasta la participación social en la construcción de economías políticas organizadas para la equidad y la igualdad, no solo por su nivel y ritmo de crecimiento, sino por el marco político y ético de exigencias que podría erigirse en torno de su centralidad. Entonces, el derecho al desarrollo devendría en un efectivo desarrollo de los derechos.

Empero, la globalización incompleta en sus alcances y contenidos, y ahora en crisis, lejos está de haber arrojado los resultados esperados. “Pese a los grandes esfuerzos realizados, los resultados de los nuevos ‘patrones de desarrollo’ son insatisfactorios. Esta situación va acompañada, para una gran parte de la población, de una escasa titularidad de sus derechos ciudadanos, que en el terreno jurídico y político se manifiesta en una desigualdad fundamental en el acceso a la justicia y una escasa participación en las decisiones políticas, en tanto que en las esferas económica y social se traduce en disparidad de oportunidades, inestabilidad laboral, bajos ingresos, impedimentos a la movilidad social, particularmente para las mujeres, desconocimiento de la diversidad étnica y cultural, e indefensión frente al infortunio” (CEPAL, 2000).

Si el derecho al desarrollo es inseparable de la justicia social, también puede verse como un derecho

ciudadano fundamental y su realización es (debería ser) una prioridad para los Estados. De ahí deriva la necesidad de reconocer como derecho universal de las naciones la autonomía y capacidad para decidir sus pautas de desarrollo económico y distribución social, así como las formas de inscribirse en el mercado y la economía globales.

La igualdad, su extensión a formas de vida y cultura distintas a las conocidas, su vinculación con la democracia y una participación social más amplia conformarían la gran extensión del desarrollo, el horizonte y el mandato ético que nos ha propuesto la CEPAL. Tal es, debería ser, también el futuro de los Estados reformados para asegurar el bienestar.

V

Estados de bienestar: el gran compromiso histórico

La circunstancia ominosa de la situación actual debería conducir a replantear los términos de la estrategia que llevó a la crisis. La innovación financiera imaginada como “*big bang*”; la codicia como cultura; la entronización del individualismo posesivo más extremo, entre otros, impulsan hoy a la necesidad redescubierta de su regulación. Junto con esto, la exigencia de contar con Estados fiscales fuertes y dinámicos es insoslayable: solo así se podrá intentar reeditar la combinación de crecimiento económico con estabilidad social.

Ahora, de cara a las disrupciones de la globalización convertidas en extensa crisis desde 2008, se (re)descubre el papel y el carácter del Estado en las economías, así como la urgencia por establecer nuevas y más eficaces formas de conexión entre la economía y la sociedad, atendiendo a la agudización de la cuestión social debida al cambio estructural globalizador y su crisis. Así lo propugna la CEPAL (2010 y 2012) en sus publicaciones recientes, donde se argumenta y se aboga por “dotar al Estado de mayor capacidad para redistribuir recursos y promover la igualdad (...) También, por un Estado de bienestar y no un Estado subsidiario, que avance hacia una estructura tributaria y un sistema de transferencias que privilegie la solidaridad social”. Se sostiene entonces la centralidad de la política y del Estado para forjar pactos sociales extensos, a la vez que profundos, y para reformar al Estado y dotarlo de capacidades efectivas de promoción y coordinación social para la política.

El retorno del Estado a través de su reforma y la expansión de la política democrática, ciertamente seguirá sujeto a las limitaciones emanadas de las historias mundiales y nacionales, así como de las experiencias específicas, idiosincráticas, de las formaciones nacionales. Surge una dialéctica: frente al “demasiado Estado”, el reclamo libertario de afirmación de la individualidad y

de la autonomía; frente a una excesiva condensación de la política en partidos y parlamentos, las nuevas figuras políticas, ideológicas y culturales en un sentido amplio, emanadas de la globalización y del fin de la bipolaridad: sociedad civil, derechos humanos como mandato universal, cosmopolitismo democrático, ciudadanía global.

Pero, por otra parte, sigue vigente la advertencia del gran Polanyi (1992) en su análisis del colapso de la primera fase de la globalización: si el mercado pretende subordinar a la sociedad, terminará por destruir sus propios cimientos. “La idea de un mercado que se regula a sí mismo es una idea puramente utópica. Una institución como ésta no podía existir de forma duradera sin aniquilar la sustancia humana y la naturaleza de la sociedad”.

El papel del Estado social, capaz a la vez de generar externalidades tecnológicas e institucionales sin renunciar a su compromiso histórico, es fundamental y no contingente para toda esta etapa de recuperación del crecimiento y recentralización del desarrollo. La nueva agenda para reformar el Estado no tiene nada que ver con un discurso de *tabula rasa* o un imposible regreso al pasado. Procura ser el fruto de una recapitulación conceptual y de experiencias, una puesta al día ilustrada por la historia para emprender un nuevo curso que abra cauces a un proyecto de inclusión social y consolidación democrática.

La reforma del Estado que la época reclama para encaminarse a un cambio fundamental debe tener como eje maestro una reforma social del propio Estado. Este no puede reducirse a satisfacer demandas específicas de cambios en el uso de los recursos o la conformación institucional; para ser un componente y un catalizador de una efectiva y radical “reforma de las reformas”, el Estado debe centrarse en la reconstrucción de los tejidos y procesos sociales básicos que implica, a su vez, una redistribución del poder, un reacomodo radical de las

relaciones y pesos entre las esferas de la economía y su comando en la asignación de los recursos y la distribución de los ingresos y la riqueza; como también, sin duda, en la esfera del poder político y administrativo y en la propia división del trabajo dentro del Estado.

En consecuencia, existe la necesidad ineludible de contar con Estados fiscales, fuertes y dinámicos. Solo así podrá intentarse la delicada y veleidosa combinación de dinamismo económico con redistribución y estabilidad social y macroeconómica. Como señala la CEPAL (2010): “La igualdad de derechos provee el marco normativo y sirve de fundamento a los pactos sociales que se traducen en más oportunidades para quienes tienen menos. La agenda de igualdad exige (...) generar una institucionalidad que permita consolidar un orden democrático y participativo (...) Dicha agenda pasa por construir un gran acuerdo económico-social cuya expresión última es el pacto fiscal (...) este implica una estructura y una carga tributarias que permitan fortalecer el rol redistributivo del Estado y de la política pública a fin de garantizar umbrales determinados de bienestar (...)”.

En esta tesitura, la evaluación del cambio estructural realizado a fines del siglo XX se impone como una tarea necesaria para revisar la política económica y cuestionar varias de las certezas inamovibles sobre las que se han fundado sus discursos. Frente a la dictadura del ajuste financiero y el equilibrio fiscal, entendido unívocamente como “déficit cero”, se pueden imaginar nuevas maneras de estructurar los Estados nacionales, otras combinaciones entre la apertura externa y la promoción interna que, sin renunciar al comercio exterior y a la interdependencia, pongan por delante la noción operativa, pero trascendente, de desarrollo como libertad e igualdad.

Frente a la ortodoxia, Fernando Fajnzylber (1992) postulaba que América Latina requiere de un sistema industrial competitivo internacionalmente, pero en un contexto de equidad.

En y frente a la crisis y la difícil recuperación que se vive, la normalidad reclama ser revisitada desde la dura experiencia de estos años, si bien regresar a la normalidad significa ir más allá de la recuperación de las tasas de crecimiento y lograr que el aparato productivo supere su recesión; involucra que se volverá a una “normalidad” distinta (Anguiano, 2012).

La experiencia nos permite y obliga a ir más allá de estas consideraciones. Lo que se impone hoy es colocar lo social como punto de partida para reordenar objetivos y visiones de la macroeconomía y del desarrollo. Esta reinversión de funciones puede probarse no solo útil para la estabilidad política, sino convertirse en una fuente renovable de actualización y profundización

de la legitimidad democrática y del Estado. Pensar la política social como componente indispensable y no residual del desarrollo democrático podría volverse así empresa civilizatoria.

“La justicia social, repetimos, es inseparable del derecho al desarrollo; la noción de justicia social —postulaba Carpizo (2012), rector magnífico de la Universidad Nacional Autónoma de México (UNAM)— no se encuentra en desuso (...). La fuerza especial del concepto de justicia social se encuentra en que además de su significado jurídico y constitucional, se impregna de carácter sociológico y, en particular, de un sentido de equidad”. Es un derecho ciudadano y su realización debería ser una prioridad para los Estados, en la crisis y más allá de ella.

La oportunidad de una inscripción de la democracia en los objetivos del desarrollo, para adjetivarlo, parece ser la senda más segura, aunque tal vez la más ardua, para hacer factible la ambición —revigorizada por el cambio del mundo— de avance económico con profundización democrática y equidad social ligada a horizontes de igualdad. En este sentido, vale la pena reiterarlo: reasumir y revalorar las dimensiones nacionales para abordar lo global, y no para exorcizarlo, es tarea central.

Como ha dicho la filósofa española Adela Cortina (2006): “Estado democrático, economía ética y ciudadanía activa forman el trípede en el que se sustenta una sociedad desarrollada. En articular los esfuerzos de estos tres poderes —el político, el económico y el cívico— reside la piedra filosofal de los nuevos tiempos (...)”.

En el pensamiento histórico fundado por Prebisch también ha sido persistente el litigio con el Estado. Desde la concepción misma del Estado moderno hasta la evaluación de sus diferentes formas intervencionistas, el Estado nunca es para la CEPAL el último recurso, pero tampoco el único. De ahí la dificultad conceptual y práctica para lidiar con el Estado, que al final de cuentas es la relación entre la sociedad y el poder. La saga es larga: del protodesarrollismo a la economía mixta y a una planificación innovadora; del gran proyecto de transformación, desarrollo e integración, al Estado acorralado y la relación amputada por la violencia pura y dura de la dictadura. De ahí despegó la pretensión grotesca de una reforma radical, “revolucionaria”, del Estado para rehacer el presente a partir de la reinención de una historia engañosa: la edad de oro de un Estado mínimo y una economía de competencia perfecta que saltaría a la inserción en un ilusorio mercado mundial unificado: un falso amanecer.

Ahora nuestro aprendizaje de décadas de conflicto, penuria y adversidad se pone a prueba; la dificultad,

entendida como linealidad que habría de superar el Estado, debe quedar atrás para asumir la complejidad inherente a la globalidad y la que es propia e insoslayable de una sociedad plural y diversa que ha hecho de la democracia la *lingua franca* de la política. Esta, a su vez, tiene que incorporar a su semántica los dilemas y restricciones emanados de la globalización y sus “perplejidades”, como gustaba llamarlas Fajnzylber.

Esta complejidad se extiende y profundiza al encontrarse con y reconocerse en una heterogeneidad estructural que el cambio globalizador no logra modular. Lo que sí consigue es generar nuevas oleadas de excluidos y reclamos airados de inclusión que, incrustados en la ciudad y cada vez menos en el campo, cuestionan directamente al Estado, pretendidamente democrático, y exigen una representatividad y una participación acordes con un mensaje igualitario que va más allá de las urnas, propio del Estado refundado gracias a la creación de regímenes universales de bienestar. De aquí surge el binomio que condensa el reto que hoy se enfrenta: Estado y democracias difíciles, en un contexto social complejo y abigarrado, desgarrado por la desigualdad.

Hay que iniciar una nueva ronda sobre el Estado que asuma su necesidad y la del poder como una generalidad y, a la vez, reconozca la impronta idiosincrática de historias, estructuras sociales y formaciones estatales que le dan sentido y sello a la aventura bicentenario de América Latina, en donde la idea del desarrollo vuelve a ser, sin descanso, el desarrollo de las ideas. Es mucho

lo que resta por hacer para darle solidez al cambio que ahora, adjetivado por la democracia y la igualdad, puede proponerse como indispensable. En primer término, se impone contar con un esquema de decisiones y prioridades, secuencias y coaliciones que permitan gobernarlo y darle un sentido redistributivo explícito.

Asimismo, un proceso como el esbozado reclama mecanismos efectivos para detectar errores, deficiencias e insuficiencias y enmendarlos a tiempo, asumiendo la falibilidad de la conducción y la plétora de contingencias que siempre acompañan al cambio económico y social. Lo que está en juego no es tanto no fallar, sino después de ello intentarlo de nuevo para, como dijera Beckett, “fallar mejor”.

“Influir sobre las fuerzas del desarrollo —afirmaba Prebisch (1963)— es de muy vastas dimensiones en tiempo y en extensión. No sólo exige la transformación de estructuras, sino también mudanzas de actitudes, de modos de ver y de formas de actuar. ¿Pero se conseguirán estas mudanzas en nuestros países? Preguntárselo entraña con frecuencia un sentido de escepticismo que desalienta la acción. Hay que empeñarse ineludiblemente en hacerlo, porque no hay otra solución”.

De lo que se trataría, entonces, es de crear capacidades productivas, institucionales e intelectuales, de imaginación histórica y sociológica innovadoras, para adaptar la tecnología global y hacer que la apertura funcione en nuestro favor; en otras palabras *nacionalizar* la globalización, lo que en México soslayamos y hemos pospuesto sin fecha de término.

VI

Una cierta mirada

Permítaseme para terminar, arriesgar una apretada síntesis de la experiencia mexicana reciente. País frontera, México puede ser visto como el “extremo norte” de este nuestro Occidente extremo, como nos veía el estudioso embajador francés Alain Rouquié. Ahí se hizo una apuesta mayor por un cambio estructural vertiginoso, que asegurara su pronta inserción en los nuevos mundos que la globalización de fin de siglo prometía. Mucho que aprender y que enmendar, en algunos casos que remendar, nos arroja el relato mexicano de su “Gran Transformación” hacia una economía abierta y de mercado. Poco de qué ufanarse, salvo la gran disposición de la sociedad para vivir con prudencia bajo la tormenta del cambio y más que de

resignación dar una prueba más de su capacidad para sobreponerse a la adversidad y tratar de afirmar la idea del desarrollo como tarea nacional.

Después de casi 30 años de búsqueda por parte del Estado y de grupos importantes y poderosos de la sociedad, de una forma diferente de crecer y desarrollarse, la economía política mexicana sufre una crisis de visión en la que se condensan los resultados de un mal desempeño económico y unas implicaciones sociales desalentadoras y dañinas para la mínima cohesión que es necesaria para la estabilidad y el desarrollo. Esta crisis, a su vez, alimenta y se retroalimenta de los varios extravíos sociales y políticos que han acompañado los cambios estructurales

iniciados en los últimos lustros del siglo pasado y que en el presente son vistos como una temible combinación de anomia y criminalidad desbordada.

La revisión de la estrategia seguida es urgente y necesaria y debe partir por el cuestionamiento de la política económica adoptada, cuyos resultados hasta ahora han sido un crecimiento muy lento de la actividad económica, una pérdida progresiva del potencial de la economía en su conjunto, la mitad de la población en pobreza y empleos no solo precarios, sino con salarios insuficientes, muy por debajo de lo que reclama la presencia creciente y abundante de los jóvenes y adultos jóvenes en quienes ha encarnado el cambio social y demográfico del país en los últimos años. A la vez, pasar revista a la estructura democrática seguida desde finales del siglo XX, lleva a preguntarse si las formas de representación y gobierno del Estado alcanzadas son las que se requieren para dar cauce al reclamo redistributivo y desarrollista que puede avizorarse.

Las reformas cambiaron usos y costumbres, así como los formatos y las rutinas del cálculo económico, pero las dislocaciones que propiciaron no fueron interiorizadas por el cuerpo social y productivo que emergía y redundaron en un debilitamiento mayor del Estado, cuyas fallas —aparentes o inventadas— sirvieron para justificar una reforma económica a rajatabla y, luego, una reforma política por la vía exclusiva de los votos. Desde el Estado se aceleró la mudanza social y económica, pero no se hizo lo necesario para modularla, atemperar sus inevitables dislocaciones y proteger a los sectores, regiones y grupos sociales más débiles.

No se trata de regatear los logros del cambio: en menos de 20 años México se volvió un gran exportador de manufacturas pesadas y semipesadas, con una base poderosa de la producción y la exportación automotriz y electrónica. En conjunto, sus ventas al exterior se multiplicaron por cinco. También, superó su condición de economía casi monoexportadora, dependiente en alto grado de las ventas foráneas de petróleo crudo.

Al calor de estas transformaciones en su estructura comercial, México atrajo montos considerables de inversión extranjera directa. En muy poco tiempo, el país se volvió uno de los tres principales socios comerciales de los Estados Unidos de América y apareció en la escena comercial mundial como un nuevo y atractivo jugador de grandes ligas.

También puede presumirse que, a pesar de su lentitud, la reforma política rindió al final frutos considerables. Las cámaras del Congreso de la Unión diversificaron su contenido político e ideológico, reprodujeron la pluralidad y le dieron una nueva faz y color al sistema político que

derivó en un pluripartidismo activo y activista. Además, se levantaron los diques de un federalismo siempre contenido y desnaturalizado por el poder central y se entró en la fase, que no ha terminado, de una regionalización y una descentralización feroz, casi salvaje, que sin embargo, ha sido capaz de volverse una fuente de poder político plural decisiva dentro del actual Estado nacional.

Frente a esto, habría que preguntarse ahora si un país con el tamaño económico del de México, con la riqueza generada y acumulada, con las instituciones y el conocimiento tan difícilmente labrados, puede darse el lujo de registrar y reproducir un “estancamiento estabilizador” como el que se ha impuesto, junto con las cuotas de desigualdad y las magnitudes de pobreza que lo marcan. Debajo de estas disonancias, opera una persistente incapacidad para vincular productivamente una demografía transformada —dominada ahora por jóvenes y adultos jóvenes urbanos y en edad de trabajar y estudiar— y una economía también transformada, abierta y diversificada, pero que no ha podido generar, a lo largo de más de tres décadas, los empleos y los espacios educativos necesarios para absorber productivamente a la población.

La travesía mexicana recoge excesos y errores, tanto en lo económico como en lo social, así como en las ideas sobre el cambio y la forma de gobernarlo y conducirlo a buen y seguro puerto. Los principales diques para realizar la reconversión necesaria, no solo en México, provienen de los fundamentalismos que se impusieron en la conducción de la política económica y contagiaron a importantes grupos de poder, así como de la opinión pública. El dogma de mantener a toda costa unos supuestos equilibrios macroeconómicos, constreñidos a elementales restricciones externas e internas, condujeron a las élites políticas y económicas a impulsar políticas y acciones que respondieran irrestrictamente a las versiones ortodoxas de observación y mantenimiento de dichos equilibrios.

Hay que insistir que el mal desempeño económico de largo plazo no es efecto solo, ni principalmente, de un desajuste de los mercados internacionales. Debe entenderse, más bien, como un resultado de decisiones políticas y económicas que han hecho caso omiso de otros “fundamentales”, como la necesidad de inversión física sostenida para el crecimiento a largo plazo, de una política industrial dirigida a diversificar y crear nuevas cadenas productivas para apropiarse de la renta externa, así como poner en el centro de la atención y acción del Estado la superación de la pobreza y el abatimiento consistente de la desigualdad.

Lo que está en primer lugar de la orden del día del desarrollo económico mexicano es reconfigurar sus funciones básicas y poner al empleo como objetivo

central y articulador de una estrategia para la expansión *con y para* la igualdad. El estancamiento histórico relativo que aqueja al país de las revoluciones y de la construcción nacional a contrapelo de los supuestos mandatos universales de la historia, solo podrá superarse trazando un nuevo curso donde se rearticulen medios y objetivos y se contemple la necesidad imperiosa de formas novedosas de participación social y política en las deliberaciones y decisiones del Estado. Alcanzar plataformas superiores de cooperación entre fuerzas sociales, grupos productivos y regiones, que combinen la democracia con la movilización colectiva, permitirá redefinir los linderos entre lo público y lo privado, sin sacrificar o posponer *sine die* la hora de la igualdad, y

poder montar, ahora bajo los mandatos de la restricción democrática, una conversación virtuosa entre acumulación y redistribución, como se arriesgó a intentarlo el Presidente Lázaro Cárdenas al frente de la coalición popular que cubrió de gloria al país y su revolución.

De lo que se trata —para salir de este híbrido laberinto de la “soledad abierta” en que nos encontramos (pero que continúa barrocammente el que nos dibujara Octavio Paz), donde la modernidad se ha confundido con el más ingenuo y leve de los cosmopolitismos— es de contribuir a definir, parafraseando a don Alfonso Reyes, “como posible campo donde realizar una justicia más igual, una libertad mejor entendida (...) una soñada República, una Utopía” (Martínez, 2012).

VII

Conclusiones

Las disonancias que la globalización ha hecho emerger y que la crisis ha agudizado entre apertura externa, soberanía de los Estados y las naciones y democracia, llevan a insistir en la necesidad de abordar, con sentido de urgencia, tales disonancias. Estas tensiones tienen lugar en contextos sociales complejos, desgarrados por la desigualdad; frente a todo esto es indispensable recuperar el desarrollo entendido como proceso central y global. Estas son restricciones estructurales, valorativas e ideológicas que el planeta debe encarar para dar lugar a formas evolutivas en el orden económico y político, que permitan encontrar nuevas ideas y utopías organizadas en torno de (y sostenidas por) el desarrollo.

Toda la evolución y las reformas institucionales que reclama el rescate del desarrollo implican asumirlo,

explícitamente, como un proceso complejo, político y social, además de económico. La idea del desarrollo que pueda resultar de esta dialéctica no podrá desentenderse del papel preponderante que la política y el Estado tienen en su despliegue. De aquí la centralidad que para una idea histórica y actual del desarrollo tienen la noción de cambio social y el imperativo de asumir el aprendizaje y la pedagogía democráticas como vectores insustituibles del proceso en su conjunto.

Este es el contexto donde habrá de dirimirse la confección de estrategias y políticas, así como las diversas opciones de inserción en la economía mundial que se abran, o deberían hacerlo, para las naciones que pugnan por apropiarse de la idea del desarrollo, como realidad y como utopía.

Bibliografía

- Anguiano, Eugenio (2012), *Mercados financieros internacionales. Su historia, evolución y crisis*, México, D.F., Universidad Nacional Autónoma de México (UNAM).
- Bobbio, Norberto (1991), *El tiempo de los derechos*, Madrid, Fundación Sistema.
- Bottomore, Tom y T.H. Marshall (2005), *Ciudadanía y clase social*, Buenos Aires, Editorial Losada.
- Carpizo, Jorge (2012), "El estado de los derechos de la justicia social", *Revista Latinoamericana de Derecho Social*, N° 14, México, D.F., Universidad Nacional Autónoma de México (UNAM), enero-junio.
- CEPAL (Comisión Económica para América Latina y el Caribe) (2012), *Cambio estructural para la igualdad: Una visión integrada del desarrollo* (LC/G.2524(SES.34/3)), Santiago de Chile.
- _____ (2010), *La hora de la igualdad: Brechas por cerrar, caminos por abrir* (LC/G.2432(SES.33/3)), Santiago de Chile.
- _____ (2000), *Equidad, desarrollo y ciudadanía*, Bogotá, Alfa-Omega.
- Cortina, Adela (2013), "Cómo cambiar la tendencia", *El país*, 23 de enero.
- _____ (2006), "Ética del desarrollo: Un camino hacia la paz", *Sistema*, N° 192.
- Dosman, Edgar (2011), "El regreso de Raúl Prebisch", *Homenaje a Raúl Prebisch (1901-1986)* (LC/G.2499), Alicia Bárcena, Edgar Dosman y Osvaldo Súnkel, Santiago de Chile, Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL) [en línea] <http://www.eclac.org/publicaciones/xml/9/48009/HomenajeRaulPrebisch-Osvaldo.pdf>.
- _____ (2001), "Los mercados y el Estado en la evolución del 'manifiesto' de Prebisch", *Revista de la CEPAL*, N° 75 (LC/G.2150-P), Santiago de Chile, diciembre.
- Fajnzylber, Fernando (1992), "Industrialización en América Latina: de la 'caja negra' al casillero vacío", *Nueva Sociedad*, N° 118, marzo-abril.
- Ferrer, Aldo (2010), "Raúl Prebisch y el dilema del desarrollo en el mundo global", *Revista de la CEPAL*, N° 101 (LC/G.2455-P), Santiago de Chile, agosto.
- Furtado, Celso (2004), *Revista Pesquisa*, N° 106, Fundación para la Defensa de las Investigaciones del Estado de São Paulo (FAPESP), diciembre [en línea] <http://revistapesquisa.fapesp.br/es/2004/12/01/la-fantasia-deshecha/>.
- Galbraith, John Kenneth (2011), *La cultura de la satisfacción*, Madrid, Ariel.
- Halperin, Tulio (2008), "La CEPAL en su contexto histórico", *Revista de la CEPAL*, N° 94 (LC/G.2357-P), Santiago de Chile.
- Martínez, José Luis (2012), *América en el pensamiento de Alfonso Reyes*, México, D.F., Fondo de Cultura Económica.
- Moreno Brid, Juan Carlos (2013), "Política macroeconómica para el desarrollo", *EconomíaUNAM*, N° 30, México, D.F., Universidad Nacional Autónoma de México (UNAM), septiembre-diciembre.
- Ocampo, José Antonio (2011), "Macroeconomía para el desarrollo. Políticas anticíclicas y transformación productiva", *Revista CEPAL*, N° 104 (LC/G.2498-P), Santiago de Chile, agosto.
- _____ (2001), "Retomar la agenda del desarrollo", *Configuraciones*, N° 5-6, México, D.F., Instituto de Estudios para la Transición Democrática (IETD), octubre-diciembre.
- PNUD (Programa de las Naciones Unidas para el Desarrollo) (2004), *La democracia en América Latina. Hacia una democracia de ciudadanos y ciudadanas*, Buenos Aires, Alfaguara.
- Polanyi, Karl (1992), *La gran transformación. Los orígenes políticos y económicos de nuestro tiempo*, México, D.F., Fondo de Cultura Económica.
- Prebisch, Raúl (1963), *Hacia una dinámica del desarrollo latinoamericano*, México, D.F., Fondo de Cultura Económica.
- Ros, Jaime (2013), "Repensar el desarrollo económico, el crecimiento y las instituciones", *EconomíaUNAM*, N° 30, México, D.F., Universidad Nacional Autónoma de México (UNAM), septiembre-diciembre.
- Rosanvallon, Pierre (1989), "Development of Keynesianism in France", *The Political Power of Economic Ideas: Keynesianism across Nations*, Peter Hall (ed.), Nueva Jersey, Princeton University Press.
- Sen, Amartya (2003), Ponencia presentada en el Seminario Internacional "Ética y desarrollo", Banco Interamericano del Desarrollo.
- Smith, Adam (1794), *Investigación sobre la naturaleza y causas de la riqueza de las naciones*, Valladolid.
- Wolfe, Marshall (1976), *El desarrollo esquivo*, México, D.F., Fondo de Cultura Económica.

La competitividad de América Latina en el comercio de servicios basados en el conocimiento

Andrés López, Andrés Niembro y Daniela Ramos

RESUMEN

En este trabajo se presenta un análisis dinámico de la competitividad de América Latina en los “servicios intensivos en conocimiento” (SIC), utilizando una metodología del estilo TradeCAN —desarrollada por la Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL)— para evaluar la competitividad de un país mediante sus exportaciones a los mercados de mayor crecimiento, pero aplicada principalmente al comercio de bienes. Los resultados sugieren que si bien varios países latinoamericanos avanzaron en los segmentos de los SIC y muestran ventajas comparativas positivas, existe aún un bajo porcentaje de “estrellas nacies” (sectores dinámicos donde se gana participación de mercado) y un relativamente alto nivel de “oportunidades perdidas” (sectores dinámicos donde se pierde peso), lo que se corresponde con las debilidades competitivas de la región y plantea la necesidad de políticas para potenciar los factores aventajados y remover los obstáculos que traban una mejor inserción en los mercados de los SIC.

PALABRAS CLAVE

Competitividad, comercio de servicios, economía basada en el conocimiento, comercio internacional, exportaciones, estadísticas comerciales, América Latina

CLASIFICACIÓN JEL

E01, F14, L80

AUTORES

Andrés López, investigador del Centro de Investigaciones para la Transformación (CENIT/UNTREF), Argentina. anlopez@fund-cenit.org.ar

Andrés Niembro, investigador del Centro Interdisciplinario de Estudios sobre Territorio, Economía y Sociedad (CIETES), Universidad Nacional de Río Negro (Sede Andina), Argentina. Becario Doctoral del CONICET, Argentina. aniembro@unrn.edu.ar

Daniela Ramos, investigadora del Centro de Investigaciones para la Transformación (CENIT/UNTREF), Argentina. danielaramos@fund-cenit.org.ar

I

Introducción

Los servicios son desde hace tiempo un sector dominante en la economía global, ya que representan la mayor porción del producto interno bruto (PIB) y el empleo tanto en las economías desarrolladas como en buena parte del mundo en desarrollo.

Hasta hace poco el sector de servicios era considerado como sinónimo de baja productividad, poca innovación y —salvo en algunas actividades como transporte y turismo— de escasa o nula posibilidad de efectuar transacciones. Sin embargo, en las últimas décadas se asiste a enormes transformaciones, que han dado lugar a un nuevo paradigma en la producción y el comercio de servicios y que le otorgan a estas actividades un papel completamente diferente del que tenían en el pasado dentro de las economías nacionales.

Dos fenómenos clave se destacan en este sentido. El primero es la creciente relevancia de un conjunto de actividades denominadas “servicios intensivos en conocimiento” (sic) (*knowledge intensive services*). En esta categoría se agrupa a segmentos tan diversos como servicios contables y legales, audiovisuales, diseño, publicidad, programas computacionales (*software*) y servicios informáticos, investigación y desarrollo (I+D), salud y educación¹. El factor común a todos ellos es el hecho de que emplean intensivamente capital humano de alto nivel de calificación y son usuarios y productores de información y conocimiento para prestar servicios a sus clientes.

El segundo fenómeno importante es que mientras varios de estos servicios eran prestados sobre todo fronteras adentro hasta no hace muchos años, ahora pueden ser exportados. En las estadísticas disponibles no se capta totalmente este proceso, si se consideran, entre otros factores, la naturaleza intangible del comercio de servicios y las consecuentes dificultades de registro. Sin embargo, aun sabiendo que las cifras conocidas son, en todo caso, un piso del verdadero valor del comercio de servicios, al presente se estima que alrededor del 20% de

las exportaciones mundiales totales (bienes más servicios) corresponden a este último sector. Incluso más interesante es que estimaciones efectuadas recientemente sugieren que si se mide el comercio en términos de valor agregado (sobre la base del uso de matrices insumo-producto), esa participación bordea el 50% y supera a la del comercio de manufacturas (Escaith, 2008).

El avance del comercio de servicios ha sido liderado por los sic (véase el gráfico 1). Actualmente, las exportaciones globales de dichos servicios llegan a cerca de 1,6 billones de dólares (datos de 2012 de la Conferencia de las Naciones Unidas sobre Comercio y Desarrollo UNCTAD), cifra 3,7 veces superior a la del año 2000². El comercio de este tipo de servicios en 2012 superó, por ejemplo, al de alimentos (incluidos materias primas y procesados), minerales, acero, textiles y confecciones, electrónicos o automóviles, solo por citar algunas industrias conocidas y relevantes a escala global.

El dinamismo del comercio de los sic ha venido de la mano del despliegue de las tecnologías de la información y las comunicaciones (TIC), que han abaratado y acelerado notablemente la generación, almacenaje, procesamiento y transmisión de la información, e incluso han permitido digitalizar ciertos bienes y convertirlos en intangibles. Esas mismas TIC han facilitado que ciertos servicios que antes requerían del contacto físico directo entre prestador y usuario ahora puedan ser provistos de manera remota.

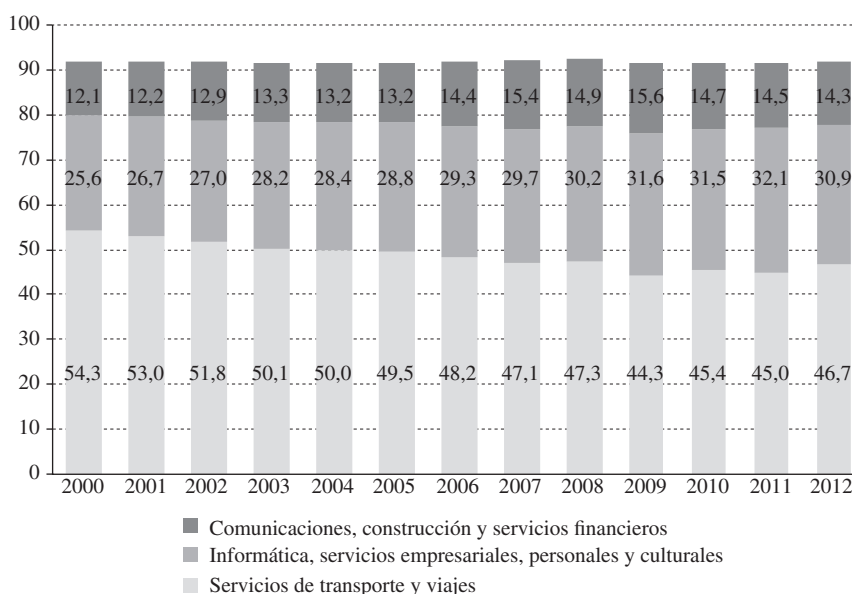
A su vez, las TIC son la base infraestructural de los procesos de fragmentación de la producción a escala mundial, que han dado lugar a la formación de cadenas globales de valor (CGV). Dentro de esas cadenas, los procesos de producción se componen de “porciones” de valor agregado que son generadas en distintas localizaciones. Así, lo relevante ya no es más qué se produce en un determinado país o región, sino qué tareas se desarrollan allí y cuál es el valor agregado que generan (Baldwin, 2011). Las empresas transnacionales juegan un papel central como organizadoras de la mayor parte de las CGV, en la medida en que procuran “deslocalizar” su provisión de bienes y servicios allí donde pueden encontrar costos competitivos y acceso a recursos calificados.

¹ Dado que el interés del presente trabajo se centra en la competitividad, los sic se identificarán a partir de los datos de comercio disponibles sobre los siguientes rubros: servicios empresariales y profesionales, programas computacionales (*software*) y servicios informáticos, y servicios audiovisuales, culturales y personales, lo que si bien redundará en una cobertura imperfecta del concepto de sic, es una aproximación suficientemente buena para los fines del análisis en este trabajo.

² Si se suman los servicios financieros y seguros, las comunicaciones y regalías y las licencias, la cifra trepa a 2,35 billones de dólares en 2012.

GRÁFICO 1

Composición del comercio internacional de servicios, 2000-2012
(En porcentajes del total)



Fuente: elaboración propia sobre la base de datos de la Conferencia de las Naciones Unidas sobre Comercio y Desarrollo (UNCTAD).

Nota: las categorías del gráfico no suman 100%, pues se excluyeron los valores de “regalías y licencias” y “servicios de gobierno”.

Si se pone el foco en los SIC, China y la India, sobre la base de sus vastas reservas de fuerza de trabajo con educación universitaria, han alcanzado un claro liderazgo en el mercado global. Según datos de la UNCTAD, ambos países exportan más de 90 mil millones de dólares de SIC. Pero existe un gran número de países en desarrollo que han logrado insertarse en estos mercados, incluidos otros asiáticos como Malasia, Filipinas o Tailandia y varios de Europa oriental (Polonia, República Checa, Hungría), además de casos emblemáticos en el mundo desarrollado, como el de Irlanda.

En este contexto, América Latina también ha comenzado a participar activamente de esta nueva dinámica del comercio global y varias naciones de la región muestran un dinamismo apreciable en sus exportaciones de SIC (especialmente en los casos de la Argentina, el Brasil, Colombia, Costa Rica, Chile y el Uruguay³).

Surge entonces el interés por ver, más allá de las cifras de comercio, cuán competitiva es la región en los mercados de los SIC. Como es sabido, la noción de “competitividad internacional” involucra una gran

cantidad de factores y, por ende, ha dado origen a una amplia variedad de concepciones y enfoques. Salvando las dificultades existentes para consensuar una única definición, se puede sugerir que, en términos generales, la competitividad se refiere al desempeño (relativo) de una firma, sector o país en la economía internacional. A partir de esta idea, se han desarrollado diversos indicadores con el fin de comparar el rendimiento relativo de las naciones/empresas en los mercados mundiales.

Aunque es cada vez más frecuente enmarcar a la competitividad internacional como parte de un proceso complejo y dinámico (estructural, sistémico, u otros), en el que interactúan factores micro, meso y macroeconómicos, la mayoría de los análisis disponibles sobre la competitividad de distintos países en el comercio internacional de servicios suelen limitarse a la utilización del indicador de “ventajas comparativas reveladas” (véanse, por ejemplo, Langhammer, 2004; Díaz de la Guardia, Molero y Valadez, 2005; Bobirca y Mićlaus, 2007; Seyoum, 2007; Zhang, Wei y Miao, 2010; Jiang, 2011). Este tipo de enfoque metodológico se reduce a un cálculo *ex post* (para un determinado momento) del grado de especialización de la economía en el comercio mundial y se asienta en una concepción fundamentalmente estática de las ventajas comparativas (Ferraz, Kupfer y Haguenaer, 1996). Como señalan Chudnovsky y Porta

³ Un hecho que vale la pena destacar, puesto que incide en el desarrollo de este trabajo, es que México no reporta estadísticas para exportaciones de los SIC, salvo en el caso de audiovisuales, lo que explica la ausencia de dicho país en varios de los cuadros aquí presentados.

(1990, págs. 13-15), esta noción teórica (tradicional) de ventajas comparativas estáticas no es demasiado útil a la hora de analizar posibles áreas de intervención dirigidas a crear ventajas dinámicas⁴ y extraer mayores beneficios de la participación en el comercio internacional.

En este marco, el propósito del presente artículo es aportar una forma alternativa de análisis de la competitividad internacional de América Latina en el sector de los SIC, desde una óptica que, si bien trabaja sobre resultados *ex post*, apunta a conocer en qué medida los patrones de especialización de la región se están orientando al aprovechamiento de las oportunidades

disponibles en los mercados mundiales, así como a examinar los factores que están detrás de las tendencias observadas en esa materia.

El resto del artículo se organiza del siguiente modo. En la sección II se presenta un breve análisis de la evolución de las exportaciones mundiales y, particularmente, latinoamericanas de los SIC en la última década. La sección III, que es el corazón de este trabajo, tiene como objetivo analizar la competitividad de la región en el comercio de los SIC mediante el uso de la metodología TradecAN. En la sección IV se repasa brevemente cuáles son los principales factores determinantes (*ex ante*) de la competitividad en los sectores de los SIC y se destacan algunos aspectos del posicionamiento de la región. Finalmente, en la sección V se presentan las conclusiones de esta investigación.

⁴ Para ahondar en el tema, véase, por ejemplo, Ffrench-Davis (1990).

II

El papel de América Latina en el comercio de los SIC

Antes de examinar brevemente la evolución del comercio mundial y latinoamericano de servicios en los últimos años, es preciso subrayar algunas cuestiones con respecto a las estadísticas disponibles en esa materia. Como es bien sabido, en dichas estadísticas aún no se logra reflejar los volúmenes reales del intercambio mundial de servicios. Esto se debe a un conjunto de factores, tales como: i) muchos de estos servicios son actividades nuevas, y todavía no existe el consenso suficiente acerca de las mejores formas de medirlas; ii) gran parte de estas exportaciones son de naturaleza intangible, lo que dificulta su registro; y iii) las transacciones internacionales de servicios se producen bajo diversas modalidades, no siempre relevadas de forma completa y homogénea en las cifras oficiales (López, Ramos y Torre, 2009). Asimismo, estos problemas pueden verse agudizados debido a que una parte considerable del comercio de servicios es de naturaleza intrafirma, que usualmente se hace a precios de transferencia y a veces ni siquiera es registrada en función de consideraciones impositivas, contables y de otro tipo. Por lo demás, las estadísticas disponibles para comparaciones internacionales operan con un nivel aún excesivo de agregación, lo que hace difícil realizar análisis más finos sobre el comercio de los SIC.

Pese a estas dificultades, de todos modos se cuenta con una cantidad de información suficiente como para

proceder al análisis de este estudio y presentar algunas conclusiones respecto del lugar de América Latina en el comercio de los SIC y sus niveles de competitividad⁵.

A partir de la firma del Acuerdo General sobre el Comercio de Servicios (GATS por sus siglas en inglés) a mediados de los años noventa, se reconocen cuatro formas de provisión de servicios a nivel internacional: el modo 1, que abarca al comercio transfronterizo del servicio (muchas veces ligado al intercambio por medio de las TIC); el modo 2, que trata del consumo en el exterior, es decir, cuando el cliente se traslada al país de origen para abastecerse del servicio (por ejemplo, desplazamiento de pacientes en búsqueda de tratamientos médicos); el modo 3, que implica la presencia comercial del proveedor en territorio extranjero, esencialmente por la vía de la inversión extranjera directa (IED), y el modo 4, que registra el movimiento de personas físicas,

⁵ Hay que tomar en cuenta que los países de la región han avanzado de manera heterogénea en cuanto a la recolección de información sobre el comercio de servicios y presentan estadísticas que difieren significativamente en cuanto a sus niveles de desagregación y cobertura. Ante tal escenario, en este estudio se ha optado por utilizar las estadísticas provistas por la UNCTAD, que permiten un tratamiento homogéneo y la realización de comparaciones entre países, quedando para futuros trabajos la profundización del análisis con datos a nivel nacional para subsectores más específicos dentro de los SIC.

es decir, de los proveedores del servicio hacia el país que será su mercado de destino (por ejemplo, el llamado *body shopping*, la modalidad inicial mediante la cual la industria india de *software* comenzó a penetrar en los mercados internacionales).

En la práctica, la mayor parte de las transacciones que se registran en las estadísticas de balanza de pagos para la mayoría de las ramas de servicios responde casi exclusivamente al modo 1, mientras que la cobertura de los modos 2 y 4 suele colapsarse, muchas veces erróneamente, en la categoría de viajes (que incluye sobre todo los ingresos/egresos por turismo). En otras palabras, el segundo y cuarto modo en general no son captados en forma fehaciente por las cifras oficiales, debido a que varias de estas actividades no se registran directamente, o bien están mal registradas a causa de una clasificación inexacta en torno del movimiento de las personas involucradas (como es el caso, por ejemplo, del “turismo médico” o de los servicios educativos que se brindan a extranjeros en el país). Por su parte, la presencia comercial se halla vinculada a los flujos y al acervo de IED⁶. Finalmente, existe una multiplicidad de servicios (ingeniería, diseño, marketing, entre otros) que se comercializan mediante su incorporación en ciertos bienes materiales, quedando así registrados como parte de las ventas de aquellos.

En función de este contexto, el presente estudio se concentra en el comercio basado en el modo 1. Dicho comercio pasó de 1,5 billones de dólares en el año 2000 a 4,4 billones en 2012, de los cuales 1,6 billones corresponden a SIC (según datos recopilados por la UNCTAD). A su vez, mientras que la tasa de crecimiento anual acumulativa del comercio de servicios en el período 2000-2011 fue apenas superior a la de bienes (9,3% comparada con 9,1%), la de los SIC superó ampliamente ambos registros (11,6%). Si se observa el entorno de la crisis financiera internacional, se aprecia que los servicios vinculados directamente al intercambio de bienes (el transporte y los servicios financieros) y el turismo tuvieron las mayores caídas, no así los servicios empresariales, profesionales y técnicos que se expandieron incluso en el contexto de la crisis (Borchert y Mattoo, 2010). En la misma línea, datos de consultoras y organismos internacionales sugieren que el comercio en los segmentos de subcontratación de tecnologías de la información (ITO por sus siglas en inglés) y relocalización de procesos de negocios (BPO por sus siglas en inglés), los dos mayores

en cuanto a volumen dentro de los SIC, siguió creciendo en este período de turbulencias internacionales (Gereffi y Fernández-Stark, 2010b; Muthal, 2011).

¿Qué ocurre en el caso de América Latina? La región (incluido el Caribe) tiene una baja participación en el mercado global de los SIC (2,9% en 2012), aunque levemente mayor a la que tenía en el año 2000 (2,3%). Esta cifra se compara desfavorablemente con la observada en Asia en desarrollo (27% en 2012)⁷ (sobre la base de datos de la UNCTAD). Por otra parte, el patrón de exportaciones de servicios de la región tiene aún una base marcadamente asentada en los sectores tradicionales (transporte y viajes), aunque el peso de los SIC ha venido creciendo en la última década y en realidad las mayores diferencias absolutas con el promedio mundial se producen en las áreas de regalías (la región no es exportadora de tecnología) y servicios financieros (véase el cuadro 1), sectores no incluidos en el concepto de SIC aquí empleado. En este sentido, los sectores de SIC representaban el 26,6% de las exportaciones latinoamericanas de servicios en 2010, comparado con el 29,3% del promedio mundial.

En el cuadro 2 se muestra la clasificación de los principales países exportadores en algunos segmentos de interés para este trabajo (incluidos todos los países latinoamericanos para los que hay datos disponibles). Entre los países en desarrollo, se advierte que la India destaca en la exportación de servicios de computación (es el primer exportador mundial), mientras que China lo hace en otros servicios empresariales (que incluye al BPO, el principal mercado global de deslocalización de servicios (*offshoring*)). A su vez, China aparece sexta en computación y la India duodécima en servicios empresariales. Dentro de América Latina, el Brasil registra cifras relevantes de exportación en el caso de los servicios empresariales (ocupa el puesto 18 en la clasificación mundial). La Argentina figura en el lugar 24 en computación (liderando la clasificación latinoamericana) y el puesto 34 en servicios empresariales. Más atrás se encuentran Chile, Costa Rica, Colombia y el Uruguay, entre otros (alternando ubicaciones y con importantes diferencias de nivel). En tanto, en el caso de los servicios personales, culturales y recreativos (que incluyen salud, educación, audiovisuales, y otros), resaltan Hungría y Turquía entre los primeros 10 lugares. También en este caso, la Argentina es primera en América Latina (ocupando el puesto 19 de la clasificación mundial).

⁶ Una manera de aproximarse al comercio de servicios por la vía del modo 3 es utilizar el llamado comercio de filiales extranjeras (FATS por sus siglas en inglés).

⁷ Las diferencias relativas son aún mayores que en el caso de las exportaciones industriales, donde América Latina y el Caribe participa con un 4,3% del mercado mundial, en comparación con el 37,1% de Asia en desarrollo (sobre la base de datos de la UNCTAD).

CUADRO 1

Exportaciones de servicios a nivel mundial y de América Latina, 2000-2010
(Composición y tasa de crecimiento anual acumulativo (TCAA) en porcentajes)

Categoría	Exportaciones mundiales				Exportaciones de América Latina			
	Porcentaje del total			TCAA (2000-2010)	Porcentaje del total			TCAA (2000-2010)
	2000	2005	2010		2000	2005	2010	
Transporte	22,6	22,3	20,7	8,7	19,8	22,7	21,2	8,8
Viajes	31,6	27,2	24,9	7,1	47,0	46,7	40,1	6,4
Comunicaciones	2,1	2,2	2,4	11,1	5,4	3,5	2,9	1,6
Servicios financieros y seguros	7,9	8,6	9,2	11,3	6,7	4,5	5,5	6,0
Construcción	1,9	2,1	2,3	12	0,5	0,1	0,1	-6,9
Computación e informática	2,8	3,3	4,4	14,7	0,6	1,2	2,8	25,5
Regalías y licencias	6,0	6,2	6,5	10,6	0,9	0,6	0,9	7,9
Otros servicios empresariales	21,0	21,9	24,1	11,2	14,6	16,3	23,0	13,1
Servicios personales, culturales, recreativos	0,9	0,8	0,7	7,3	1,0	1,2	0,7	5,2
Servicios de gobierno (+ residuos)	3,2	5,4	4,8	14,3	3,5	3,2	2,8	5,8

Fuente: elaboración propia sobre la base de datos de la Conferencia de las Naciones Unidas sobre Comercio y Desarrollo (UNCTAD).

CUADRO 2

Principales exportadores de SIC, 2010
(En millones de dólares)

Computación e información		Otros servicios empresariales		Personales, culturales y recreativos				
1	India	56 701,2	1	Estados Unidos	100 476,0	1	Estados Unidos	14 563,9
2	Irlanda	37 250,8	2	Alemania	74 399,5	2	Reino Unido	4 080,6
3	Alemania	16 305,0	3	Reino Unido	73 416,8	3	Canadá	2 198,3
4	Estados Unidos	13 830,2	4	China	61 241,6	4	Francia	1 965,4
5	Reino Unido	11 518,5	5	Singapur	43 851,3	5	España	1 774,7
6	China	9 256,3	6	Japón	42 547,4	6	Malta	1 382,7
7	Israel	7 699,5	7	Suiza	38 879,6	7	Luxemburgo	1 352,2
8	Suecia	6 660,5	8	Holanda	32 947,8	8	Hungría	1 259,5
9	España	6 407,6	9	Francia	32 603,4	9	Alemania	1 074,1
10	Holanda	6 155,1	10	Irlanda	29 705,5	10	Turquía	912,0
21	Francia	1 398,6	12	India	28 984,6	19	Argentina	355,8
24	Argentina	1 248,5	18	Brasil	15 776,5	21	India	334,6
26	Costa Rica	1 070,7	34	Argentina	3 910,0	32	China	122,9
43	Brasil	209,8	41	Chile	1 865,4	34	Brasil	108,3
46	Uruguay	179,8	52	Costa Rica	688,5	38	Chile	86,8
53	Chile	90,7	55	Colombia	612,1	39	Colombia	84,2
57	Colombia	45,9	58	Paraguay	544,2	41	México	80,0
66	Panamá	24,8	66	Perú	333,3	61	Paraguay	14,0
67	Perú	20,9	76	Panamá	202,6	64	Honduras	11,7
69	Guatemala	11,7	79	Uruguay	180,4	68	Venezuela (República Bolivariana de)	6,0
72	Venezuela (República Bolivariana de)	9,0	81	Venezuela (República Bolivariana de)	155,0	71	Perú	3,9
77	Honduras	4,5	90	Guatemala	69,6	75	Bolivia (Estado Plurinacional de)	1,7
78	Paraguay	4,4	100	El Salvador	29,6	82	Uruguay	0,4
86	El Salvador	0,7	106	Bolivia (Estado Plurinacional de)	16,6	84	Costa Rica	0,1
87	Bolivia (Estado Plurinacional de)	0,7	111	Honduras	10,3	86	El Salvador	0,01

Fuente: elaboración propia sobre la base de datos de la Conferencia de las Naciones Unidas sobre Comercio y Desarrollo (UNCTAD).

SIC: servicios intensivos en conocimiento.

III

La competitividad de las exportaciones de SIC en América Latina

Como se señaló anteriormente, el objetivo de este estudio es evaluar la competitividad internacional de América Latina en el sector de los SIC, procurando aportar al debate alguna nueva evidencia sobre el patrón de especialización comercial y la generación de ventajas comparativas (dinámicas) en estas actividades.

Una forma usual para encauzar las comparaciones sectoriales (y, por qué no, las políticas) es colocar el foco en aquellas funciones de servicios que aportan un mayor valor agregado. Aunque ya se han hecho algunas contribuciones al respecto, como, por ejemplo, el ordenamiento sugerido por Gereffi y Fernández-Stark (2010a y 2010b) según la intensidad de valor agregado de diferentes actividades de servicios, la utilización de este diagrama para graficar la situación argentina por López, Niembro y Ramos (2011), o su aplicación dinámica (a cuatro países) en Fernández-Stark, Bamber y Gereffi (2011), lo cierto es que la escasa información disponible y, particularmente, su alto nivel de agregación no permiten pasar de los estudios de casos a comparaciones más generales. En este sentido, las investigaciones mencionadas se basan en trabajos de campo y análisis de literatura y fuentes secundarias para examinar la realidad de cada país o sector.

En tanto, también se han presentado trabajos cuyo propósito consiste en analizar comparativamente la situación de diferentes sectores de SIC en la región (López, Ramos y Torre, 2009; López y Ramos, 2010), y otros en que se procura examinar, a la luz de la evidencia disponible en la literatura teórica y empírica sobre el tema, el posicionamiento de América Latina en las distintas áreas que inciden en la competitividad en estos sectores (López y Ramos, 2013).

Otra forma de analizar el tema es observar lo que señalan las estadísticas de comercio y emplear algunos indicadores usualmente utilizados en la literatura respectiva. El primero es el bien conocido indicador de “ventajas comparativas reveladas”⁸, que pese a sus limitaciones, puede servir como punto de partida para

conocer los patrones de especialización de los principales países exportadores (véase el cuadro 3)⁹.

Previsiblemente, se observa que la India, Irlanda e Israel destacan en el caso de los servicios de computación (las “3 I” según se las conoce en la literatura sobre esta industria), en tanto que en servicios empresariales hay varios países en desarrollo —especialmente de Asia— en los primeros lugares de la clasificación. En servicios personales, culturales y recreativos, el dominio de los países en desarrollo es todavía mayor, incluidas las economías en transición. Dentro de América Latina, Costa Rica, la Argentina y el Uruguay destacan en *software*, mientras que el Brasil aparece primero en otros servicios empresariales y la Argentina en quinto lugar en servicios personales, culturales y recreativos. Esto indica que varios países latinoamericanos tienen ventajas en los mercados de los SIC, aunque por distintos factores (sobre todo de tamaño) no alcanzan aún a ocupar lugares de privilegio en las clasificaciones por montos exportados.

En suma, si bien los países de América Latina tienen una participación reducida en el comercio mundial de servicios, hay casos exitosos en que se ha logrado consolidar ventajas comparativas y se ha penetrado en mercados dinámicos dentro del mundo de los SIC.

Como ya se mencionó, el indicador de ventajas comparativas reveladas tiene, entre sus limitaciones, la de solo permitir un análisis estático de los niveles de competitividad. Una vía alternativa para avanzar en la superación de esta limitación es diferenciar los patrones comerciales según el dinamismo de los respectivos

⁹ El índice se obtiene a partir de la siguiente fórmula:

$$VCR_{ij} = \frac{X_{ij} / \sum_i X_{ij}}{\sum_j X_{ij} / \sum_i \sum_j X_{ij}}$$

donde X_{ij} representa las exportaciones del sector de servicios i desde el país j . El numerador refleja entonces la participación de las exportaciones de un respectivo sector en el agregado de las exportaciones de servicios del país, mientras que el denominador da cuenta de la porción de este sector en las exportaciones mundiales de servicios.

Cuando VCR_{ij} es superior a la unidad, existen ventajas comparativas del país i en el servicio j . Si VCR_{ij} está entre 1 y 2, se dice que el país tiene una ventaja comparativa débil; cuando se encuentra entre 2 y 3, el país tiene una fuerte ventaja comparativa; y si es mayor que 3, la ventaja comparativa es muy marcada.

⁸ Aquí se utiliza una variante de este tipo de indicadores que considera las exportaciones, habiendo otros que se basan en la información de saldos comerciales.

CUADRO 3

Clasificación por “ventajas comparativas reveladas” en los SIC, 2010

Computación e información		Otros servicios empresariales		Personales, culturales y recreativos				
1	India	7,9	1	Brasil	2,1	1	Malta	32,9
2	Irlanda	6,6	2	Filipinas	2,0	2	Hungría	6,3
3	Israel	5,4	3	Taiwán	2,0	3	Serbia	4,8
4	Costa Rica	4,4	4	Suiza	1,9	4	Canadá	3,0
5	Finlandia	4,2	5	Suecia	1,7	5	Argentina	2,6
6	Filipinas	2,8	6	Singapur	1,6	6	Estados Unidos	2,5
7	Sri Lanka	1,9	7	Paraguay	1,5	7	Turquía	2,5
8	Rumania	1,8	8	Bermuda	1,5	8	Nueva Zelanda	2,4
9	Suecia	1,8	9	China	1,5	9	Azerbaiyán	2,2
10	Argentina	1,6	10	Bélgica	1,5	10	Luxemburgo	1,9
11	Uruguay	1,2	22	Argentina	1,2	11	Colombia	1,8
51	Colombia	0,2	46	Chile	0,7	21	Honduras	1,1
55	Chile	0,1	52	Costa Rica	0,7	25	Paraguay	0,9
59	Brasil	0,1	55	Colombia	0,6	30	Chile	0,8
62	Perú	0,1	68	Venezuela (República Bolivariana de)	0,4	42	México	0,5
63	Guatemala	0,1	69	Perú	0,4	51	Venezuela (República Bolivariana de)	0,3
64	Venezuela (República Bolivariana de)	0,1	74	Uruguay	0,3	52	Brasil	0,3
67	Honduras	0,1				63	Perú	0,1

Fuente: elaboración propia sobre la base de datos de la Conferencia de las Naciones Unidas sobre Comercio y Desarrollo (UNCTAD).

SIC: servicios intensivos en conocimiento.

mercados internacionales. Como señala Porta (2005, págs. 12-13), el hecho de introducir en el análisis a la evolución de la “demanda mundial” (dinámica, estancada o en retroceso) permite reconsiderar ciertos aspectos de la especialización productiva y comercial, entendiéndose que algunos posibles problemas de competitividad internacional bien podrían estar reflejando una débil o inadecuada especialización del comercio del país en cuestión. Por su parte, Bianco (2007) destaca que el avance de las economías hacia sectores, funciones o ambos con mercados externos crecientes representa un indicador de ganancias estructurales de competitividad.

Una forma de análisis de la competitividad internacional que se ajusta a los objetivos del presente trabajo (y que, como se mostrará, puede amoldarse a las estadísticas disponibles) es la metodología conocida como TradeCAN (*Trade Competitive Analysis of Nations*), que fue creada en 1990 por la Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL) para analizar, principalmente, la competitividad en el comercio de bienes¹⁰. A partir de esta metodología, se procura tener una visión dinámica de la competitividad, en la medida en que los países consiguen (o no) acrecentar sus cuotas de mercado en los sectores más (o menos) pujantes en términos de crecimiento de la demanda internacional.

De esta forma, se distinguen cuatro categorías: i) “estrellas nacientes”: sectores dinámicos (aumentan su participación en las importaciones mundiales) en los que crece la cuota de mercado del país; ii) “estrellas menguantes”: sectores estacionarios o declinantes (se reduce su porcentaje en las importaciones mundiales) en los que se incrementa la cuota de mercado del país; iii) “oportunidades perdidas”: sectores dinámicos donde disminuye la participación de mercado, y iv) “retiradas” (o retrocesos): sectores estacionarios o declinantes en los que decae la cuota de mercado del país.

Para llegar a esta categorización se tendrán en cuenta entonces tanto el dinamismo de los distintos sectores como la modificación de la cuota de mercado de cada país entre 2000 y 2009, utilizando la información disponible en la UNCTAD sobre importaciones y exportaciones según los principales segmentos de servicios¹¹. Respecto de la primera de las dimensiones de análisis, los sectores declinantes en este período, en función del porcentaje de las importaciones mundiales que representan, son: transporte, viajes, y servicios personales, culturales y recreativos. En cambio, los segmentos de comunicaciones, construcción, seguros, servicios financieros, computación e información, regalías y licencias, y otros servicios empresariales ganan peso en el comercio mundial.

¹⁰ Vale destacar que en el análisis según la metodología TradeCAN no se evalúan las razones por las que los países ganan o pierden posiciones en el comercio internacional.

¹¹ Los datos disponibles no dejan de estar sujetos a las debilidades de relevamiento estadístico antes mencionadas (incluida también la falta de reporte de ciertas categorías en algunos países).

Está claro que los datos utilizados para este ejercicio conllevan un alto nivel de agregación, siendo posible que distintas subcategorías dentro de los segmentos principales se comporten de manera diferente. Especialmente, puede ser que algunas sean dinámicas y otras declinantes y que el dinamismo de todos los subsectores no coincida necesariamente con el del agregado. Más adelante se volverá sobre este tema.

Más allá de las salvedades realizadas, en el gráfico 2.A se puede apreciar qué porcentaje de las exportaciones de servicios por parte de países latinoamericanos representó cada una de las categorías del TradeCAN en 2009. El grueso de las exportaciones regionales se concentra incluso hoy en sectores estacionarios o declinantes del comercio global de servicios (“estrellas menguantes” y “retiradas”), mientras que la relevancia de las “estrellas nacientes” (sectores dinámicos en los que se gana cuota de mercado) es generalmente reducida, salvo en los casos del Brasil, la Argentina y Costa Rica, donde esta categoría representa por lo menos el 40% de las exportaciones de servicios. Por otra parte, en varios países de la región una porción considerable de sus exportaciones se origina en “oportunidades perdidas”, es decir, en segmentos dinámicos a nivel internacional pero en los que se ha perdido participación de mercado.

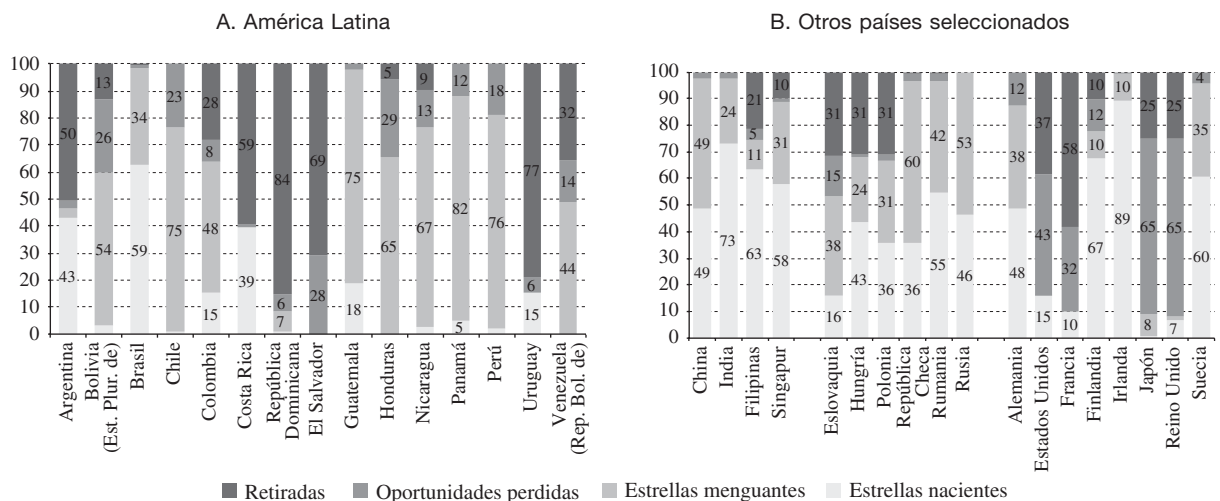
En efecto, el patrón descrito para América Latina no se condice con el de otras regiones en desarrollo y emergentes que han sabido aprovechar en mayor grado el crecimiento del comercio mundial de servicios y el

fenómeno de la deslocalización de funciones de servicios, logrando insertarse en el entramado de estas cadenas globales de valor. Como se percibe en el gráfico 2.B, los países asiáticos y, en menor medida, de Europa oriental muestran un mayor porcentaje de exportaciones en “estrellas nacientes” y una participación relativamente reducida de “oportunidades perdidas”. Algo similar ocurre entre ciertos países desarrollados, como Irlanda, Finlandia, Suecia o Alemania. En cambio, países como los Estados Unidos de América, el Reino Unido de Gran Bretaña e Irlanda del Norte, Francia y el Japón presentan una mayor proporción de “oportunidades perdidas”, lo que evidencia que, si bien todavía concentran gran parte de sus exportaciones en segmentos dinámicos del comercio mundial de servicios, durante la década de 2000 han estado relegando cuotas de mercado en estos sectores, de la mano —previsiblemente— de la deslocalización de estas actividades en terceros países. Lo opuesto a este fenómeno, claro está, son las “estrellas nacientes” antes mencionadas entre los países en desarrollo y algunos desarrollados.

Como antes se mencionó, existe la posibilidad de que las distintas subcategorías de servicios presenten trayectorias diversas, que pueden quedar encubiertas o disimuladas por la evolución de las categorías principales recién utilizadas. A modo de análisis parcial de la dinámica de los distintos subsegmentos de servicios, en el cuadro 4 resalta cómo varió su participación en las importaciones totales de servicios en ciertos mercados

GRÁFICO 2

Exportaciones de servicios en 2009, por categoría del análisis TradeCAN en 2000-2009
(En porcentajes del total)



Fuente: elaboración propia sobre la base de datos de la Conferencia de las Naciones Unidas sobre Comercio y Desarrollo (UNCTAD).

CUADRO 4

Evolución de las importaciones de servicios en algunos mercados seleccionados, según categorías y subcategorías, 2004-2008
(Variación porcentual)

Categoría	Variación porcentual 2004-2008				
	UE27	España	Portugal	Reino Unido	Estados Unidos
1. Transporte	0,3	-7,9	-0,9	-22,1	-15,6
2. Viajes	-14,1	-6,2	-8,9	-10,3	-13,1
2.1. Viajes de negocios	-13,9	-6,9	-9,9
2.2. Viajes personales	-14,2	-10,8	-13,1
2.2.1. Gasto vinculado a salud	14,0	...
2.2.2. Gasto vinculado a educación	18,9	3,5
2.2.3. Otros	-11,0	-14,0
3. Servicios de comunicación	8,9	18,2	19,1	8,5	7,8
3.1. Servicios postales y correo	-18,0	...	-49,4	0,5	-24,7
3.2. Servicios de telecomunicaciones	16,7	...	30,1	10,3	11,8
4. Servicios de construcción	7,7	98,2	-14,5	473,5	131,9
5. Seguros	-13,6	1,7	...	-0,7	36,7
6. Servicios financieros	17,0	46,1	...	42,1	160,4
7. Servicios de computación e información	20,9	-5,7	...	39,8	454,7
7.1. Servicios de computación	22,1	...	44,3	51,0	501,1
7.2. Servicios de información	8,1	...	18,0	0,4	154,0
8. Regalías y licencias	12,2	-38,3	-18,2	-14,6	-21,4
9. Otros servicios empresariales	0,7	9,8	...	29,9	1,4
9.1. Compraventa y otros servicios relacionados con el comercio	-15,6	-14,6	...	-54,0	...
9.2. Servicios de <i>leasing</i>	-1,6	-44,8	...	-10,4	...
9.3. Servicios empresariales, profesionales y técnicos	4,3	16,7	...	40,2	1,4
9.3.1. Servicios legales, contables, de gestión y relaciones públicas	7,0	...	-12,3	34,1	...
9.3.1.1. Servicios legales	17,8	...
9.3.1.2. Servicios contables, de auditoría y consultoría impositiva	-1,1	...
9.3.1.3. Consultoría empresarial, de gestión y servicios de relaciones públicas	41,9	...
9.3.2. Publicidad, investigación de mercado y encuestas de opinión	8,3	...	37,9	74,0	...
9.3.3. Investigación y desarrollo	4,6	...	50,5	53,4	...
9.3.4. Arquitectura, ingeniería y otros servicios técnicos	-5,0	...	33,1	-18,3	...
9.3.5. Servicios para la agricultura, minería y otros procesamiento	56,7	...	-9,8	155,0	...
9.3.6. Otros servicios de negocios	-4,2	...	169,3	49,4	299,0
9.3.7. Servicios entre empresas relacionadas (n.i.e.)	9,9	...	14,2	62,2	...
10. Servicios personales, culturales y recreativos	-11,7	-23,3	-2,1	-8,0	218,2
10.1. Servicios audiovisuales y conexos	-16,5	-34,1	-10,3	2,9	218,2
10.2. Otros servicios personales, culturales y recreativos	3,6	-1,4	3,5	-43,1	...
10.2.1. Servicios educativos	-60,3	...
10.2.2. Servicios de salud	773,9	...
10.2.3. Otros	-58,8	...

Fuente: elaboración propia sobre la base de datos de United Nations Service Trade.

UE27: 27 economías de la Unión Europea.

n.i.e: datos no incluidos en otra parte.

importadores relevantes¹², ejercicio que saca a la luz algunas cuestiones interesantes.

Primero, aunque antes en este estudio se consideró a los “servicios personales, culturales y recreativos” como un sector declinante en el agregado global, ahora se advierte que esto no aplica necesariamente a todas

las subcategorías y mercados posibles. En especial, los Estados Unidos de América representan un mercado muy dinámico para las exportaciones de servicios audiovisuales y conexos (y también se ha incrementado el peso de estas importaciones en el Reino Unido). En tanto, la participación de los demás servicios personales, culturales y recreativos ha aumentado entre las importaciones de servicios de la Unión Europea (UE) como un todo (y, en particular, de Portugal).

Segundo, dentro del agregado de “otros servicios empresariales” aparecen importantes diferencias. Por ejemplo, mientras que los servicios de publicidad e

¹² En este trabajo se dice “análisis parcial”, pues los datos disponibles no permiten hablar del mercado mundial, como antes se hizo. Otra salvedad es el hecho de que los años de comparación no coinciden, debido a diferencias en la disponibilidad de información según las fuentes.

investigación de mercado e investigación y desarrollo (I+D) muestran un considerable dinamismo, las importaciones del subsegmento de arquitectura, ingeniería y servicios técnicos pierden peso en la UE y el Reino Unido.

Tercero, sobresalen algunos destinos para ciertas exportaciones de servicios: los Estados Unidos de América en el caso de “computación e información” y los ya mencionados servicios audiovisuales; o el Reino Unido para servicios de construcción y de salud (véase qué parte de este último servicio figura, además, como vinculado a “viajes”). Sin embargo, esta lectura de los datos debe tomarse únicamente con fines ilustrativos, puesto que no se dispone de información detallada para muchos destinos/sectores —por ejemplo, en el caso de los Estados Unidos de América, que se sabe es un

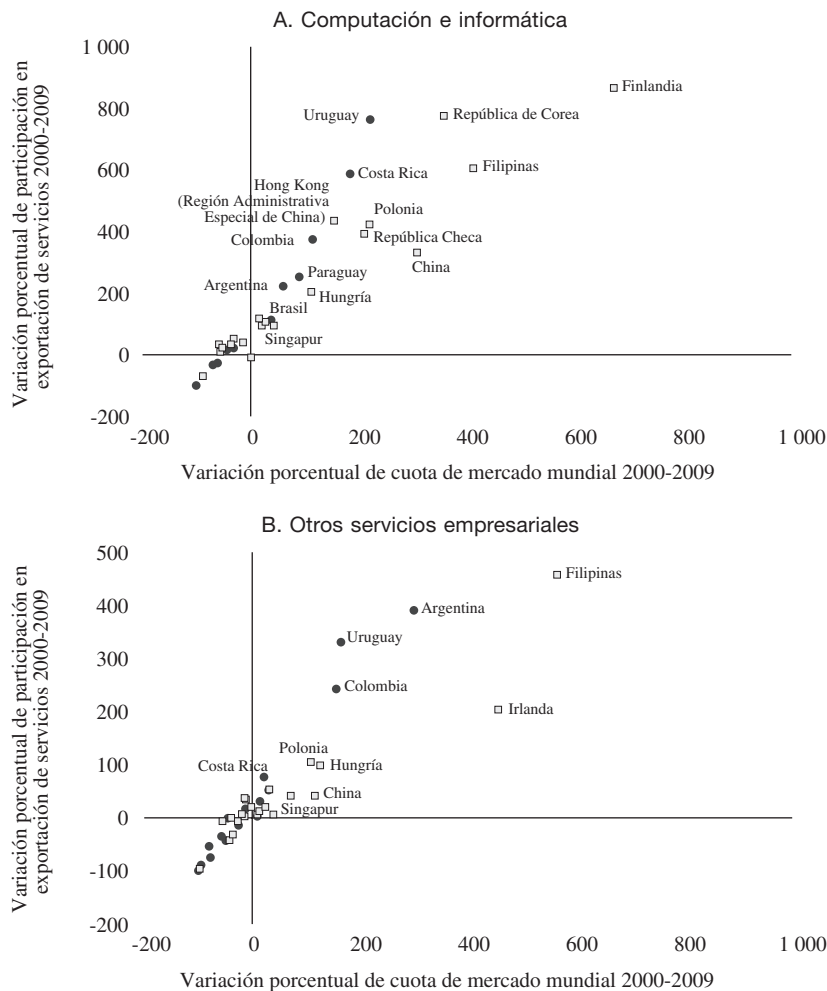
mercado clave para las exportaciones de servicios de salud (López y otros, 2010).

A continuación, en el gráfico 3 se brinda una óptica alternativa de análisis, que permite matizar algunos resultados del anterior ejercicio de tipo TradecAN no tan favorables para la región. Allí se diferencian ciertos rubros de servicios en particular, distinguiendo a aquellos países que no solo incrementaron su cuota de mercado en las exportaciones mundiales de dichos rubros, sino que también profundizaron la participación de esos segmentos en las exportaciones totales de servicios realizadas por el país en el período 2000-2009.

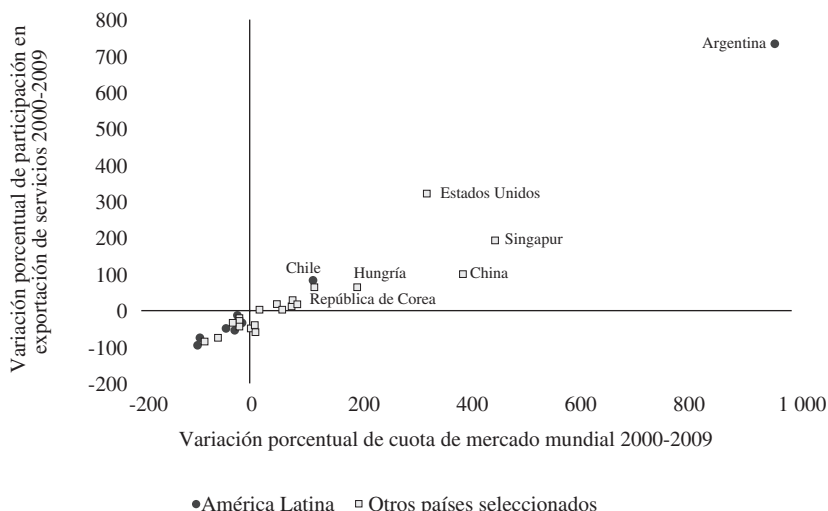
Como se puede apreciar, a lo largo de la década de 2000 varios países latinoamericanos incrementaron el grado de especialización de sus exportaciones en sectores

GRÁFICO 3

Evolución de la cuota de mercado y participación en exportaciones de SIC de América Latina y países seleccionados, 2000-2009
(Variación porcentual)



C. Servicios personales, culturales y recreativos



Fuente: elaboración propia sobre la base de datos de la Conferencia de las Naciones Unidas sobre Comercio y Desarrollo (UNCTAD).
 SIC: servicios basados en conocimiento.

de los SIC, al tiempo que ganaron mayor participación en el mercado mundial de estos segmentos (véase que, en general, se presenta una relación positiva en la evolución de ambas dimensiones). Incluso, en muchos casos esta trayectoria ocurrió a la par de lo acontecido en otros países (desarrollados y en desarrollo) competidores.

Por último, se hace una breve mención a la dinámica de la competitividad según mercados de destino para las exportaciones latinoamericanas de servicios. Esta se basa en un análisis mediante la lógica de la metodología TradeCAN¹³, pero ahora diferenciando por aquellos países-destino más dinámicos a la hora de importar “otros servicios comerciales”¹⁴ (es decir, donde entre 2006 y 2008 aumentó la participación de esos rubros en las importaciones totales de servicios), como también por el cambio en la cuota de mercado que ostentan los distintos países latinoamericanos en los países-destino (también en el período 2006-2008).

¹³ En este sentido, cada uno de los cuadrantes que conforman el gráfico de esta nota puede leerse con la misma lógica que en el análisis TradeCAN más convencional, es decir:

OPORTUNIDADES PERDIDAS	ESTRELLAS NACIENTES
RETIRADAS	ESTRELLAS MENGUANTES

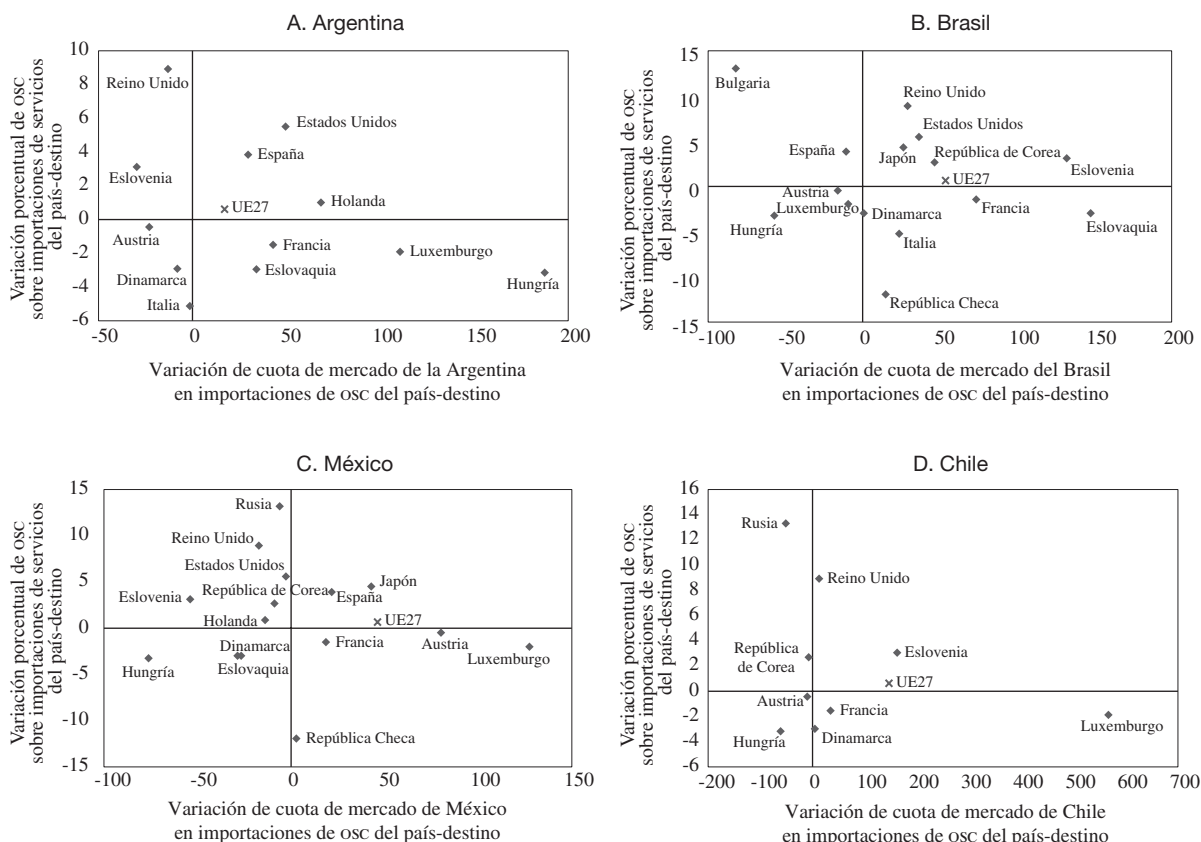
¹⁴ Dados los “vacíos estadísticos” existentes en cuanto a las categorías reportadas según país de origen de las importaciones, para que el análisis fuera lo más abarcador posible se tuvo que acotar la evaluación a los años 2006-2008 y al grupo de “otros servicios comerciales” (construido como importaciones totales de servicios menos importaciones de los rubros “transporte” y “viajes”), que abarca pero excede a los SIC.

La principal fuente de información para este análisis son las estadísticas de importaciones según su origen, disponibles en *United Nations Service Trade* y reportadas únicamente por los países de la Organización de Cooperación y Desarrollo Económicos (OCDE), más algunos otros casos puntuales (por ejemplo, Eslovenia y Eslovaquia). En este sentido, una primera limitante es que los gráficos, claro está, no cubren todos los mercados de destino de las exportaciones latinoamericanas, sino especialmente las ventas a países desarrollados y a ciertos emergentes de Europa oriental. No obstante, y si bien es cierto que el comercio de servicios en el interior de la región es un factor importante en el caso de América Latina (a modo de ilustración, véase el trabajo sobre Chile de IDC, 2009), a la hora de expandir el horizonte de las exportaciones latinoamericanas de servicios es preciso apuntar especialmente a los mercados desarrollados, puesto que son los principales importadores mundiales. Es por esto que, a pesar de las limitaciones de cobertura espacial, el gráfico 4 reviste importancia para este trabajo¹⁵.

¹⁵ Otro punto a tomar en cuenta es que las declaraciones de origen y destino de las exportaciones de servicios que realizan las empresas están influidas por consideraciones impositivas y de otra índole que pueden en parte dificultar la interpretación de los datos, ya que es posible que una firma declare, por ejemplo, exportaciones a un cierto país, cuando en realidad allí hay un centro de facturación y esos servicios son prestados en la práctica en otro lugar. Sin embargo, para los fines de nuestro análisis entendemos que este tipo de distorsiones no afecta lo central de las conclusiones a las que se arriba.

GRÁFICO 4

Análisis TradeCAN para mercados-destino de las exportaciones latinoamericanas de otros servicios comerciales (OSC), 2006-2008
(Variación porcentual)



Fuente: elaboración propia sobre la base de datos de United Nations Service Trade y de la Conferencia de las Naciones Unidas sobre Comercio y Desarrollo (UNCTAD).

UE27: 27 economías de la Unión Europea.

Como puede apreciarse, los cuatro países latinoamericanos considerados incrementaron su cuota de participación en el dinámico destino de la UE como un todo (en particular, la Argentina y México mostraron esta misma trayectoria en el caso de España). Respecto de los Estados Unidos de América, este destino aparece como “estrella naciente” para la Argentina y el Brasil, pero se presenta como una “oportunidad (levemente) perdida” para México. En tanto, el Reino Unido es un mercado “estrella naciente” en los casos del Brasil y Chile y “oportunidad perdida” para la Argentina y México, mientras que el Japón figura como “estrella naciente” para el Brasil y México. En definitiva, lo que se observa es que en los últimos años, en un contexto general que aún muestra rezagos competitivos, varios países

latinoamericanos han ganado terreno en algunos mercados muy demandantes de importaciones de SIC.

Sin embargo, en trabajos previos se señala que la inserción de la región en los sectores de SIC se limita, en general, a segmentos de baja o moderada complejidad tecnológica o que no resultan estratégicos en términos de las actividades globales de las corporaciones que dominan dichas cadenas. Esto es válido para investigación clínica, ingeniería y construcción, programas computacionales o contratación de servicios externos (*outsourcing*), ya que en todos los casos se replica en mayor o menor medida el mismo patrón (López, Ramos y Torre, 2009; López, Niembro y Ramos, 2011 y 2012). Consecuentemente, ello plantea desafíos adicionales para los países de América Latina desde el punto de vista de la necesidad de “escalar” en las CGV de estos sectores.

IV

Los determinantes de la competitividad en los SIC y el posicionamiento de América Latina

Si se consideran los resultados de los ejercicios presentados en la sección III, es relevante examinar los factores que pueden incidir en el relativamente débil desempeño de la región en los mercados de los SIC, de lo cual pueden surgir lecciones de política útiles a la hora de promover una mayor y mejor inserción de América Latina en estos sectores.

Tanto los reportes producidos por las principales consultoras internacionales como varios trabajos académicos (Doh, Bunyaratavej y Hahn, 2008; Ramasamy y Yeung, 2010; Capik y Drahokoupil, 2011; Liu, Feils y Scholnick, 2011; Kim, Yoon y Lee, 2012) coinciden en la relevancia de los costos (sobre todo laborales) como determinantes de las decisiones de deslocalización de servicios y de la competitividad exportadora. En esta línea, Eichengreen y Gupta (2012) muestran que el tipo de cambio es un factor explicativo clave de las exportaciones de los SIC, con mayor fuerza que en el caso de los bienes.

La disponibilidad de capital humano es un segundo factor determinante de las decisiones de deslocalización y de la IED vinculada (Liu, Feils y Scholnick, 2011; Doh, Bunyaratavej y Hahn, 2008), como también de las exportaciones de servicios (Guerrieri y Meliciani, 2005; Nyahoho, 2010; Arora y Bagde, 2011). Goswami y otros (2012) encuentran que el capital humano afecta positivamente a las exportaciones de servicios y que el retorno a la inversión educativa es superior en los países en desarrollo. Es de prever que la relevancia del capital humano aumente con la mayor complejidad de las actividades deslocalizadas (véase Py y Hatem, 2009; Jensen y Pedersen, 2012).

Estudios de caso sobre determinantes de la IED en servicios también reflejan la importancia del dominio del inglés (Ceglowski, 2006; Walsh, 2006; Doh, Bunyaratavej y Hahn, 2008; Capik y Drahokoupil, 2011; Goswami y otros, 2012; Kim, Yoon y Lee, 2012), mientras que en otros trabajos se destaca el peso de la proximidad cultural (Bunyaratavej, Hahn y Doh, 2007; Castellacci, 2010; Nefussi y Schwellnus, 2010). En el caso de la cercanía geográfica (y los husos horarios) no hay una determinación tan clara de la influencia, ya que para ciertas operaciones estar alineado en el mismo huso horario es favorable, mientras que para otras (donde,

por ejemplo, importa tener cobertura las 24 horas, los 7 días de la semana) se buscan localizaciones situadas en husos complementarios.

La I+D también es un factor significativo para la competitividad en la exportación de servicios (Popescu y Tachiciu, 2006; Nyahoho, 2010; Seo, Lee y Kim, 2012, al igual que la disponibilidad de infraestructura de TIC apropiada (Guerrieri y Meliciani, 2005; Doh, Bunyaratavej y Hahn, 2008; Ramasamy y Yeung, 2010; Walsh y Yu, 2010).

Por último, el contexto institucional y legal tiene un papel central en las decisiones de localización, ya que dada la naturaleza intangible y poco estandarizada de ciertos servicios, su comercio suele estar asociado a problemas de información asimétrica (Kimura y Lee, 2006; Kolstad y Villanger, 2007; Kandilov y Grennes, 2010; Liu, Feils y Scholnick, 2011). Así, los servicios menos rutinarios y más complejos, que requieren mayor “personalización” o “customización”, se deslocalizan preferentemente hacia países con mejor calidad institucional. No obstante, la reducción de los problemas de información asimétrica puede lograrse en parte a través de certificaciones¹⁶ o mediante la asociación con redes de prestigio locales, internacionales o ambas (Conti, Turco y Maggioni, 2010).

¿Cómo se posicionan los países de América Latina en los distintos aspectos que contribuyen a la competitividad en estos sectores? Una forma de aproximarse a este tema es mediante las clasificaciones de competitividad que algunas consultoras producen al relevar las localizaciones consideradas más aptas para exportar los SIC. En el cuadro 5 se resumen los datos para los países de la región incluidos en el índice elaborado por A.T. Kearney (la más conocida de las clasificaciones), observándose que todos ellos están mal posicionados en nivel educativo y lo mismo ocurre (con la salvedad de Chile) en el entorno de negocios, que incluye temas de propiedad intelectual y exposición cultural. En cambio, el desempeño mejora en materia de capacidad y disponibilidad de la fuerza

¹⁶ En referencia, por ejemplo, a las certificaciones de calidad CMMI (*Capability Maturity Model Integration*) para *software* y servicios informáticos, ESCM-SP (*eSourcing Capability Model for Service Providers*) para BPO o la acreditación de la *Joint Commission International* para el turismo médico.

CUADRO 5

Países latinoamericanos en el Índice A.T. Kearney, 2011
(Posiciones relativas en distintas categorías)

	Argentina	Brasil	Chile	Colombia	Costa Rica	México	Panamá	Uruguay
Índice general	30	12	10	43	19	6	34	41
1. Entorno de negocios	46	30	18	40	25	28	26	29
1.1. Riesgo país	44	28	6	43	22	25	26	32
1.2. Infraestructura	34	33	14	28	29	44	20	27
1.3. Exposición cultural	45	48	44	40	32	33	39	27
1.4. Seguridad de la propiedad intelectual	48	22	27	29	34	26	38	37
2. Capacidad y disponibilidad de fuerza laboral	15	8	24	26	36	14	49	41
2.1. Experiencia relevante	13	9	19	21	34	14	45	38
2.2. Tamaño y disponibilidad de fuerza laboral	18	4	28	20	41	8	46	42
2.3. Educación	40	39	29	44	30	34	47	31
2.4. Idioma	12	31	35	36	16	32	38	17
3. Atractivo financiero	26	37	27	31	14	20	19	28
3.1. Costos laborales	23	34	26	29	17	21	15	30
3.2. Costos de infraestructura	31	50	49	45	12	26	28	37
3.3. Costos de impuestos y regulaciones	44	35	6	40	16	25	43	9

Fuente: elaboración propia sobre la base de A.T. Kearney, *Offshoring Opportunities amid Economic Turbulence. The A.T. Kearney Global Services Location Index, 2011*, A.T. Kearney, Inc., 2011.

laboral. Con relación al “idioma”, solo la Argentina, Costa Rica y el Uruguay ocupan un lugar medianamente destacado. En atractivo financiero (costos) sobresale Costa Rica. En tanto que Chile y el Uruguay compensan sus mayores costos (laborales y de infraestructura) con una menor carga de impuestos y regulaciones. Finalmente, los temas de infraestructura TIC (calidad y costo) son también cuestiones en las que se requieren avances en la mayor parte de los países. Además, todos ellos cuentan con la ventaja de compartir huso horario con los Estados Unidos de América, lo que los posiciona como plataforma costera (*nearshore*) para las firmas de dicho país.

Las deficiencias más visibles parecen provenir de los sistemas educativos, puesto que hay varias áreas en las que los países latinoamericanos podrían mejorar sus capacidades exportadoras si existiera más personal con las habilidades requeridas¹⁷. Como se aprecia en el cuadro 6, además de los rezagos en relación con las otras regiones, dentro de América Latina el panorama de la educación universitaria es heterogéneo. Obviamente existen contrastes bien marcados de escala o volumen (México y el Brasil, por una parte, en relación con Costa Rica y el Uruguay en el extremo opuesto), pero también persisten diferencias con respecto al grado de inclinación de los estudiantes por las carreras científicas y técnicas, como también a la efectividad con que terminan sus estudios universitarios. En este sentido, con un número

de habitantes relativamente similar, Colombia aventaja a la Argentina en materia de graduados en ciencias e ingenierías, mientras que las cifras de Chile tampoco son muy lejanas a las argentinas, a pesar de tener una población considerablemente menor. No obstante, la región muestra en general un bajo porcentaje de graduados en las áreas de ingeniería y ciencias, lo que pone de manifiesto cuán complejo es subsanar los problemas de insuficiencia de personal para algunos segmentos de los SIC.

Además, existe un evidente rezago en materia de calidad de la educación en América Latina, tal como se evidencia en los resultados de los exámenes del Programa Internacional de Evaluación de Estudiantes (PISA por sus siglas en inglés) administrados por la OCDE. En las pruebas tomadas en 2009, que abarcaron 65 países, las 8 naciones de América Latina participantes se ubicaron entre las 20 peores en matemática y en ciencias (en este último caso, con la excepción de Chile).

Finalmente, como es bien conocido, la región tiene complicaciones en cuanto al funcionamiento de sus sistemas de innovación, que se evidencian, por ejemplo, en el pobre desempeño en materia de indicadores tales como gastos en I+D o patentes.

Si bien los problemas de capital humano y las deficiencias en los sistemas de innovación son más amplios y afectan de manera masiva a la estructura económica regional, a la luz de la discusión previa queda claro que son un obstáculo particularmente gravitante para que América Latina progrese en su inserción en las cadenas de SIC y, en especial, avance a los segmentos más complejos dentro de estas CGV.

¹⁷ Un análisis en profundidad de la problemática del caso argentino puede encontrarse en López, Niembro y Ramos (2013).

Estudiantes universitarios y graduados en campos de estudio seleccionados, alrededor de 2005 y alrededor de 2010
(En miles y porcentajes del total)

	Alrededor de 2005						Alrededor de 2010									
	Estudiantes			Graduados			Estudiantes			Graduados						
	Ciencias sociales, empresariales y derecho	Ciencias, ingenierías, producción y construcción	Ciencias sociales, empresariales y derecho	Ciencias, ingenierías, producción y construcción	Ciencias sociales, empresariales y derecho	Ciencias, ingenierías, producción y construcción	Ciencias sociales, empresariales y derecho	Ciencias, ingenierías, producción y construcción	Ciencias sociales, empresariales y derecho	Ciencias, ingenierías, producción y construcción	Ciencias sociales, empresariales y derecho	Ciencias, ingenierías, producción y construcción				
Europa central y oriental																
Federación de Rusia	1 096	42%	691	27%	845	47%	421	23%	1 046	40%	730	28%	946	46%	580	28%
Ucrania	844	40%	423	20%	231	46%	71	14%	853	40%	456	21%	288	44%	171	26%
Polonia	348	47%	185	25%	72	46%	35	23%	549	55%	227	23%	266	43%	98	16%
Rumania	205	39%	145	27%	37	37%	26	25%	214	38%	162	28%	183	60%	52	17%
Bielorrusia	94	28%	98	29%	18	33%	13	24%	146	33%	110	25%	47	39%	32	27%
República Checa	50	28%	48	26%	10	29%	9	26%	72	31%	55	23%	24	32%	16	21%
Eslovaquia	186	43%	78	18%	33	45%	8	11%	157	40%	82	21%	28	40%	11	16%
Hungría																
Asia oriental y Asia y el Pacífico																
Japón	1 158	29%	787	19%	267	25%	226	21%	1 117	29%	699	18%	258	27%	198	21%
República de Corea	685	21%	1 238	39%	119	20%	224	37%	737	23%	1 149	35%	129	21%	195	32%
Indonesia	678	28%	663	27%	134	33%	98	24%	2 722	51%	1 297	24%	316	39%	185	23%
Filipinas	189	27%	263	38%					359	34%	363	34%	69	30%	83	37%
Malasia	309	34%	187	20%					969	48%	334	17%	130	43%	47	16%
Bangladesh									1 337	54%	454	18%				
Tailandia																
América Latina																
México	961	40%	747	31%	165	44%	104	27%	1 093	38%	903	32%	218	47%	118	25%
Brasil	1 852	41%	723	16%	278	37%	93	12%	2 644	40%	1 047	16%	412	40%	115	11%
Colombia	523	43%	403	33%	63	48%	34	25%	770	46%	339	20%	93	49%	53	22%
Argentina	824	40%	377	18%	70	32%	30	14%	939	37%	472	19%	71	34%	28	14%
Chile	182	27%	187	28%	23	31%	18	24%	257	26%	240	24%	34	28%	24	20%
Ecuador	59	48%	29	23%	6	44%	3	22%	247	46%	111	21%	34	48%	9	13%
El Salvador	28	26%	25	23%	6	44%	3	22%	61	41%	38	25%	6	35%	5	26%
Costa Rica	49	39%	26	20%	6	36%	3	19%	58	42%	26	19%	15	40%	4	11%
Panamá					3	33%	1	12%	65	41%	35	22%	8	38%	4	19%
Uruguay									650	31%	532	25%	3	41%	1	16%
Venezuela (República Bolivariana de)																
América del Norte y Europa occidental																
Estados Unidos	760	35%	523	24%	983	38%	430	17%	5 656	28%	3 225	16%	1 139	38%	464	15%
Francia	614	27%	510	22%	268	42%	166	26%	836	37%	573	26%	273	42%	168	26%
Reino Unido					194	31%	140	22%	683	28%	541	22%	220	31%	159	22%
Alemania					83	24%	93	27%	710	26%	886	32%	128	26%	147	30%
Italia					134	35%	83	22%	685	35%	507	26%	124	32%	84	22%
España					84	29%	79	27%	591	31%	497	26%	89	27%	83	25%
Portugal					119	31%	112	29%	122	32%	113	29%	23	29%	20	25%
Irlanda					18	30%	17	28%	51	26%	51	26%	18	31%	14	23%

Fuente: elaboración propia sobre la base de datos del Instituto de Estadística de la Organización de las Naciones Unidas para la Educación, la Ciencia y la Cultura (UNESCO).

V

Reflexiones finales

A lo largo de este trabajo se procuró generar algunas contribuciones para un abordaje dinámico de la competitividad internacional de la región en los SIC, con el objetivo de complementar estudios previos mayormente centrados en el análisis de las “ventajas comparativas (estáticas) reveladas”.

En los últimos años, algunos países de América Latina lograron ganar terreno en el comercio mundial de los SIC, incrementando sus cuotas de mercado y penetrando en los principales destinos importadores de estos servicios. Asimismo, el peso de los SIC aumentó, desplazando gradualmente a exportaciones de servicios más tradicionales en toda la región.

Esto ocurre a pesar de que, entre los países latinoamericanos, el peso de los SIC dentro de las ventas totales de servicios suele ser aún reducido en comparación con otros países en desarrollo (como los de Asia o de Europa oriental), tal como surge del relativamente bajo porcentaje de “estrellas nacentes” que se constata en el estudio tipo TradeCAN aquí presentado. En parte, esto obedece a un patrón regional de exportaciones de servicios todavía muy dependiente de los sectores más tradicionales (transporte y, especialmente, viajes, segmentos declinantes del comercio mundial). También es probable que —a diferencia de otras naciones que adoptaron con anterioridad la tendencia a la deslocalización de servicios— varios países de América Latina se encuentren atravesando las primeras etapas de aprendizaje e incorporación a estos nuevos mercados, por lo que la profundización de este fenómeno a lo largo de toda la región posiblemente se perciba recién dentro de unos años, siempre y cuando se mantengan algunas condiciones básicas que fundamentan la competitividad en estos sectores. No obstante ello, cabe señalar que la categoría de “servicios empresariales” ocupa un lugar importante entre las “oportunidades perdidas” de algunos países latinoamericanos, hecho que resulta preocupante dado que se trata del mercado más relevante (en términos de volumen) a nivel global.

Con miras al futuro, las perspectivas para la región parecen ser positivas. Todos los pronósticos disponibles coinciden en señalar que los mercados de los SIC van a seguir creciendo a tasas elevadas (véanse, por ejemplo, Muthal, 2011; Volek, 2012). En tanto, América Latina dispone, efectivamente, de una serie de ventajas que la colocan en una buena posición para lograr acrecentar su participación en el comercio internacional de los SIC:

i) costos menores que los de los países desarrollados en términos de salarios, inmuebles e infraestructura; ii) una dotación de recursos humanos calificados que, si bien no se compara en cantidad, calidad o en ambas con las de algunos países de Asia o de Europa oriental, es de todos modos suficiente para el desarrollo de un gran número de tareas dentro del ámbito de los SIC, y iii) la proximidad geográfica (incluido el compartir husos horarios) con los Estados Unidos de América y la mayor cercanía cultural con América del Norte y Europa (en comparación con los competidores asiáticos). Estos son atributos generales sobre los cuales la región puede apalancarse para aumentar su nivel de especialización exportadora en los sectores aludidos.

Sin embargo, América Latina —y en particular los países que ya han hecho mayores avances en estos sectores— enfrenta ahora el desafío de mantener y expandir las posiciones adquiridas, sobre la base del desarrollo de ciertos activos que la tornen atractiva para “escalar” en las distintas CGV y comenzar a ganar espacios en los segmentos de mayor sofisticación tecnológica e intensidad de conocimiento, donde la presencia de la región es aún muy limitada.

Ahora bien, avanzar en los eslabones más sofisticados de las cadenas de servicios (escapando gradualmente de las tareas más “*commoditizadas*”, como la mayor parte de las que se engloban en la categoría de relocalización de procesos de negocios) es un desafío complejo. Ello requiere sobre todo progresar en el plano de la cantidad y calidad del capital humano, de modo de consolidar otro tipo de ventajas que vayan más allá de los costos y se basen en activos específicos, talento y capacidades propias para ocupar un lugar diferenciado en estos sectores. Si bien algo de esto ya está sucediendo en algunos casos, se trata de ejemplos dispersos que aún distan de convertirse en una tendencia consolidada, lo que no es sorprendente, ya que se trata de una tarea difícil y que demanda largos tiempos de maduración.

En este sentido, es preciso tener presente que, si la inserción en las CGV y el comercio de servicios se sustentan mayormente sobre la base de los costos laborales, el proceso podría encontrar límites rápidamente si es exitoso. Dicho en otras palabras, en la medida en que la exportación de servicios repercuta favorablemente en el nivel de ingreso per cápita del país exportador (o bien se generen “cuellos de botella” en torno de los recursos

humanos en los sectores de servicios más pujantes), ello implicará salarios crecientes, que solo si son compensados con similares aumentos de productividad permitirían mantener la competitividad internacional relativa. Pero dado que en buena parte de los SIC se utilizan tecnologías relativamente homogéneas en todo el mundo (básicamente de las TIC y rutinas organizacionales fácilmente transferibles), no pareciera plausible que existan enormes diferencias de productividad entre países que sostengan

la competitividad de localizaciones con costos laborales altos o crecientes. Todo esto es más difícil que ocurra, claro está, si la competencia se basa en otros factores diferenciadores y difícilmente replicables por países competidores. La búsqueda de un patrón dinámico y sostenible de exportación de servicios para los países de América Latina debe entonces basarse en el objetivo de potenciar ese tipo de factores y encontrar nichos de mercado apropiados para desarrollarse.

Bibliografía

- A.T. Kearney (2011), *Offshoring Opportunities amid Economic Turbulence. The A.T. Kearney Global Services Location Index, 2011*, A.T. Kearney, Inc.
- Arora, A. y S. Bagde (2011), "Private investment in human capital and industrial development: the case of the Indian software industry", *Dimensions of Economic Theory and Policy: Essays for Anjan Mukherji*, K. Dasgupta, H. Mukhopadhyay y U. Sinha (eds.), Oxford, Oxford University Press.
- Baldwin, R. (2011), "Trade and industrialization after globalization's 2nd unbundling: how building and joining a supply chain are different and why it matters", *NBER Working Paper*, N° 17716, Cambridge, Massachusetts, National Bureau of Economic Research.
- Bianco C. (2007), "¿De qué hablamos cuando hablamos de competitividad?", *Documento de Trabajo*, N° 31, Buenos Aires, Centro de Estudios sobre Ciencia, Desarrollo y Educación Superior (Centro Redes).
- Bobirca, A. y P.G. Miclaus (2007), "A multilevel comparative assessment approach to international services trade competitiveness: the case of Romania and Bulgaria", *International Journal of Human and Social Sciences*, vol. 1, N° 1, World Academy of Science Engineering and Technology.
- Borchert, I. y A. Mattoo (2010), "The crisis-resilience of services trade", *The Service Industries Journal*, vol. 30, N° 13, Taylor & Francis.
- Bunyaratavej, K., E. Hahn y J.P. Doh (2007), "International offshoring of services: a parity study", *Journal of International Management*, vol. 13, N° 1, Amsterdam, Elsevier.
- Capik, P. y J. Drahokoupil (2011), "Foreign direct investments in business services: transforming the Visegrád four region into a knowledge-based economy?", *European Planning Studies*, vol. 19, N° 9, Taylor & Francis.
- Castellacci, F. (2010), "The internationalization of firms in the service industries: Channels, determinants and sectoral patterns", *Technological Forecasting and Social Change*, vol. 77, N° 3, Amsterdam, Elsevier.
- Ceglowski, J. (2006), "Does gravity matter in a service economy?", *Review of World Economics*, vol. 142, N° 2, Springer.
- Chudnovsky, D. y F. Porta (1990), "La competitividad internacional. Principales cuestiones conceptuales y metodológicas", *Documento de Trabajo*, N° 3, Buenos Aires, Centro de Investigaciones para la Transformación (CENIT).
- Conti, G., A.L. Turco y D. Maggioni (2010), "Exporters in services: new evidence from Italian firms", *Applied Economics Quarterly*, vol. 56, N° 1, Berlín, Duncker & Humblot.
- Díaz de la Guardia, C., J. Molero y P. Valadez (2005), "International competitiveness in services in some European countries: basic facts and a preliminary attempt of interpretation", *Working Paper*, N° 01/05, Madrid, Instituto Complutense de Estudios Internacionales, Universidad Complutense de Madrid.
- Doh, J.P., K. Bunyaratavej y E.D. Hahn (2008), "Separable but not equal: the location determinants of discrete services offshoring activities", *Journal of International Business Studies*, vol. 40, N° 6, Palgrave Macmillan.
- Eichengreen, B. y P. Gupta (2012), "The real exchange rate and export growth: are services different?", *MPRA Paper*, N° 43358, Munich, University Library of Munich.
- Escaith, H. (2008), "Measuring trade in value added in the new industrial economy: statistical implications", *MPRA Paper*, N° 14454, Munich, University Library of Munich.
- Fernández-Stark, K., P. Bamber y G. Gereffi (2011), *The Offshore Services Global Value Chain: Economic Upgrading and Workforce Development*, Durham, Center on Globalization, Governance & Competitiveness, Universidad de Duke.
- Ferraz, J.C., D. Kupfer y L. Haguener (1996), *Made in Brazil: Desafios competitivos para a indústria*, Río de Janeiro, Editora Campus.
- Ffrench-Davis, R. (1990), "Ventajas comparativas dinámicas: Un planteamiento neoestructuralista", *Cuadernos de la CEPAL*, N° 63, Santiago de Chile, Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL).
- Gereffi, G. y K. Fernández-Stark (2010a), *The Offshore Services Global Value Chain*, Durham, Center on Globalization, Governance & Competitiveness, Universidad de Duke.
- _____ (2010b), "The offshore services value chain: developing countries and the crisis", *Policy Research Working Paper*, N° 5262, Washington, D.C., Banco Mundial.
- Goswami, A.G. y otros (2012), "Service exports: are the drivers different for developing countries?", *Exporting Services: A Developing Country Perspective*, A.G. Goswami, A. Mattoo y S. Saez (eds.), Washington, D.C., Banco Mundial.
- Guerrieri, P. y V. Meliciani (2009), "Internationalization, Technology and Business Services Specialization in Europe", Roma.
- _____ (2005), "Technology and international competitiveness: the interdependence between manufacturing and producer services", *Structural Change and Economic Dynamics*, vol. 16, N° 4, Amsterdam, Elsevier.
- IDC (2009), "La industria de servicios globales en Chile", Santiago de Chile, Corporación de Fomento de la Producción (CORFO).
- Jensen, P. y T. Pedersen (2012), "Offshoring and international competitiveness: antecedents of offshoring advanced tasks", *Journal of the Academy of Marketing Science*, vol. 40, N° 2, Springer.
- Jiang, W. (2011), "Comparative Analysis on the Competitiveness of Service Trade in China and Japan and Its Enlightenments for China", 2011 International Conference on Management and Service Science (MASS).
- Kandilov, I.T. y T. Grennes (2010), "The determinants of service exports from Central and Eastern Europe", *Economics of Transition*, vol. 18, N° 4, Wiley.
- Kim, Y.-D., S. Yoon y K.S. Lee (2012), "International competitiveness of Korea service industry", *American Journal of Applied Sciences*, vol. 9, N° 3, Science Publications.

- Kimura, F. y H.H. Lee (2006), "The gravity equation in international trade in services", *Review of World Economics*, vol. 142, N° 1, Springer.
- Kolstad, E. e I. Villanger (2007), "Determinants of foreign direct investment in services", *European Journal of Political Economy*, vol. 24, N° 2, Amsterdam, Elsevier.
- Langhammer, R.J. (2004), "Revealed comparative advantages in the services trade of the United States, the European Union and Japan: what do they tell us?", *The Journal of World Investment & Trade*, vol. 5, N° 6.
- Liu, R., D. Feils y B. Scholnick (2011), "Why are different services outsourced to different countries?", *Journal of International Business Studies*, vol. 42, Palgrave Macmillan.
- López, A. y D. Ramos (2013), "¿Pueden los servicios intensivos en conocimiento ser un nuevo motor de crecimiento en América Latina?", *Revista Iberoamericana de Ciencia, Tecnología y Sociedad*, vol. 8, N° 24, Buenos Aires, Centro de Estudios sobre Ciencia, Desarrollo y Educación Superior.
- (coords.) (2010), *La exportación de servicios en América Latina: Los casos de Argentina, Brasil y México*, Montevideo, Red Mercosur de Investigaciones Económicas.
- López, A., A. Niembro y D. Ramos (2013), "Cadenas globales de valor, offshoring de servicios y rol de los recursos humanos: Lecciones de la Argentina", *El sistema argentino de innovación: Instituciones, empresas y redes. El desafío de la creación y apropiación de conocimiento*, D. Suárez (ed.), Los Polvorines, Buenos Aires, Ediciones UNGS.
- (2012), "Posibilidades de inserción de los países de América Latina en cadenas globales de valor en servicios: Un análisis de las políticas de promoción de exportaciones y atracción de inversiones", Santiago de Chile, Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL).
- (2011), "Cadenas globales de valor en el sector servicios: estrategias empresarias e inserción de los países de América Latina", *Integración & Comercio*, N° 32, Washington, D.C., Banco Interamericano de Desarrollo (BID), enero-junio.
- López, A. y otros (2010), "El comercio mundial de servicios de salud", *La exportación de servicios en América Latina: Los casos de Argentina, Brasil y México*, A. López y D. Ramos (coords.), Montevideo, Red Mercosur de Investigaciones Económicas.
- López, A., D. Ramos e I. Torre (2009), "Las exportaciones de servicios de América Latina y su integración en las cadenas globales de valor", *Documento de Proyecto*, N° 37 (LC/W.240), Santiago de Chile, Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL).
- Muthal, H. (2011), "Realizing Opportunities. The Global IT-BPO Sector and the Potential of Latin America & the Caribbean", Tholons Inc.
- Nefussi, B. y C. Schwellnus (2010), "Does FDI in manufacturing cause FDI in business services? Evidence from French firm-level data", *Canadian Journal of Economics*, vol. 43, N° 1, Quebec, Canadian Economics Association.
- Nyahoho, E. (2010), "Determinants of comparative advantage in the international trade of services: an empirical study of the Heckscher-Ohlin approach", *Global Economy Journal*, vol. 10, N° 1.
- Popescu, N. y L. Tachiciu (2006), "Research and development as a determinant of services sector competitiveness", *Journal for Economic Forecasting*, vol. 3, N° 4.
- Porta, F. (2005), "Especialización productiva e inserción internacional. Evidencias y reflexiones sobre el caso argentino", proyecto FO/ARG/05/012, Programa de las Naciones Unidas para el Desarrollo (PNUD).
- Py, L. y F. Hatem (2009), "Where do multinationals locate service and manufacturing activities in Europe and why?", *Économie et statistique*, N° 426.
- Ramasamy, B. y M. Yeung (2010), "The determinants of foreign direct investment in services", *World Economy*, vol. 33, N° 4, Wiley Blackwell.
- Seo, H.-J., Y.S. Lee y H.S. Kim (2012), "The determinants of export market performance in Organisation for Economic Co-operation and Development service industries", *The Service Industries Journal*, vol. 32, N° 8, Taylor & Francis.
- Seyoum, B. (2007), "Revealed comparative advantage and competitiveness in services. a study with special emphasis on developing countries", *Journal of Economic Studies*, vol. 34, N° 5, Emerald.
- Volek, T. (2012), "Global Off Shoring and Outsourcing Market Dynamics", Conferencia SOFTECON 2012, Bratislava, 15 de marzo.
- Walsh, K. (2006), "Trade in services: does gravity hold? A gravity model approach to estimating barriers to services trade", *Discussion Paper Series*, N° 183, Institute for International Integration Studies.
- Walsh, J.P. y J. Yu (2010), "Determinants of foreign direct investment: a sectoral and institutional approach", *IMF Working Paper*, N° 10/187, Washington, D.C., Fondo Monetario Internacional.
- Zhang, B., N. Wei y Y. Miao (2010), "China's Service Trade Competitiveness and its Development Strategies", documento presentado en la 2010 WASE International Conference on Information Engineering.

Participación salarial y crecimiento económico en América Latina, 1950-2011

Germán Alarco Tosoni

RESUMEN

En este artículo se construyen las series de la participación salarial en el producto interno bruto (PIB) de 15 economías de América Latina y la correspondiente al conjunto de estas entre 1950-2010. Se determina, con diferentes metodologías, la tendencia no lineal de esta variable, corroborando la presencia de dos grandes ciclos. Se incluye una discusión de diversos autores, especialmente clásicos y postkeynesianos, que exploran la vinculación de esta variable con el nivel de actividad económica. Asimismo, se demuestra la pertinencia del enfoque postkeynesiano para explicar que las variaciones del PIB real están determinadas por la participación salarial, la formación bruta de capital y las exportaciones de bienes y servicios, entre las principales variables. Sin embargo, la contribución de la variación de la participación salarial al crecimiento del producto real es menos importante a partir de los años ochenta.

PALABRAS CLAVE

Salarios, producto interno bruto, crecimiento económico, modelos econométricos, América Latina

CLASIFICACIÓN JEL

E01, E12, E25, N16, N36

AUTOR

Germán Alarco Tosoni es profesor investigador de la Escuela de Postgrado de la Universidad del Pacífico, Perú. g.alarcotosoni@up.edu.pe

I

Introducción

La vinculación de la distribución factorial del ingreso con el nivel de actividad y el crecimiento económico es antigua. Sus antecedentes se remontan a los economistas clásicos y se analizan al detalle en la escuela postkeynesiana. En los últimos tiempos, en la mayoría de las economías latinoamericanas, todo el esfuerzo se ha centrado en el análisis de la distribución personal del ingreso por hogares. Para la macroeconomía estándar, la posición en el proceso productivo (asalariados, trabajadores independientes, propietarios de los medios de producción y rentistas) no aporta al diagnóstico ni a las recomendaciones sobre la realidad. Asimismo, las estadísticas relativas a esta caracterización se han deteriorado. El reto de rehabilitar las teorías en que la distribución funcional del ingreso se considera como un tema relevante, parte de la necesidad de reconstruir los datos.

Este trabajo estadístico es precedido por el de Lindenboim (2008), quien integra parcialmente la información de la participación de los salarios en el producto respecto de un grupo de países desarrollados desde los años cincuenta, y para otros de la región desde 1980. La conclusión es clara en las primeras economías donde se observa el ascenso de esta participación hasta los años setenta, para luego mostrar su estancamiento o caída vinculada a la crisis del “fordismo”, con la excepción de Dinamarca. En el caso de la región, solo se observa la tendencia descendente con oscilaciones particulares en cada economía. Únicamente Chile y Colombia presentan crecimientos sostenidos en algunos períodos determinados.

En la misma dirección, Neira Barría (2010) reconstruye la información sobre la participación de la masa salarial en el producto interno bruto (PIB) a costo de factores para 14 países y la agregada ponderada para América Latina, con el producto a paridad del poder adquisitivo en dólares constantes de 1970 entre 1950-2000 y las participaciones a partir de información censal,

incluidos los salarios de los trabajadores autónomos o independientes¹. En el caso del conjunto, se concluye mediante la información básica sin procesamiento alguno una fase ascendente hasta mediados de los años sesenta, para luego caer a un valor mínimo (o sima) hacia 1983. Prosigue la evolución de la tasa de participación salarial en el producto con una fase de recuperación registrándose un punto máximo a mediados de los años noventa. Posteriormente se observa una tendencia descendente. Sin embargo, a juicio del autor, hay marcadas variaciones entre los países y dentro de estos.

La Organización Internacional del Trabajo (OIT, 2012) se halla abocada a este esfuerzo estadístico y analítico, aunque con información de países seleccionados desde los años setenta. Un análisis comparativo de la productividad y la participación salarial en América Latina por subregiones entre 2000-2010 se encuentra en CEPAL/OIT (2012). Existen otros trabajos históricos en que se abordan períodos más largos desde el siglo XIX para países específicos (Argentina, Brasil y México (Frankema, 2009), donde se ubica una sima previa alrededor de la Primera Guerra Mundial), o para los países del Cono Sur, determinándose una tendencia ascendente en la desigualdad entre 1870 y 1920 (Bértola y otros, 2008).

El objetivo del presente artículo es revisar la evolución de la participación de los salarios en el PIB de América Latina a partir de la reconstrucción de la información estadística, correlacionándola con la evolución del PIB real, a fin de evaluar cómo esta última variable es explicada por la participación salarial y otros componentes de la demanda agregada de acuerdo con el enfoque postkeynesiano. Los principales interrogantes que surgen son: ¿cuál es la evolución de la participación salarial?, ¿cómo se vincula dicha participación con la evolución del PIB real?, ¿cuáles son los diferentes enfoques teóricos que relacionan la participación salarial con el nivel de actividad y el crecimiento económico?, ¿en qué consiste el enfoque postkeynesiano para evaluar la vinculación entre estas variables?, ¿es válido este último enfoque para analizar la evolución del crecimiento de América Latina?

□ Se reconoce el apoyo de Favio Leiva Cárdenas y Brian Cevallos Fujii como asistentes del proyecto. Se agradecen los comentarios de Patricia del Hierro Carrillo y las observaciones de los dictaminadores anónimos a una versión anterior de este artículo, si bien cualquier error u omisión que pudiera existir es de absoluta responsabilidad del autor. Se agradece también a Juan M. Graña por proporcionar la serie básica de la participación salarial respecto del producto en la Argentina.

¹ Los que tradicionalmente están incluidos en el excedente de explotación y para lo cual Neira Barría supone la misma retribución media que a los trabajadores asalariados, excluidos los trabajadores familiares no remunerados y otros no remunerados.

Este artículo presenta siete secciones, incluidas la introducción, las conclusiones y el anexo metodológico. En la segunda sección se brinda la información básica sobre la participación salarial en las diferentes economías latinoamericanas, destacándose que no es plenamente homogénea en cuanto a las fechas de inicio y terminación. Se presentan las características básicas para cada país y el conjunto de América Latina. En la tercera sección se revisan algunos de los principales aportes teóricos en relación con las variables analizadas. Esta revisión se inicia brevemente con algunos economistas clásicos, abordando la problemática macroeconómica con Keynes, Kalecki y algunos postkeynesianos. La cuarta sección se refiere a la presentación del modelo básico en la lógica postkeynesiana, en que se considera la participación de los salarios como un elemento relevante para explicar el nivel y las variaciones del producto real. En la quinta sección se analizan las relaciones de causalidad entre la participación salarial, el PIB y la tasa de crecimiento del

producto mediante una evaluación empírica. En la sexta sección se entregan las conclusiones del estudio y en la séptima se agrega un anexo metodológico.

Dentro de los alcances y limitaciones del presente estudio, debe destacarse que no se realiza un análisis detallado de cada economía considerada. La perspectiva del análisis es macroeconómica, omitiéndose factores de carácter estructural y sociopolíticos particulares de cada economía. No se analiza la problemática relativa a los trabajadores independientes urbanos y rurales que podrían tener una condición práctica similar a la de los asalariados. No se realiza una introducción en los temas relacionados con la teoría del valor, ni en su vinculación con los precios y la distribución del ingreso. Tampoco se aborda la discusión teórica y la evaluación estadística de la curva de Kuznets, que considera la relación entre desigualdad personal del ingreso y crecimiento económico. Ni se efectúa un análisis específico para determinar si el régimen de demanda está basado en los salarios o en las ganancias.

II

Estadística básica

La variable principal del análisis es la participación salarial en el PIB a precios corrientes, que se obtiene del cociente entre la información nominal para cada país y año y el producto correspondiente. Se considera la información estadística para 15 países de la región entre 1950 y 2011, aunque debe señalarse que el período no es homogéneo en todos los casos, ya que la información es escasa para los años cincuenta. Se comprende a la Argentina (1950-2011), Bolivia (Estado Plurinacional de) (1960-2011), el Brasil (1950-2011), Chile (1950-2010), Colombia (1950-2010), Costa Rica (1953-2011), el Ecuador (1953-2011), El Salvador (1960-2011), Honduras (1950-2011), México (1950-2011), Panamá (1950-2011), el Paraguay (1962-2010), el Perú (1950-2011), el Uruguay (1955-2010) y Venezuela (República Bolivariana de) (1957-2011). No se considera a Guatemala, Nicaragua y la República Dominicana porque la información es muy fragmentada.

La primera fuente de información fue el *Anuario Estadístico de América Latina y el Caribe* para diversos años, publicado por la Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL), como también sus estadísticas electrónicas (CEPAL, 2013) a partir de 1988. Cuando esta información no fue suficiente, se consideró la proporcionada por la Organización Internacional del

Trabajo (OIT) y de inmediato la presentada por fuentes nacionales en cada caso (primero la oficial o, en su defecto, la desarrollada por terceros sobre la base de dicha información). Solo en el caso extremo en que no se contó con esta información local primaria o secundaria, se recurrió nuevamente a un procedimiento mediante el cual se generó esta participación (w) en años particulares a partir de los salarios reales promedio (W_t), la población asalariada (L_t)² y el PIB real (Y_t). En todos los casos, se ha tenido especial cuidado con el engarce de las diferentes series estadísticas, considerando siempre la fuente más reciente. De acuerdo con lo anterior, la ecuación (1) expresa el cálculo de la participación salarial en el PIB.

$$w_t = \frac{(W_t L_t)}{Y_t} \quad (1)$$

Aplicando diferencias entre el año t y el $t-1$ y dividiendo entre w_{t-1} , la tasa de crecimiento de la participación de los salarios en el PIB³ se muestra en

² Excepcionalmente, se utiliza la población ocupada cuando no hay información sobre la población asalariada.

³ Bajo los supuestos de que los salarios promedio son representativos de la estructura salarial del país en cuestión y que el deflactor del PIB es similar al índice de precios que se emplea para convertir los salarios nominales a reales.

la ecuación (2), donde γ_{xt} es la tasa de crecimiento de la variable x en el año t . De esta forma, se cuenta con una expresión que permite tener una aproximación a lo sucedido en los años en que no se tiene información, a partir del valor del año anterior. Los detalles de la información por países se muestran en el anexo al final de este documento.

$$\frac{\Delta w_t}{w_{t-1}} = \frac{(1 + \gamma_{w_t})(1 + \gamma_{L_t})}{1 + \gamma_{Y_t}} - 1 \quad (2)$$

En el cuadro 1 se muestran algunas variables relativas a las series de la participación salarial respecto del PIB para los diferentes países de América Latina y la correspondiente a la región durante el período 1950-2010⁴. En primer lugar, se presentan el número de observaciones, la media, la desviación estándar y el coeficiente de variación⁵. A continuación se señalan el valor máximo

y el valor mínimo, así como sus correspondientes fechas de ocurrencia. Finalmente, en el cuadro 1 se muestra el indicador de tendencia móvil⁶ y el número de ciclos completos luego de aplicar el filtro de Hodrick-Prescott para calcular las tendencias no lineales.

Los promedios más altos de la participación salarial corresponden a Panamá, Costa Rica, Honduras, el Brasil, la Argentina, el Uruguay y Chile; mientras que el Ecuador, El Salvador y el Perú tienen los coeficientes más bajos. Bolivia (Estado Plurinacional de), Colombia, México, el Paraguay y Venezuela (República Bolivariana de) se ubican a nivel intermedio. Sin embargo, Panamá, el Ecuador, El Salvador, el Perú, la Argentina, el Uruguay y Venezuela (República Bolivariana de) registran una desviación estándar más alta, en comparación con Costa Rica y el Brasil que presentan las menores desviaciones estándar. En cuanto al coeficiente de variación, resulta evidente que los más estables corresponden a Costa Rica, el Brasil y el Paraguay, mientras que los más inestables

⁴ Es el caso de la Argentina, el Brasil, Chile, Colombia, Honduras, México, Panamá y el Perú, que representan entre el 80% y el 92% del producto regional de los 15 países seleccionados en 1960 y 1994, respectivamente.

⁵ Como es sabido, el coeficiente de variación corresponde al cociente entre la desviación estándar y la media, durante el período considerado. Se reconoce que este puede variar en cada economía y período determinado, pero su análisis pormenorizado correspondería a una investigación fuera de los alcances de este estudio.

⁶ Los resultados del indicador de tendencia $\varnothing = \frac{\sum_{i=1}^n X_i}{\sum_{i=1}^{n-9} X_i}$ corresponden

al cociente del último resultado de la media móvil (tamaño 10) sobre el primero. Si el cociente fuera alrededor de uno, la serie tendría una tendencia constante. Mientras que si fuera mayor que uno, sería creciente y si fuese menor que uno, decreciente.

CUADRO 1

Principales características de la participación salarial en el PIB de América Latina

País	Cobertura	Nº de observaciones	\bar{X}	σ	$\frac{\sigma}{\bar{X}}$	Valor máximo	Fecha del máximo	Valor mínimo	Fecha del mínimo	Indicador de tendencia media móvil (t = 10)	Ciclos
Argentina	1950-2011	62	39,51	5,46	0,14	48,79	1974	28,06	1989	0,79	2
Bolivia (Estado Plurinacional de)	1960-2011	52	33,98	3,88	0,11	43,12	1984	24,13	1986	0,79	1
Brasil	1950-2011	62	43,11	2,46	0,06	48,27	1957	39,31	2004	0,92	2
Chile	1950-2010	61	38,17	3,79	0,10	52,19	1972	30,88	1988	1,02	2
Colombia	1950-2010	61	36,82	3,35	0,09	44,07	1993	31,67	2008	0,95	1
Costa Rica	1953-2010	58	46,95	1,96	0,04	50,57	1990	39,10	1982	1,02	1
Ecuador	1953-2011	60	26,15	7,19	0,28	37,95	2007	11,51	1999	1,08	1
El Salvador	1960-2011	52	30,67	6,81	0,22	41,91	1981	15,80	1960	1,47	1
Honduras	1950-2011	62	43,31	3,52	0,08	50,36	1986	35,04	1953	1,15	1
México	1950-2011	62	32,58	3,57	0,11	40,26	1976	26,84	1987	0,96	2
Panamá	1950-2011	62	50,76	11,48	0,23	67,41	1969	30,15	2011	0,53	2
Paraguay	1962-2010	49	33,70	3,03	0,09	38,73	2000	24,34	1990	0,94	1
Perú	1950-2011	62	31,60	6,62	0,21	41,15	1958	20,91	2008	0,61	1
Uruguay	1955-2011	57	39,37	5,68	0,14	50,43	1963	27,75	1984	0,76	2
Venezuela (República Bolivariana de)	1957-2010	54	37,40	5,43	0,15	46,90	1960	25,52	1996	0,72	2
América Latina	1950-2010	61	38,76	2,02	0,052	41,70	1967	33,69	2004	0,88	2

Fuente: elaboración propia sobre la base de Banco Mundial, Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL), Organización Internacional del Trabajo (OIT) e instituciones de los respectivos países.

PIB: producto interno bruto.

son los del Ecuador, Panamá, El Salvador y el Perú. Las fechas en que los diversos países lograron la mayor participación salarial varían en el tiempo.

Los valores mínimos tienden a producirse a partir de la crisis de la deuda de los años ochenta. En los casos de Honduras y El Salvador, se registran a finales de la década de 1950 e inicios de los años sesenta. Cuando se trata de los valores máximos, estos corresponden tanto a los momentos en que los procesos de industrialización mediante sustitución de importaciones fueron más intensos: Brasil, 1957; Perú, 1958; Uruguay, 1963, y Venezuela (República Bolivariana de), 1960, como a coyunturas sociopolíticas determinadas en favor de los trabajadores: Argentina, 1974; Bolivia (Estado Plurinacional de), 1984; Chile, 1972; Colombia, 1993; Costa Rica, 1990; Ecuador, 2007; El Salvador, 1981; Honduras, 1986; México, 1976; Panamá, 1969, y Paraguay, 2000.

Luego de aplicar las técnicas antes mencionadas, se determinan economías cuya tendencia en el largo plazo es más o menos constante en el tiempo, las que tienen una tendencia ascendente y la mayoría con tendencia descendente en el largo plazo. De todo el grupo, solo Honduras tiene una tendencia ascendente en el tiempo, ya que en los casos del Ecuador y El Salvador el indicador muestra un valor elevado, pero extremadamente cíclico. Los países con una tendencia más o menos constante en el tiempo son el Brasil, Chile, Colombia, Costa Rica y, en menor medida, México y el Paraguay. El último grupo está conformado por aquellos que tienen una tendencia descendente, donde los países de evolución más negativa corresponden a Panamá y el Perú, seguidos por la Argentina, Bolivia (Estado Plurinacional de), el Uruguay y Venezuela

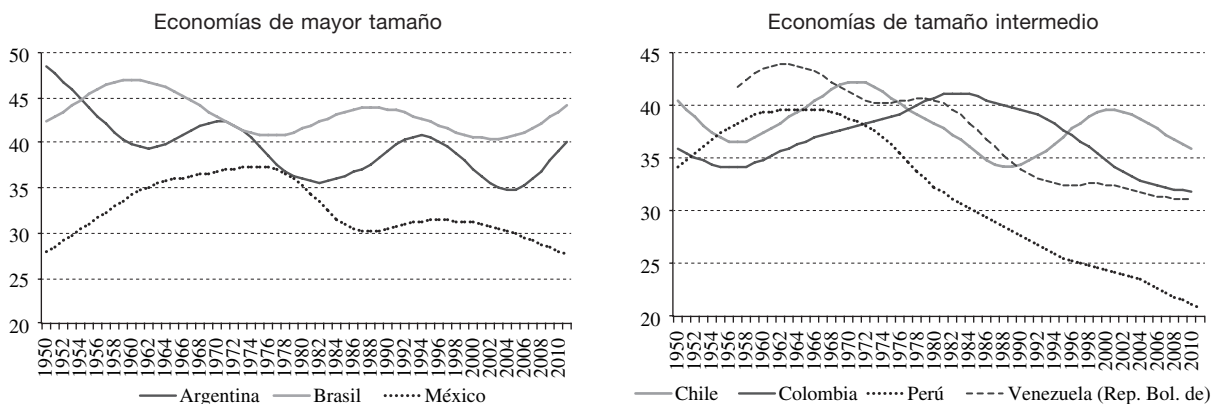
(República Bolivariana de). A pesar de lo anterior, en muchas de las economías también se observan uno o dos ciclos completos en el período bajo análisis. Con dos ciclos destacan la Argentina, el Brasil, Chile, México, Panamá, el Uruguay y Venezuela (República Bolivariana de), mientras que en el resto de los países solo se advierte un ciclo completo o una situación menos definida.

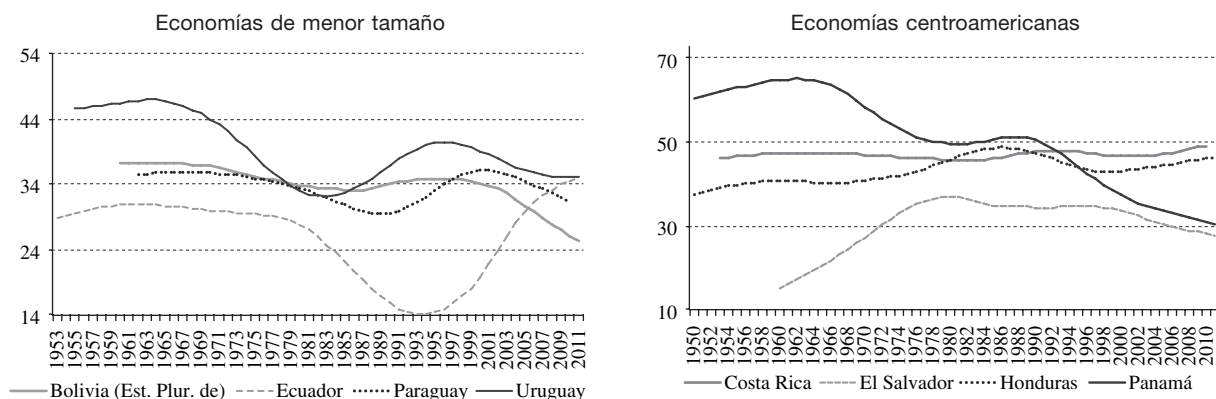
En el gráfico 1 se aprecia la participación salarial respecto del PIB de las 15 economías analizadas a partir de la información original corregida por el filtro de Hodrick-Prescott, útil para determinar la tendencia no lineal de esas series estadísticas. En el gráfico 1 se presentan los resultados por grupos de países: economías de mayor tamaño, de tamaño intermedio, de menor tamaño y las centroamericanas. Al respecto, una primera observación que salta a la vista es que los niveles y fluctuaciones son diferentes entre los distintos países, lo que refleja la complejidad de los factores estructurales vinculados a los modelos de acumulación, económicos, sociales y políticos que determinan las participaciones en el PIB, aunque se observan en conjunto los valores máximos y mínimos de dicha participación señalados en párrafos anteriores. En la Argentina los ciclos son más pronunciados respecto del Brasil, lo que difiere de lo ocurrido en México. En el segundo grupo de economías resaltan la tendencia descendente en el Perú luego de su nivel máximo en la década de 1970, la naturaleza cíclica en Chile, y los casos de Colombia y Venezuela (República Bolivariana de) con niveles máximos en los años ochenta y sesenta, respectivamente. Del grupo de las economías latinoamericanas de menor tamaño destaca la baja variabilidad de Bolivia (Estado Plurinacional de), mientras que esta es más pronunciada en el Ecuador

GRÁFICO 1

Participación salarial respecto del PIB corregida mediante filtro de Hodrick-Prescott, 1950-2010

(En porcentajes del producto interno bruto (PIB))





Fuente: elaboración propia sobre la base de Banco Mundial, Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL), Organización Internacional del Trabajo (OIT) e instituciones de los respectivos países.

PIB: producto interno bruto.

de acuerdo con su información oficial. Por último, en el caso de las economías centroamericanas destaca la menor tendencia cíclica de Costa Rica, seguida por la de Honduras. La información es más variable en el caso de Panamá y El Salvador, referida a un período de tiempo más reducido.

La serie relativa a América Latina entre 1950-2010, ponderada con el PIB nominal en dólares corrientes⁷, evidencia una participación salarial promedio de 38,8%, con una reducida desviación estándar solo ligeramente superior a la de Costa Rica. Asimismo, el coeficiente de variabilidad de la información es reducido, mostrando un valor máximo de 41,7% en 1967, período en que las diversas economías regionales se encontraban en la fase de industrialización mediante sustitución de importaciones. En el otro extremo, el valor mínimo fue de 33,7% en 2004, que implica una variación negativa de ocho puntos porcentuales con relación a su valor máximo. De igual modo, se identifican dos ciclos completos para la serie de 61 años y una tendencia negativa de acuerdo con el indicador de los promedios móviles inferior a uno.

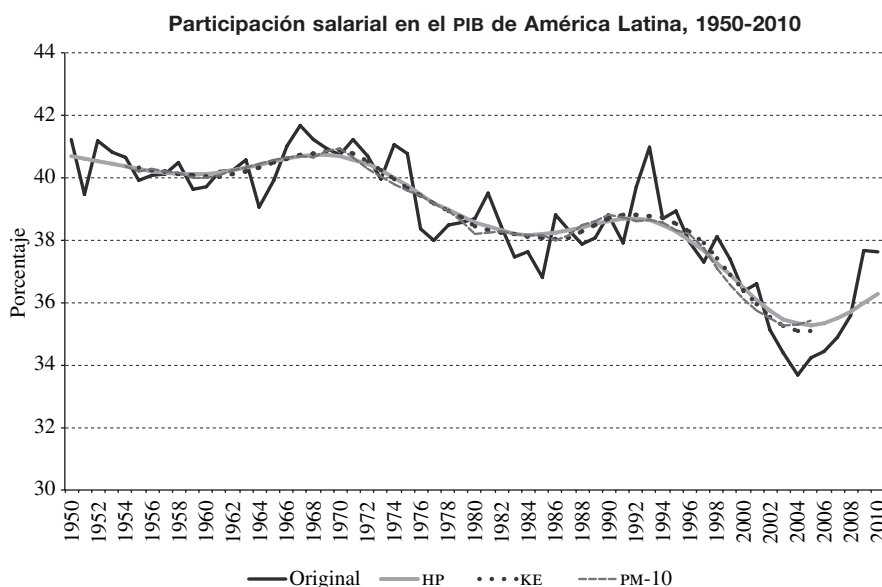
En el gráfico 2 se observa la evolución de la serie original de la participación salarial en el PIB y los diversos resultados como tendencia no lineal de conformidad

con el filtro de Hodrick-Prescott, el indicador kernel de Epanechnikov⁸ y el promedio móvil decenal. Al respecto, se constata que las mayores participaciones se logran a finales de la década de 1960 e inicios de los años setenta y mediados de los años noventa, siendo los valores del primer ciclo superiores a los del segundo. Por el contrario, los períodos de menor participación corresponden a la crisis de la deuda de los años ochenta y mediados del primer quinquenio de la década inicial del siglo XXI, debido al mayor impacto de la crisis argentina. Asimismo, debe comentarse que a partir del segundo quinquenio de la primera década del presente siglo se observa una tendencia creciente en la participación de los salarios en el PIB, a causa de la mayor contribución a ese aumento de la Argentina y el Brasil. La aportación positiva del resto de los países es mínima (Colombia y Honduras) y negativa en los países restantes (Chile, México, Panamá y Perú). En el largo plazo, las economías que contribuyen a que la participación salarial de América Latina sea más elevada son las de la Argentina y del Brasil. En el promedio se ubica Chile, mientras que Colombia, México, Panamá y el Perú tienden a aminorarla.

⁷ Con serie del Banco Mundial a partir de 1960 y de la CEPAL para el período 1950-1960.

⁸ En este caso, una media móvil de 11 ventanas cuyos ponderadores provienen de una distribución de probabilidad simétrica que está en función del número de ventanas. La serie de coeficientes es la siguiente: {0,04; 0,07; 0,09; 0,11; 0,12; 0,13; 0,12; 0,11; 0,09; 0,07, y 0,04}.

GRÁFICO 2



Fuente: elaboración propia sobre la base de Banco Mundial, Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL), Organización Internacional del Trabajo (OIT) y diversas fuentes locales.

PIB: producto interno bruto.

HP: Hodrick-Prescott.

KE: kernel de Epanechnikov.

PM-10: promedio móvil decenal.

III

Aportes teóricos en el transcurso del tiempo

Smith (1987, págs. 76-77), como defensor de la mejora de las condiciones de vida de los perceptores de menores ingresos, que son la mayoría en toda sociedad, sostiene que: “Ninguna sociedad puede ser floreciente y feliz si la mayor parte de sus miembros son pobres y miserables. Es por añadidura, equitativo que quienes alimentan, visten, albergan al pueblo entero participen de tal modo en el producto de su propia labor que ellos también se encuentren razonablemente alimentados, vestidos y alojados”. En el mismo capítulo sobre los salarios del trabajo señala que cuando hay una moderada abundancia (salarios altos) por sobre lo corriente es más probable que trabajen más porque se sienten animosos (págs. 80-81). Asimismo, este autor anota que aun cuando los salarios del trabajo se incrementen incidiendo en el precio de muchos productos y desalienten su consumo interno y externo, generalmente van acompañados de una mejora en la dotación de capital que acrecienta la productividad de la manufactura y se extiende a la

sociedad y la economía en su conjunto. De esta forma, hay muchos productos que debido a estos adelantos se producen con menos trabajo que antes, de modo que el alza de los precios se compensa por la disminución en la cantidad de obreros necesarios (Smith, 1987, pág. 84).

A diferencia de Smith, Ricardo (1959) considera que el crecimiento económico es obra esencialmente de los capitalistas —que son la clase productiva de la sociedad—, quienes consumen una pequeña parte de lo que obtienen y dedican sus beneficios a la acumulación de capital. Se trata así de evitar que la tasa de beneficio llegue a reducirse a cero, donde los capitalistas no puedan acumular más, el crecimiento se detenga y el sistema alcance un estado estacionario (Pasinetti, 1978). Al respecto, la tasa de utilidades no podrá ser aumentada a menos que sean reducidos los salarios por medio del progreso técnico y el comercio exterior (en concreto, por la vía de las importaciones), que permitirían el abaratamiento de los bienes de primera necesidad

(Ricardo, 1959, pág. 101). Tanto Malthus como el propio Ricardo se opondrán a la Ley de Pobres, ya que los salarios deberían dejarse a la libre competencia en el mercado y nunca ser controlados ni intervenidos por la legislatura. Estas leyes en lugar de enriquecer a los pobres, están calculadas para empobrecer a los ricos, ya que podrían crecer progresivamente hasta absorber los ingresos netos del país (Ricardo, 1959, págs. 80-81).

Marshall (1957) no va a superar la paradoja que eliminó toda la problemática analizada en la escuela neoclásica hasta la crisis de los años treinta del siglo XX. Por una parte, el autor reconoce que el aumento del nivel de vida del conjunto de la población elevaría tanto la eficiencia como el bienestar nacional (pág. 566), pero también puede “hacer al pueblo más desgraciado que antes” (pág. 567). A partir de él, con el énfasis en el análisis microeconómico y más adelante en la división entre la teoría del consumidor, por una parte, y la teoría del productor, por otra, se rompe todo vínculo entre la participación salarial y el nivel de actividad económica. A esta se sumará la ley de Say y posteriormente la de Walras para minimizar los efectos de esta evidente desvinculación.

La vinculación entre la participación salarial y el crecimiento económico reaparece con Keynes (1943), aunque de modo implícito a través de la propensión marginal a consumir y el multiplicador⁹, haciéndose más evidente cuando se establecen las recomendaciones generales de política económica. Los salarios son el componente principal del ingreso y el determinante de la propensión a consumir, y esta —a su vez— determinante del multiplicador del gasto. Sin embargo, la propensión a consumir no es constante para todos los niveles de ocupación, el nivel de apertura al comercio exterior y el contenido de mano de obra de la inversión pública, y depende además del comportamiento financiero de las empresas. También varía cuando se producen cambios en la proporción del ingreso total que va a dar a manos de los empresarios, quienes tienen una propensión marginal individual a consumir menor que el promedio para la comunidad en su conjunto (pág. 113). En el capítulo 24, Keynes señala con mayor evidencia que “es claro que una política fiscal de altos impuestos sobre herencias¹⁰ tiene el efecto de aumentar la propensión a consumir de la comunidad” (Keynes, 1943, pág. 329), la que será positiva para el crecimiento del capital, mientras

que la abstinencia de los ricos afecta al crecimiento de la riqueza.

Kalecki (1956) explicitará la vinculación de la distribución del ingreso, en particular de la masa salarial con respecto al ingreso, a partir del proceso de fijación de los precios determinados por la oferta y su posterior vinculación con la determinación del nivel de demanda y producción. En el primero de los casos, la participación de los salarios en el ingreso depende de: el grado de monopolio de la rama industrial en concreto, la relación salarios-gastos en materias primas en dicha actividad (relación técnica) y la estructura industrial (pág. 31). De esta forma, la participación de los salarios en el ingreso o producto depende inversamente de elementos como la diferenciación de productos (desarrollo de la promoción de ventas por medio de la publicidad), la existencia de procesos de concentración y la presencia de acuerdos tácitos o carteles; y directamente de la fuerza de los sindicatos y de otra variable relativa a la influencia que en el grado de monopolio tienen las variaciones de los gastos generales respecto de los costos primarios.

Kalecki determina el nivel de demanda y actividad económica a partir de los factores explicativos de las ganancias, que se derivan de la aplicación del principio de demanda efectiva por clase social: los capitalistas ganan lo que gastan, mientras que los asalariados gastan lo que ganan. De esta forma, las ganancias brutas estarían determinadas por sus niveles de consumo (dependientes del nivel de las ganancias), de inversión, el excedente de exportaciones (exportaciones menos importaciones) y el déficit presupuestal¹¹. Posteriormente, asumiendo que la masa salarial depende del nivel de producto, este depende de las ganancias determinadas por un multiplicador que toma en cuenta la participación de la masa salarial en el producto. En síntesis, cuando aumenta la inversión privada, el excedente de exportaciones y el déficit presupuestal incrementan el producto, dependiendo de los multiplicadores vinculados a la propensión a consumir de los capitalistas y de la participación de la masa salarial en el producto. En la medida en que dichos multiplicadores aumenten, el producto se acrecentará mayormente, mientras que si disminuyen el crecimiento del producto será menor.

Kaldor (1955), bajo la lógica postkeynesiana, analiza las vinculaciones entre las ganancias, la inversión y el nivel de actividad económica, señalando que la participación

⁹ Esto es evidenciado por Kaldor (1955).

¹⁰ Los impuestos a los ingresos y las herencias redistribuirían ingresos de los estratos ricos a los pobres, elevando la propensión media a consumir de la sociedad y aumentando el multiplicador del gasto.

¹¹ En la medida en que el sector privado de la economía recibe más de lo que paga en impuestos bajo la forma de gastos gubernamentales. Asimismo, en rigor, de las ganancias brutas habría que deducir el ahorro bruto de los capitalistas y de los trabajadores.

de las ganancias en el producto depende de los niveles de inversión respecto del producto y de las diferentes propensiones a ahorrar de los asalariados y capitalistas¹². En el caso extremo de que los asalariados no ahorren, las ganancias dependerán exclusivamente del nivel de inversión ajustada por el inverso de la propensión a ahorrar de los capitalistas, lo que sería equivalente al multiplicador del gasto tradicional. Al respecto, este autor destaca que su resultado es similar al de Kalecki, haciéndose más sensible cuando los trabajadores ahorran parte de sus salarios. Posteriormente, Pasinetti (1979) introduce una corrección relativa a que cuando un individuo ahorra parte de su ingreso debe conservarla como su propiedad. Así, los trabajadores que han ahorrado recibirán una porción de los beneficios totales. Lo interesante es que con esta corrección se obtienen similares resultados a los de Kaldor, pero sin considerar que la propensión a ahorrar de los asalariados sea igual a cero. La propensión de los trabajadores al ahorro no influye en la distribución del ingreso entre los beneficios y los salarios, y tampoco incide en la tasa de beneficio (Pasinetti, 1979, pág. 94).

Ros (2004) realiza un recuento de los mecanismos económicos y sociopolíticos mediante los cuales la desigualdad afecta al crecimiento económico. Entre los primeros, se destacan los efectos negativos de la desigualdad en el tamaño de mercado de las industrias

con rendimientos crecientes a escala o en la demanda agregada con impactos adversos en la inversión, y otros efectos indirectos que relacionan la menor desigualdad con el menor crecimiento de las tasas de fecundidad y de aumento demográfico. Asimismo, dentro de los efectos sociopolíticos, se destacan los grados de inestabilidad política y conflicto social provocados por la desigualdad, la polarización que socava el acuerdo en torno de las políticas económicas, lo que a su vez dificulta el manejo de conmociones externas ante la ausencia de consenso sobre la distribución de la carga del ajuste.

Más recientemente, a partir de los modelos postkeynesianos, se han establecido diferentes regímenes de crecimiento. En un extremo, el régimen basado en los salarios, que significa que un aumento en la participación salarial conduce a un alza de la demanda agregada y del PIB, ya que se acrecienta el consumo privado y este puede inducir a niveles de inversión superiores. Sin embargo, este régimen podría generar que las exportaciones fuesen menos competitivas y que la inversión se redujera. En el otro extremo, un régimen de la demanda basado en las ganancias significa que un incremento en la participación salarial conduce a una disminución de la demanda agregada, en el caso de que la inversión sea muy susceptible a una reducción en los márgenes de ganancia. Bajo esta lógica, una rentabilidad alta puede incentivar a las empresas a ampliar su capacidad productiva y aumentar su inversión. Los menores niveles de salarios contribuirían también al crecimiento de las exportaciones (Stockhammer, 2011).

¹² Que hay que entender como $1-C_i$, donde C_i son las diferentes propensiones a consumir de los asalariados y los capitalistas.

IV

Modelo básico

Kalecki (1956) modela la determinación del nivel de actividad económica a partir del balance entre la oferta y la demanda agregada, modelo que es retomado por autores como Ocampo (1988), quien señala que, desde el enfoque del ingreso, este se puede descomponer en las ganancias después de la tributación (G_a), los salarios (S), las importaciones y los impuestos (I). Por parte de la demanda, las variables equivalen al consumo de los propietarios (CP), el consumo de los asalariados (CA), la formación bruta de capital (F), las exportaciones (E) y el gasto público (G). Para aproximar mejor el modelo a la realidad se supone que las importaciones pueden ser de bienes de consumo (IC), bienes intermedios (II) y de capital (IBK) que se muestran en la ecuación (3).

Asimismo, en las ecuaciones (4), (5) y (6) los propietarios consumen una proporción (θ_0) de sus ganancias, las importaciones de bienes de capital son una proporción de la inversión total (θ_1) y el ahorro de los asalariados (As) es la diferencia entre sus salarios y el consumo. Despejando en (3) las ganancias e incorporando las otras ecuaciones, se obtiene (7).

$$Y = Ga + S + II + IC + IBK + I = CA + CP + F + E + G \quad (3)$$

$$CP = \theta_0 Ga \quad (4)$$

$$IBK = \theta_1 F \quad (5)$$

$$S - CA = As... \quad (6)$$

$$Ga(1 - \theta_0) = F(1 - \theta_1) + (G - I) + (E - II - IC) - As \quad (7)$$

En la ecuación (8) se establece que los salarios mantienen una proporción del ingreso bruto del sector privado (wY) que es al mismo tiempo equivalente al ingreso bruto del sector privado menos las ganancias¹³. Luego, en la ecuación (9) se define que las importaciones de bienes intermedios son una proporción del producto nacional bruto (θ_2). La ecuación (10) se obtiene a partir de las ecuaciones (8) y (9) en (7). El producto estaría determinado por los componentes exógenos de la demanda incluidos en el numerador: exportaciones netas, formación bruta de capital en bienes nacionales y la diferencia entre el gasto público y los impuestos. En el denominador se incluye la participación salarial en el PIB, la propensión a consumir de los propietarios

y la propensión a importar bienes intermedios que son parte del multiplicador del gasto.

Mediante la ecuación (11) se estima la contribución de la participación salarial al producto. Si aumenta la participación del salario en el producto este será mayor, a excepción de que el valor de los componentes exógenos de la demanda incorporados en el numerador sea negativo. Sin embargo, esto es poco probable, ya que el componente nacional de la formación bruta de capital debería ser neutralizado por el superávit fiscal, la presencia de exportaciones netas negativas y un elevado ahorro de los asalariados.

$$S = Y - Ga = wY \quad (8)$$

$$II = \theta_2 Y... \quad (9)$$

$$Y = \frac{F(1 - \theta_1) + (G - I) + (E - IC - As)}{[(1 - w)(1 - \theta_0) + \theta_2]} \quad (10)$$

$$\frac{\partial Y}{\partial w} = \frac{(1 - \theta_0)[F(1 - \theta_1) + (G - I) + (E - IC - As)]}{[(1 - w)(1 - \theta_0) + \theta_2]^2} \quad (11)$$

¹³ En ninguno de los casos, para simplificar, se considera el parámetro de la constante en las ecuaciones del consumo de los propietarios, en las importaciones de bienes intermedios y en las fluctuaciones de la participación de los asalariados respecto del producto.

V

Evaluación empírica

La primera evaluación que se realiza sobre las participaciones salariales y la evolución del PIB real de las diferentes economías latinoamericanas y el promedio regional calculado sobre la base de la información de ocho países es la prueba de causalidad de Granger. Cabe señalar que la información del PIB real está expresada en dólares constantes a precios del año 2000, información emanada del Banco Mundial y completada por la CEPAL¹⁴. La citada prueba es una prueba estadística para evaluar cuál es la causalidad dominante entre ambos grupos de variables: si la participación salarial es la que determina el

PIB o si el PIB es el que determina la participación salarial. En el modelo de la sección IV se revela que la relación causal de participación salarial a producto predomina por sobre la relación inversa (PIB causa a la Granger a la participación salarial) si la participación salarial es pequeña o si la economía tiene como mayores fuentes dinámicas al gobierno (consumo e inversión pública), a la inversión privada y al sector externo (exportaciones y apertura de importaciones). Sin embargo, conviene anotar que mediante la prueba de Granger se analiza la causalidad informativa, a diferencia de la intuitiva o fáctica.

En el cuadro 2 se presentan los resultados de la realización de la prueba de Granger a partir de la participación salarial en el PIB y la evolución del PIB real por país y para la región en todo el período bajo análisis. Al respecto, se ha optado por trabajar con la información

¹⁴ El Banco Mundial presenta ahora información desde el año 1960, mientras que la fuente de la CEPAL sirve para el período anterior. Sin embargo, también es útil para los años recientes en el caso de la Argentina. Debe señalarse que en todos los casos este engarce se realizó a través de una regla de tres simple.

CUADRO 2

Pruebas de causalidad de Granger entre la participación salarial y el PIB real de las economías de América Latina
(Filtro de Hodrick-Prescott: 3 rezagos)

Hipótesis nula	Nº de observaciones	Estadístico F	Probabilidad
PIB real de la Argentina no causa a la participación salarial	59	1,41	0,25
Participación salarial de la Argentina no causa al PIB real	59	4,98	0,00
PIB real de Bolivia (Estado Plurinacional de) no causa a la participación salarial	49	3,49	0,02
Participación salarial de Bolivia (Estado Plurinacional de) no causa al PIB real	49	11,73	0,00
PIB real del Brasil no causa a la participación salarial	59	3,19	0,03
Participación salarial del Brasil no causa al PIB real	59	1,37	0,26
PIB real de Chile no causa a la participación salarial	58	1,37	0,26
Participación salarial de Chile no causa al PIB real	58	13,11	0,00
PIB real de Colombia no causa a la participación salarial	58	8,57	0,00
Participación salarial de Colombia no causa al PIB real	58	6,35	0,00
PIB real de Costa Rica no causa a la participación salarial	55	2,85	0,05
Participación salarial de Costa Rica no causa al PIB real	55	8,85	0,00
PIB real del Ecuador no causa a la participación salarial	56	5,91	0,00
Participación salarial del Ecuador no causa al PIB real	56	8,77	0,00
PIB real de El Salvador no causa a la participación salarial	49	6,46	0,00
Participación salarial de El Salvador no causa al PIB real	49	11,47	0,00
PIB real de Honduras no causa a la participación salarial	59	11,34	0,00
Participación salarial de Honduras no causa al PIB real	59	9,06	0,00
PIB real de México no causa a la participación salarial	59	11,61	0,00
Participación salarial de México no causa al PIB real	59	7,79	0,00
PIB real de Panamá no causa a la participación salarial	59	9,35	0,00
Participación salarial de Panamá no causa al PIB real	59	5,54	0,00
PIB real del Paraguay no causa a la participación salarial	46	42,27	0,00
Participación salarial del Paraguay no causa al PIB real	46	24,62	0,00
PIB real del Perú no causa a la participación salarial	59	3,73	0,02
Participación salarial del Perú no causa al PIB real	59	6,27	0,00
PIB real del Uruguay no causa a la participación salarial	54	4,30	0,01
Participación salarial del Uruguay no causa al PIB real	54	0,30	0,82
PIB real de Venezuela (República Bolivariana de) no causa a la participación salarial	51	6,98	0,00
Participación salarial de Venezuela (República Bolivariana de) no causa al PIB real	51	9,25	0,00
PIB real de América Latina no causa a la participación salarial	58	3,69	0,02
Participación salarial de América Latina no causa al PIB real	58	2,13	0,11

Fuente: elaboración propia sobre la base de Banco Mundial, Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL), Organización Internacional del Trabajo (OIT) y diversas fuentes locales.

PIB: producto interno bruto.

obtenida al aplicar el filtro de Hodrick-Prescott, que determina las tendencias no lineales de ambas series. Se opta por este criterio en lugar de considerar la información observada, debido a su elevada variabilidad ante factores de tipo coyuntural y otros estructurales no abordados en este trabajo. Debe también resaltarse que en la segunda sección del artículo se muestra que el resultado de la aplicación del filtro de Hodrick-Prescott es similar al que se obtendría al aplicar los promedios móviles y el indicador kernel de Epanechnikov.

En 8 de las 15 economías regionales se obtiene la vinculación prevista en la teoría: en todas las pruebas realizadas, la causalidad de la participación salarial hacia el PIB es más recurrente que la relación inversa. En otros cinco casos la relación dominante es a la inversa, pero no puede rechazarse que la participación salarial determine el PIB. Solo en un caso se manifiesta una

relación de dominancia del PIB a la participación salarial. Al 95% de confianza se rechaza que el PIB cause a la participación salarial en la Argentina, Bolivia (Estado Plurinacional de), Chile (con el mayor nivel de rechazo), Costa Rica, el Ecuador, El Salvador, el Perú y Venezuela (República Bolivariana de). No se rechaza que el PIB cause a la participación salarial en el Brasil, Colombia, Honduras, México, Panamá y el Paraguay. Solo se rechaza la relación causal de la participación salarial a PIB en el caso del Uruguay. En cuanto al conjunto de América Latina, donde el Brasil y México tienen un peso importante, no se rechaza al 95% la causalidad del PIB a la participación salarial, pero tampoco se rechaza al 90% la relación causal de la participación salarial al PIB.

En el cuadro 3 se presentan los resultados de las pruebas de causalidad de Granger para el conjunto de América Latina, considerando que el período 1950-2011

CUADRO 3

Pruebas de causalidad de Granger entre la participación salarial y el PIB real de América Latina: 1950-1985 (3 rezagos) y 1986-2011 (2 rezagos)

Hipótesis nula	Nº de observaciones	Estadístico F	Probabilidad
PIB real de América Latina 1950-1985 no causa a la participación salarial	33	11,23	0,00
Participación salarial de América Latina no causa al PIB real		3,70	0,02
$\Delta \ln$ (PIB real de América Latina) 1950-1985 no causa a la participación salarial	32	10,35	0,00
Participación salarial de América Latina no causa al $\Delta \ln$ (PIB real de América Latina)		5,36	0,01
$\Delta \ln$ (PIB real de América Latina) 1950-1985 no causa al $\Delta \ln$ (participación salarial)	32	4,74	0,01
$\Delta \ln$ (participación salarial de América Latina) no causa al $\Delta \ln$ (PIB real)		7,30	0,00
PIB real de América Latina 1986-2011 no causa a la participación salarial	23	170,98	0,00
Participación salarial de América Latina no causa al PIB real		16,71	0,00
$\Delta \ln$ (PIB real de América Latina) 1986-2011 no causa a la participación salarial	22	17,65	0,00
Participación salarial de América Latina no causa al $\Delta \ln$ (PIB real de América Latina)		60,87	0,00
$\Delta \ln$ (PIB real de América Latina) 1986-2011 no causa al $\Delta \ln$ (participación salarial)	22	1,22	0,32
$\Delta \ln$ (participación salarial América Latina) no causa al $\Delta \ln$ (PIB real)		9,53	0,00

Fuente: elaboración propia sobre la base de Banco Mundial, Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL), Organización Internacional del Trabajo (OIT) y diversas fuentes locales.

PIB: producto interno bruto.

$\Delta \ln$: diferencias en logaritmos naturales.

se divida en dos subperíodos: 1950-1985 y 1986-2011, bajo el argumento de que a partir de la crisis de la deuda de los años ochenta se produjo un quiebre estructural que significó el cambio de un patrón productivo orientado hacia adentro —donde una mayor participación salarial era central al modelo— a otro orientado hacia afuera, en el que esta participación era menos importante. Al igual que en el cuadro 2, se está evaluando la causalidad dominante entre la información obtenida de la aplicación del filtro de Hodrick-Prescott de la participación salarial y el PIB real. Asimismo, se está considerando la causalidad de la variación porcentual del PIB real con la participación salarial y de la variación porcentual del PIB real con relación a la variación porcentual de la participación salarial. Al respecto, para los subperíodos 1950-1985 y 1986-2011 se observa que en el caso de las dos variaciones porcentuales se rechaza la hipótesis nula de que la participación salarial no causa al PIB real. En los casos de la vinculación entre el nivel de la participación salarial y el PIB real, como de la participación salarial y la variación porcentual tanto para 1950-2011 como para 1986-2011, no se rechaza en primera instancia que el PIB real cause a la participación salarial, aunque tampoco se rechaza que la participación salarial cause al PIB real.

En el gráfico 3 se observa la relación entre la tendencia no lineal de la participación salarial en lo que concierne al producto (eje izquierdo) y las variaciones porcentuales de la tendencia del PIB real (eje derecho), ambas calculadas luego de aplicar el filtro de Hodrick-Prescott. Al respecto, se determinan tres claras etapas en

la vinculación entre estas dos variables. Una primera hasta inicios de los años ochenta, en que la correspondencia entre ambas es muy estrecha. Luego, a partir de los años ochenta e incluida la década de 1990, en que esta vinculación parece directa pero menor. Por último, desde inicios del siglo XXI, cuando se observa una relación opuesta entre la participación salarial y la variación porcentual del PIB real. En el gráfico 4 se advierte la evolución de la variación porcentual de la participación salarial con respecto a la variación porcentual en el PIB real para el mismo período de análisis. De igual forma que en el gráfico 3, durante las décadas de 1950, 1960 y 1970 la correspondencia entre ambas variables es directa, mientras que se aprecia una dinámica inversa en los años ochenta y noventa. Desde el año 2000 se observa una relación directa entre las variaciones porcentuales, pero esta vinculación es reducida.

En el cuadro 4 se presentan algunas regresiones seleccionadas de la variación porcentual del PIB real de América Latina en relación con la participación salarial, que es parte del multiplicador del gasto y los otros componentes exógenos de la demanda, de acuerdo con el modelo postkeynesiano que se presentó en la tercera sección de este estudio. Al respecto, se muestran cuatro de las regresiones seleccionadas donde la variación porcentual del PIB real es una función de la participación salarial del mismo período con un desfase, la sumatoria de la formación bruta de capital, las exportaciones de bienes y servicios y una variable ficticia para el conjunto de América Latina. Desafortunadamente, no hay información

GRÁFICO 3

Participación salarial y crecimiento del PIB real en América Latina, 1950-2010
(Sobre la base de datos filtrados con Hodrick-Prescott)



Fuente: elaboración propia sobre la base de Banco Mundial, Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL), Organización Internacional del Trabajo (OIT) y diversas fuentes locales.

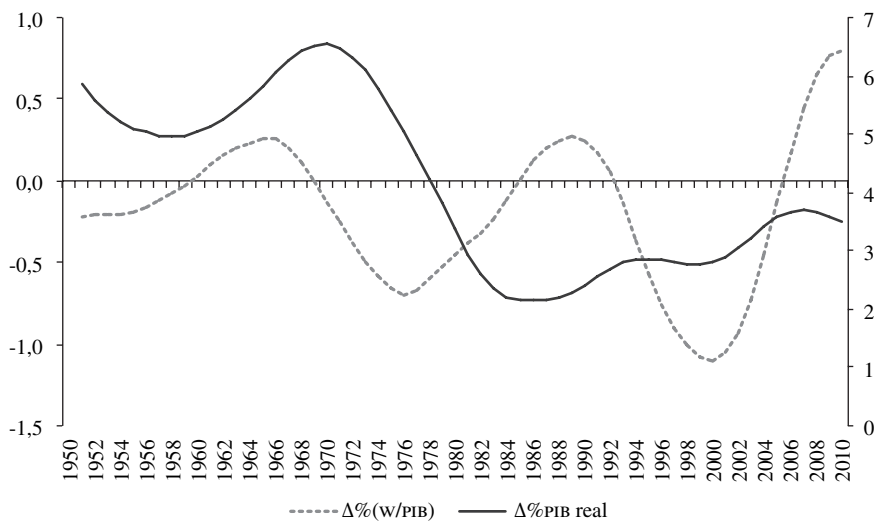
PIB: producto interno bruto.

w/PIB: participación de los salarios en el PIB.

Δ%PIB real: variaciones porcentuales del PIB real en tendencia.

GRÁFICO 4

Variaciones porcentuales de la participación salarial y crecimiento del PIB real en América Latina, 1950-2010
(Sobre la base de datos filtrados con Hodrick-Prescott)



Fuente: elaboración propia sobre la base de Banco Mundial, Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL), Organización Internacional del Trabajo (OIT) y diversas fuentes locales.

PIB: producto interno bruto.

Δ%PIB real: variaciones porcentuales del PIB real en tendencia.

Δ%(w/PIB): variaciones porcentuales de la participación salarial.

CUADRO 4

**Principales regresiones de la variación porcentual del PIB real
y la participación salarial**

Variables independientes	Variable dependiente: $\Delta \text{Ln}(\text{PIBR})$			
	Ecuación 1	Ecuación 2	Ecuación 3	Ecuación 4
Constante	-0,059151 (-1,474413)	-0,045571 (-1,27295)	-0,061211 (-1,613072)	-0,046985 (-1,38286)
Participación salarial	0,000776 (2,083441)	0,000691 (2,08416)	-	-
Participación salarial (-1)	-	-	0,000803 (2,257673)	0,000709 (2,234324)
ΔLn (formación bruta de capital)	0,269483 (9,875241)	0,237249 (9,286399)	0,269758 (10,06362)	0,237493 (9,423314)
ΔLn (exportaciones de bienes y servicios)	0,078918 (1,787322)	0,117782 (2,914614)	0,063889 (1,498404)	0,10445 (2,657407)
Variable ficticia*participación salarial	-	-0,000153 (-3,995833)	-	-
Variable ficticia*participación salarial (-1)	-	-	-	-0,00015 (-3,986638)
R^2	0,682682	0,754075	0,68645	0,755766
\bar{R}^2	0,665682	0,736189	0,669947	0,73832
F	40,15965	42,16127	41,59639	43,32202
Durbin Watson	1,683911	2,154472	1,653169	2,108096
N° de observaciones	60	60	61	61

Fuente: elaboración propia sobre la base de Banco Mundial, Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL), Organización Internacional del Trabajo (OIT) y diversas fuentes locales.

Nota: el número entre paréntesis es el valor de la prueba *t-student*.

PIB: producto interno bruto.

ΔLn (PIBR): logaritmos del PIB real.

sobre las finanzas públicas, pensiones a consumir y otras variables incorporadas en el modelo teórico para todo el período bajo análisis. La contribución de las importaciones a la variación porcentual del PIB real tuvo el signo negativo apropiado, pero este parámetro no fue significativamente diferente de cero.

Los resultados se presentan con y sin intercepto, donde todas las variables (incluida la participación salarial) tienen el signo esperado, con parámetros significativamente diferentes de cero. Las regresiones satisfacen las diferentes pruebas estadísticas y tienen una capacidad explicativa entre el 68% y el 76%. En las ecuaciones (2) y (4) se incorpora una variable ficticia aplicada a la participación salarial, que asume valor 1 entre 1980 y 2000 y valor 0 para el resto del período,

y que reflejaría la existencia de otras políticas como la de ingreso, que —a partir de la crisis de la deuda y los años noventa— implicó rezagos en los ajustes del salario mínimo y de los salarios del gobierno, que incidieron negativamente en la contribución de la participación salarial en el crecimiento del PIB real. Estas variables ficticias mejoran la bondad de ajuste de los modelos, un elemento de la realidad de las políticas de ajuste de América Latina. Conviene señalar que tampoco existe información sobre los salarios reales para todo el período bajo análisis. En todos los casos, se concluye que la participación salarial y la tasa de crecimiento de la formación bruta de capital y de las exportaciones no se rechazan como variables explicativas del crecimiento del producto real de América Latina.

VI

Conclusiones

En este trabajo se completan y profundizan otros estudios previos sobre la participación salarial en 15 de las economías de América Latina y en relación con toda la región para el período 1950-2010. Al respecto, cabe subrayar que el proceso de construcción de las estadísticas fue arduo, debido a que en la mayoría de las economías la problemática de la distribución funcional del ingreso ha sido soslayada y sustituida por la referida a la distribución personal. Asimismo, de acuerdo con la macroeconomía de la corriente ortodoxa, la participación de los salarios en el producto, la evolución de los salarios reales y el nivel de empleo desafortunadamente constituyen ahora variables residuales para explicar el nivel de actividad y crecimiento económico.

Se realiza un breve análisis sobre la vinculación de la participación salarial respecto del nivel de actividad y crecimiento económico desde Smith, donde esta vinculación es positiva. Posteriormente, el análisis de esta relación se diluye en Ricardo y en Marshall, que da inicio a la escuela neoclásica donde esta relación es soslayada. El vínculo reaparece implícitamente con Keynes, para hacerse transparente en los autores postkeynesianos como Kalecki, Kaldor, Pasinetti y Ros. La macroeconomía moderna sigue en la tradición neoclásica con excepción de autores como Krugman (2012) y Stiglitz (2012), que rehabilitan la importancia de la distribución del ingreso para explicar la evolución de economías particulares y de la economía mundial.

Bajo la tradición de Kalecki se desarrolla un modelo que permite explicar el nivel de actividad y crecimiento económico en función del multiplicador del gasto y los componentes exógenos de la demanda. La presencia de la participación salarial en el producto es central en el multiplicador del gasto. Asimismo, queda claro que una variación positiva en esta conducirá a un incremento del nivel del PIB real. Sin embargo, hay que resaltar que el resultado final en términos del producto depende también de los valores de los componentes exógenos de la demanda.

Mientras se obtienen resultados claros sobre la tendencia no lineal de la evolución de la participación salarial en América Latina entre 1950-2010, se observan resultados diferentes para los distintos países de la región. En suma, son evidentes los dos ciclos, con un mayor nivel a finales de los años sesenta e inicios de los años setenta, un valor mínimo en los años ochenta, otro aumento menor de nivel de participación salarial en los años noventa, y una nueva caída hasta 2005 para constatarse nuevamente una tendencia creciente. Los niveles y fluctuaciones de la participación salarial en cada economía se explican por un conjunto de factores de naturaleza estructural vinculados al modelo de acumulación, y a factores económicos, sociales y políticos a lo largo del tiempo cuyo análisis rebasaría los alcances de este documento.

La relación de causalidad dominante va de la participación salarial al nivel de actividad y crecimiento económico, aunque no se rechaza la causalidad en sentido contrario para determinados países en particular. La causalidad de la variación porcentual de la participación salarial al crecimiento es mayor que cuando se trabaja con las variables en términos de niveles. A nivel regional, se observa una alta correspondencia entre las participaciones de los salarios en el PIB respecto de las variaciones porcentuales del PIB hasta los años ochenta. A partir de entonces las vinculaciones son menores. Lo mismo ocurre cuando se analiza la variación porcentual de la participación salarial respecto de las variaciones del PIB, aunque esta vinculación se recupera ligeramente a partir del siglo XXI. Cuando se realiza el análisis de regresión en la lógica postkeynesiana, no se rechaza la hipótesis de que la participación salarial en el producto real contribuyó a explicar las variaciones al alza y a la baja del PIB real en América Latina en el período bajo análisis. Sin embargo, se ratifica que su contribución es menor desde los años ochenta. Estos resultados pueden ser indicio de una transición del régimen de demanda basado en los salarios a otro basado en las ganancias. Sin embargo, el análisis de esta problemática sobrepasaría los alcances de este artículo.

VII

Anexo metodológico

En el caso de la Argentina, se cuenta con la metodología e información de Graña (2007) hasta 2005, a la que se agregó la información oficial del INDEC (2013) hasta 2007. Sin embargo, se pudo contactar al autor, miembro del Centro de Estudios sobre Población, Empleo y Desarrollo (CEPED) de la Universidad de Buenos Aires, quien proporcionó la serie completa hasta 2011, que coincide con la información oficial hasta el año 2007. En el caso de Bolivia (Estado Plurinacional de), los períodos 1969-1982 y 1984-1986 corresponden a CEPAL (1979, 1981 y 1990), y 1988-2008 a CEPAL (2013), antecédidos para el período 1960-1968 con la información de la OIT (1970). Para el período 2009-2011 se utilizan directamente datos del Instituto Nacional de Estadística de Bolivia (Estado Plurinacional de). En los años 1983 y 1987 se aplicó la ecuación (2) de la segunda sección del documento. Los datos de salarios medios reales utilizados corresponden a CEPAL (2013), los de nivel general de empleo son de la OIT (1988) y los del PIB real provienen de los Indicadores del Desarrollo Mundial (Banco Mundial, 2013). En el caso del Brasil, la información respecto del período 1990-2009 provino de CEPAL (2013), mientras que la de 1950 a 1989 fue obtenida de Medialdea (2012). Para los años 2010 y 2011 se consideró la metodología descrita anteriormente, siendo CEPAL (2013) la fuente de información sobre los salarios reales promedio, OIT (2012) la del empleo y Banco Mundial (2013) la del PIB.

La fuente de información sobre Chile respecto del período 1960-2010 corresponde a CEPAL (2013) y para el período 1950-1959 se utilizaron las tasas de crecimiento de la participación salarial sobre la base del trabajo de Rodríguez (2012), ya que estas se expresaban en relación con el ingreso nacional y no con el PIB. Para el período 1965-1969, en el caso de Colombia, se utilizó la información de CEPAL (1976) y para 1970-2010 de CEPAL (2013). Para el período 1950-1964, la fuente fue OIT (1955, 1960, 1965 y 1970). En el caso de Costa Rica, entre 1961 y 1998 se utilizó como fuente CEPAL (1976, 1999) y CEPAL (2013); el período 1999-2011 se completó con datos del Banco Central de Costa Rica (2013). El período 1953-1960 fue completado sobre la base de OIT (1960, 1965 y 1970). En el caso del Ecuador, el período 1990-1996 se basó en CEPAL (1999), y el lapso 1970-1989 en CEPAL (2013). Para el período 1997-2011 se utilizó la información contenida en la Encuesta Nacional de Empleo, Desempleo y Subempleo

respecto del período 1996-2012 (INDEC, 2013). Por último, la información sobre el período 1953-1969 corresponde a Neira Barría (2010).

Los datos de El Salvador para el período 1960-2011 corresponden a Durán y otros (2010), en que se consigna la información respecto de sueldos y salarios corrientes sobre la base de la información proporcionada por el Instituto Salvadoreño de Seguridad Social y Encuestas de Hogares de Propósitos Múltiples. En el caso de Honduras, toda la información acerca del período 1950-2011 proviene de CEPAL (2013). La información concerniente al período 1970-2011 con respecto a México corresponde a datos de CEPAL (2013). También en el caso de México, para el período 1950-1969 se utilizó información de Hernández Laos (2000), la que se enlazó con la anterior mediante tasas de crecimiento. En el caso de Panamá, la información sobre el período 1960-2011 se obtuvo de CEPAL (2013), mientras que la del período 1950-1959 fue completada utilizando las tasas de crecimiento de la participación salarial proporcionadas por el Banco Nacional de Panamá (2013). En el caso del Paraguay, la información sobre el período 1962-1969 emanó de CEPAL (1976), mientras que la del lapso 1970-2007 corresponde a CEPAL (2013). Se completa el período 2008-2010 con la información de la Cuenta de Generación del Ingreso Primario elaborada por el Banco Central del Paraguay (2013).

En el caso del Perú, los datos respecto del período 1965-2010 provienen de CEPAL (2013) y los del lapso 1950-1964 corresponden a la información procesada por Alarco y Del Hierro (1989), sobre la base de las Cuentas Nacionales elaboradas por el Banco Central de Reserva del Perú; en tanto que los datos acerca del año 2011 corresponden al Instituto Nacional de Estadística e Informática (INEI, 2013). Respecto del Uruguay, la información sobre el período 1955-1996 se obtuvo del Programa de las Naciones Unidas para el Desarrollo (PNUD, 2008). La del período 1997-2005 emanó del Banco Central del Uruguay (2013). En cuanto a los años comprendidos entre 2006 y 2011, se empleó el método señalado anteriormente considerando como fuente de los salarios reales a CEPAL (2013), del nivel de empleo a OIT (2013a) y del PIB real al Banco Mundial (2013). Finalmente, en el caso de Venezuela (República Bolivariana de), la fuente de información acerca del período 1970-2010 fue CEPAL (2013) y el Banco Central de Venezuela (2013) para el lapso 1957-1969.

Bibliografía

- Alarco, Germán y Patricia del Hierro (1989), "Perú 1985-1988: De la redistribución a la reconcentración del ingreso", *Economía de América Latina*, vol. 18-19, México, D.F., Centro de Investigación y Docencia Económicas.
- Banco Central de Costa Rica (2013), *Cuenta de generación del ingreso - Cálculo del PIB por el método del ingreso*, San José.
- Banco Central de Venezuela (2013), *Producto y gasto interno bruto*, Caracas.
- Banco Central del Paraguay (2013), *Cuenta de generación del ingreso primario*, Asunción.
- Banco Central del Uruguay (2013), *Producto interno bruto según fuentes generadoras de ingreso, serie anual, precios corrientes*, Montevideo.
- Banco Mundial (2013), *World Development Indicators* [en línea] <http://data.worldbank.org/data-catalog/world-development-indicators>.
- Banco Nacional de Panamá (2013), *Cuenta 2. Ingreso Nacional: Años 1946-1961*, Ciudad de Panamá.
- Bértola, Luis y otros (2008), "Income distribution in the Latin American Southern Cone during the first globalization boom, ca: 1870-1920", *Working Papers in Economic History*, Madrid, Universidad Carlos III, abril.
- CEPAL (Comisión Económica para América Latina y el Caribe) (2013), "Estadísticas e indicadores", CEPALSTAT: Base de Datos y Publicaciones Estadísticas [en línea] http://estadisticas.cepal.org/cepalstat/WEB_CEPALSTAT/estadisticasIndicadores.asp?idioma=e.
- _____ (2003), *Anuario Estadístico de América Latina y el Caribe, 2002* (LC/G.2190-P), Santiago de Chile. Publicación de las Naciones Unidas, N° de venta: E/S.03.II.G.1.
- _____ (1999), *Anuario Estadístico de América Latina y el Caribe, 1998* (LC/G.2043-P), Santiago de Chile. Publicación de las Naciones Unidas, N° de venta: E/S.99.II.G.1.
- _____ (1990), *Anuario Estadístico de América Latina y el Caribe. Edición 1989* (LC/G.1606-P), Santiago de Chile. Publicación de las Naciones Unidas, N° de venta: E/S.90.II.G.1.
- _____ (1981), *Anuario Estadístico de América Latina, 1980* (E/CEPAL/G.1210), Santiago de Chile. Publicación de las Naciones Unidas, N° de venta: S/E.81.II.G.5.
- _____ (1979), *Anuario Estadístico de América Latina, 1978* (E/CEPAL/1086), Santiago de Chile. Publicación de las Naciones Unidas, N° de venta: S/E.79.II.G.3.
- _____ (1976), *Anuario Estadístico de América Latina, 1975* (E/CEPAL/1013), Santiago de Chile. Publicación de las Naciones Unidas, N° de venta: E/S.77.II.G.4.
- CEPAL/OIT (Comisión Económica para América Latina y el Caribe/Organización Internacional del Trabajo) (2012), "Productividad laboral y distribución", *Coyuntura Laboral en América Latina y el Caribe*, N° 6, Santiago de Chile, mayo [en línea] http://www.ilo.org/wcmsp5/groups/public/--americas/--ro-lima/--sro-santiago/documents/publication/wcms_190865.pdf.
- Durán, Tania y otros (2010), "Las políticas de ajuste estructural en El Salvador: Impacto sobre la inversión y distribución (1990-2010)", trabajo preparado para optar al grado de Licenciada en Economía, Antiguo Cuscatlán, Universidad Centroamericana José Simeón Cañas.
- Frankema, Ewout (2009), "Reconstructing Labour Income Shares in Argentina, Brazil and Mexico, 1870-2000", Utrecht, Universidad de Utrecht.
- Graña, Juan (2007), "Distribución funcional del ingreso en la Argentina. 1935-2005", *Documento de Trabajo*, N° 8, Centro de Estudios sobre Población, Empleo y Desarrollo (CEPED).
- Hernández Laos, Enrique (2000), "Políticas de estabilización y ajuste y distribución funcional del ingreso en México", *Revista Comercio Exterior*, México, D.F., febrero.
- INDEC (Instituto Nacional de Estadística y Censos) (2013), "Encuesta Nacional de Empleo y Desempleo", Quito.
- INEI (Instituto Nacional de Estadística e Informática) (2013), "Cuentas nacionales", Series Nacionales [en línea] <http://series.inei.gov.pe:8080/sirtod-series/>.
- Kaldor, Nicholas (1955), "Alternative theories of distribution", *The Review of Economic Studies*, vol. 23, N° 2, Oxford, Oxford University Press.
- Kalecki, Michal (1956), *Teoría de la dinámica económica: Ensayo sobre los movimientos cíclicos y a largo plazo de la economía capitalista*, México, D.F., Fondo de Cultura Económica.
- Keynes, J.M. (1943), *Teoría general de la ocupación el interés y el dinero*, México, D.F., Fondo de Cultura Económica.
- Krugman, Paul (2012), *¡Detengamos esta crisis YA!*, México, D.F., Editorial Paidós.
- Kuznets, Simon (1955), "Economic growth and income inequality", *American Economic Review*, vol. 65, N° 1, Nashville, Tennessee, American Economic Association, marzo.
- Lindenboim, Javier (2008), "Distribución funcional del ingreso, un tema olvidado que reclama atención", *Problemas del desarrollo*, vol. 39, N° 153, México, D.F., Universidad Nacional Autónoma de México.
- Marshall, Alfred (1957), *Principios de economía*, Madrid, Aguilar.
- Medialdea, Bibiana (2012), "Límites estructurales al desarrollo económico: Brasil (1950-2005)", *Problemas del desarrollo*, vol. 43, N° 171, México, D.F., Universidad Nacional Autónoma de México.
- Neira Barría, Vicente (2010), *Distribución factorial del ingreso en América Latina, 1950-2000: Nuevas series a partir de las cuentas nacionales*, Barcelona, Universitat Pompeu Fabra.
- Ocampo, José Antonio (1988), "De Keynes al análisis poskeynesiano", *Economía poskeynesiana*, México, D.F., Fondo de Cultura Económica.
- Ocampo, José Antonio y Juan Martín (coords.) (2004), *América Latina y el Caribe en la era global*, Bogotá, CEPAL/Alfaomega.
- OIT (Organización Internacional del Trabajo) (2013a), *Informe mundial sobre salarios 2012/2013. Los salarios y el crecimiento equitativo*, Ginebra.
- _____ (2013b), *Key Indicators of the Labor Market*, Ginebra.
- _____ (2012), *Panorama Laboral 2012*, Lima, Oficina Regional para América Latina y el Caribe.
- _____ (1988), *Anuario de Estadísticas del Trabajo*, Ginebra.
- _____ (1970), *Anuario de Estadísticas del Trabajo*, Ginebra.
- _____ (1965), *Anuario de Estadísticas del Trabajo*, Ginebra.
- _____ (1960), *Anuario de Estadísticas del Trabajo*, Ginebra.
- _____ (1955), *Anuario de Estadísticas del Trabajo*, Ginebra.
- Pasinetti, Luigi (1979), "Beneficio y crecimiento", *Economía del crecimiento. Selección de Amartya Sen*, México, D.F., Fondo de Cultura Económica.
- _____ (1978), *Crecimiento económico y distribución de la renta*, Madrid, Alianza Editorial.
- Pérez Caldentey, Esteban y Matías Vernengo (2013), "Wage and Profit-led Growth: The Limits to Neo-Kaleckian Models and a Kaldorian Proposal" [en línea] http://www.levyinstitute.org/pubs/wp_775.pdf.
- PNUD (Programa de las Naciones Unidas para el Desarrollo) (2008), *Desarrollo humano en Uruguay 2008: Políticas y desarrollo humano*, Montevideo.
- Ricardo, David (1959), *Principios de economía política y tributación*, México, D.F., Fondo de Cultura Económica.
- Rodríguez, Javier (2012), "Estimando la distribución del ingreso en Chile durante la industrialización dirigida por el Estado. Metodología y resultados preliminares", XVII Jornadas Anuales de Economía, Montevideo, Banco Central del Uruguay, noviembre.

- Ros, Jaime (2004), "El crecimiento económico en México y Centroamérica: Desempeño reciente y perspectivas", *Serie Estudios y Perspectivas*, N° 18 (LC/L.2124-P) México, D.F., sede subregional de la CEPAL en México. Publicación de las Naciones Unidas, N° de venta: S.04.II.G.48.
- Saez, Emmanuel (2012), "*Striking it Richer: The Evolution of Top Incomes in the United States (Updated with 2009 and 2010 estimates)*" [en línea] <http://elsa.berkeley.edu/~saez/saez-UStopincomes-2010.pdf>.
- Smith, Adam (1987), *Investigación sobre la naturaleza y causa de la riqueza de las naciones*, México, D.F., Fondo de Cultura Económica.
- Stiglitz, Joseph (2012), *El precio de la desigualdad*, Buenos Aires, Taurus.
- Stockhammer, Engelbert (2011), "Crecimiento basado en los salarios: Introducción", *Hacia una recuperación sostenible: Por una política de crecimiento basada en los salarios*, Boletín Internacional de Investigación Sindical, vol. 3, N° 2, Ginebra, Oficina Internacional del Trabajo.

Patrones de progreso técnico en la economía brasileña, 1952-2008

Adalmir Marquetti y Melody de Campos Soares Porsse

RESUMEN

En este artículo se analiza el patrón de progreso técnico en la economía brasileña entre 1952 y 2008. El patrón de progreso sesgado en el sentido de Marx, ahorrador de trabajo y consumidor de capital, predominó en el período estudiado. Sin embargo, se distinguen tres fases en el dinamismo del progreso técnico. La primera, de 1952 a 1973, se caracteriza por un gran dinamismo. En la segunda, de 1973 a 1991, dicho dinamismo disminuyó. Finalmente, entre 1991 y 2008, el dinamismo de los cambios técnicos repuntó levemente. La parte salarial se mantuvo relativamente estable durante todo el período. La tasa de ganancia decreció entre 1952 y 1991, y se acrecentó ligeramente de 1991 a 2008. La tasa neta de acumulación de capital se contrajo después de 1975 debido a la caída de las tasas de ganancia e inversión. Entre 2004 y 2008, aumentó la tasa neta de acumulación de capital.

PALABRAS CLAVE

Crecimiento económico, productividad, desarrollo industrial, capital, formación de capital, ingresos, salarios, Brasil

CLASIFICACIÓN JEL

B14, O33, O40

AUTORES

Adalmir Marquetti es profesor titular en el Departamento de Economía de la Pontificia Universidad Católica de Rio Grande do Sul, Brasil. aam@pucrs.br

Melody de Campos Soares Porsse es profesora suplente del Departamento de Administración General y Aplicada de la Universidad Federal de Paraná, Brasil. msporsse@gmail.com

I

Introducción

En los últimos sesenta años, el Brasil ha pasado por dos fases completamente distintas en lo relativo al crecimiento económico. Entre 1952 y 1980, el país tuvo una de las economías más dinámicas del mundo, con una tasa de crecimiento del producto interno bruto (PIB) superior al 7% anual. Entre el final de la Segunda Guerra Mundial y 1980, el crecimiento fue impulsado por el sector industrial, en un marco de industrialización mediante sustitución de importaciones liderado por el Estado. La erosión de ese proceso de industrialización se inició en 1973, cuando la crisis de la “edad de oro” se hizo sentir en la economía brasileña debido al creciente empeoramiento de las condiciones de rentabilidad y de acumulación de capital.

En la segunda fase, de 1980 a 2003, el crecimiento se redujo hasta el 2%, con una caída aproximada de cinco puntos porcentuales. De este modo, el crecimiento económico brasileño fue muy exiguo en la década de 1980, la llamada década perdida, y durante los años noventa. Corregido por el ciclo económico, el crecimiento del PIB brasileño fue del 2,2% anual entre 1980 y 1990, y del 2,3% entre 1990 y 2003. Esto contrasta con las significativas modificaciones políticas —el proceso de redemocratización y la promulgación de la Constitución Política de la República Federativa del Brasil de 1988— y económicas que se produjeron durante ese período. Desde el punto de vista económico, los cambios más relevantes fueron la apertura comercial y financiera, el control de la inflación con el Plan Real en 1994, el proceso de privatización y reducción del papel del Estado en la actividad económica y la adopción del programa de metas de inflación en 1999. Los cambios económicos a comienzos de los años noventa significaron el fin del proceso de industrialización mediante sustitución de importaciones en el país.

La economía internacional también experimentó grandes cambios institucionales y tecnológicos a partir de 1980. En el ámbito institucional, se produjeron reformas con el objetivo de volver a convertir el mercado en el mecanismo fundamental de asignación de recursos y, en consecuencia, de reducir el papel del Estado en ese proceso. En cuanto al patrón tecnológico, las nuevas tecnologías de la información y las comunicaciones (TIC) permitieron aumentar la productividad del trabajo y del capital, especialmente en combinación con cambios

organizativos en las empresas. El proceso de globalización, por su parte, supuso un creciente flujo de capitales y mercancías entre los países.

El progreso técnico es el principal factor de crecimiento de un país. Los autores clásicos, Smith y Ricardo, así como Marx, fueron los pioneros en el estudio del patrón de incorporación del progreso técnico y la evolución de la productividad a largo plazo. Smith investigó los efectos de la división del trabajo en la productividad. Ricardo analizó, en el capítulo sobre la maquinaria, los efectos de la sustitución del trabajo por el capital en la distribución de los ingresos y en el empleo. Marx asoció el análisis del desarrollo capitalista con el patrón de progreso técnico. Para este autor, la forma de producir se ve constantemente alterada en el capitalismo por la introducción de innovaciones técnicas para obtener una superganancia. Marx consideró que la disputa entre capitalistas y trabajadores sobre el valor agregado constituye un incentivo sistemático para que el progreso técnico adquiera una forma sesgada: ahorrador de trabajo y consumidor de capital.

Según el análisis de Marx, la mecanización sería la forma típica de progreso técnico de las economías capitalistas y los aumentos de la productividad del trabajo se lograrían mediante la reducción de la productividad del capital, con la consiguiente caída de la tasa de ganancia si se mantiene constante la distribución del ingreso. Foley y Michl (1999) denominan un progreso técnico sesgado, en el sentido de Marx, a los cambios técnicos que ahorran trabajo y consumen capital. Este patrón aunque es similar al progreso técnico neutro en el sentido de Harrod (dado que ambos son ahorradores de trabajo y consumidores de capital), son distintos en sus dinámicas, tal como se explica más adelante. El progreso técnico sesgado en el sentido de Marx también difiere del progreso técnico neutro en el sentido de Solow, que es consumidor de trabajo y ahorrador de capital, así como del progreso técnico neutro en el sentido de Hicks, que ahorra tanto trabajo como capital.

En el presente estudio se investigan los patrones de progreso técnico en la economía brasileña entre 1952 y 2008 y la forma en que esos patrones se relacionan con el crecimiento del país. Los patrones de progreso técnico se analizan utilizando la relación distribución-crecimiento, una recta que marca la productividad del trabajo en la

intersección con el eje de ordenadas y la productividad del capital en la intersección con el eje de abscisas. La relación distribución-crecimiento se basa en la curva de salario y ganancia de Sraffa (1960) y permite visualizar patrones de progreso técnico a lo largo del tiempo.

Este estudio se organiza de la siguiente manera: luego de la Introducción, en la sección II se presenta un

sistema de estudio del progreso técnico. En la sección III se aborda el progreso técnico en la economía del Brasil de 1952 a 2008, en tanto que la sección IV se refiere a la rentabilidad, la distribución y el progreso técnico. La sección V se enfoca en la acumulación de capital y progreso técnico. Por último, en la sección VI se entregan las consideraciones finales.

II

Un sistema de estudio del progreso técnico y de su representación

Para estudiar el progreso técnico, se considera que la economía solo produce una mercancía utilizando capital y trabajo. La técnica de producción se representa mediante la relación distribución-crecimiento. Entre los estudios que emplean dicha relación para analizar el comportamiento simultáneo de las productividades del trabajo y del capital destacan, por ejemplo, Foley y Michl (1999); Foley y Marquetti (1997 y 1999); Marquetti (2002), Ferretti (2008) y Felipe, Laviña y Fan (2008).

Para un año dado, X es el PIB; K es la masa neta de capital fijo no residencial medida en la misma unidad del PIB; C representa el consumo agregado que incluye todos los ingresos que no sean inversión bruta, I es la inversión bruta, D simboliza la depreciación y N el número de trabajadores empleados; W es la compensación total de los trabajadores; $Z = X - W$ es la ganancia bruta y $R = Z - D$ la ganancia neta, en tanto que $Y = X - D$ representa el producto neto.

Al comparar la evolución de los países a lo largo del tiempo, resulta preferible expresar las medidas absolutas en términos de relaciones. De esta forma, $x = X/N$ es el PIB por trabajador o la productividad del trabajo; $k = K/N$ representa el capital por trabajador o la intensidad de capital; $w = W/N$ es el salario medio real; $c = C/N$ es el consumo social por trabajador, mientras que $i = I/N$ simboliza la inversión por trabajador. Otras variables se expresan en términos de masa de capital: $p = X/K = x/k$ es el producto por unidad de capital o la productividad del capital; $v = Z/K = z/k$ es la tasa bruta de ganancia y $r = v - d$ es la tasa neta de ganancia; $g_K + d = I/K$ es la tasa de acumulación, es decir, la relación entre inversión bruta y la masa de capital, y $d = D/K$ es la tasa de depreciación. La tasa de crecimiento de cualquier variable, por ejemplo de la productividad del trabajo,

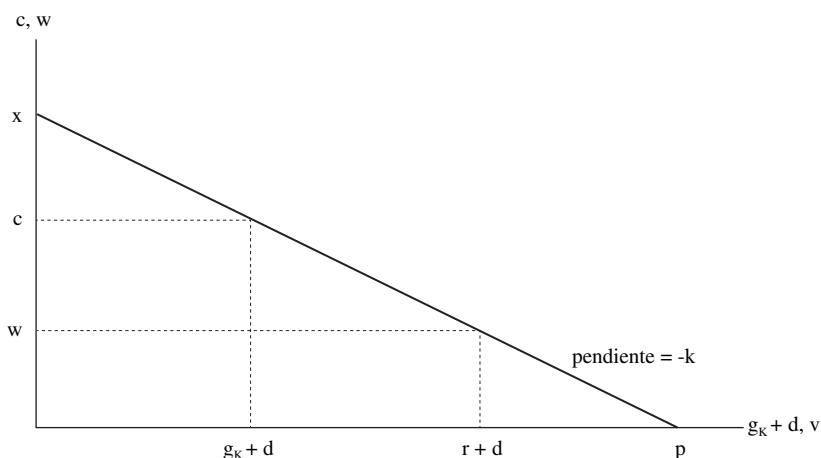
se denomina $g_x = \Delta x/x$, mientras que g_p representa la tasa de crecimiento de la productividad del capital. La participación de las ganancias en la renta nacional es $\pi = z/x$ y la de los salarios es $1 - \pi = w/x$.

La relación distribución-crecimiento (véase el gráfico 1) es una forma de representar los componentes de las cuentas nacionales para un período dado. En lo referente al gasto, el punto $(g_K + d, c)$ muestra la distribución de la productividad del trabajo entre inversión y consumo, $x = c + i = c + g_K k + dk = c + (g_K + d)k$. Cuando se invierte la totalidad del producto, la tasa de acumulación alcanza el valor máximo posible, que es igual a la productividad del capital. Por otra parte, el consumo social por trabajador es igual a la productividad del trabajo cuando se consume todo el producto. En cuanto al ingreso, el punto $(r + d, w)$ muestra la distribución de la productividad del trabajo entre ganancias y salarios, $x = w + z = w + rk + dk = w + (r + d)k$. La tasa de ganancia máxima, cuando todo el producto toma la forma de ganancia, es igual a la productividad del capital. A su vez, el salario máximo, cuando todo el producto toma la forma de salarios, es igual a la productividad del trabajo.

La tecnología está formada por el conjunto de técnicas de producción conocidas. Cada técnica de producción se describe mediante la productividad del trabajo, la productividad del capital y la tasa de depreciación. El patrón de progreso técnico se analiza por medio de la combinación de los cambios de las productividades del trabajo y del capital. El progreso técnico es ahorrador de trabajo si aumenta la productividad laboral y es consumidor de trabajo en el caso contrario. A su vez, el progreso técnico es ahorrador de capital si incrementa la productividad del capital y consumidor de este si disminuye la productividad del capital. Por lo

GRÁFICO 1

Relación distribución-crecimiento



Fuente: D. Foley y T. Michl, *Growth and Distribution*, Cambridge, Harvard University Press, 1999.

Nota: x es la productividad del trabajo; k representa la intensidad de capital; w es el salario medio real; c es el consumo social por trabajador; p es la productividad del capital; v es la tasa bruta de ganancia; r es la tasa neta de ganancia; $g_k + d$ es la tasa de acumulación, y d es la tasa de depreciación.

tanto, es posible analizar los distintos tipos de progreso técnico a lo largo de un período determinado observando los cambios de la relación distribución-crecimiento.

En la literatura relacionada hay tres tipos de progreso técnico. El progreso técnico neutro en el sentido de Harrod o puramente ahorrador de trabajo corresponde a un aumento de la productividad laboral, manteniendo constante la productividad del capital. Este patrón se representa mediante una rotación de la relación distribución-crecimiento de la técnica B a la técnica C en el gráfico 2. El progreso técnico neutro en el sentido de Solow o puramente ahorrador de capital corresponde a un aumento de la productividad del capital, manteniendo constante la productividad del trabajo, y se representa mediante una rotación de la relación distribución-crecimiento de la técnica A a la técnica B. El progreso técnico neutro en el sentido de Hicks o ahorrador tanto de capital como de trabajo corresponde al caso en que la productividad laboral crece a la misma velocidad que la productividad del capital. Este patrón está representado por un desplazamiento paralelo de la relación distribución-crecimiento de la técnica A a la técnica C, manteniendo constante la relación entre capital y trabajo.

A su vez, el progreso técnico sesgado en el sentido de Marx corresponde al caso en que la productividad del trabajo crece y la del capital disminuye, de acuerdo con el gráfico 3. Según Marx, la disputa entre

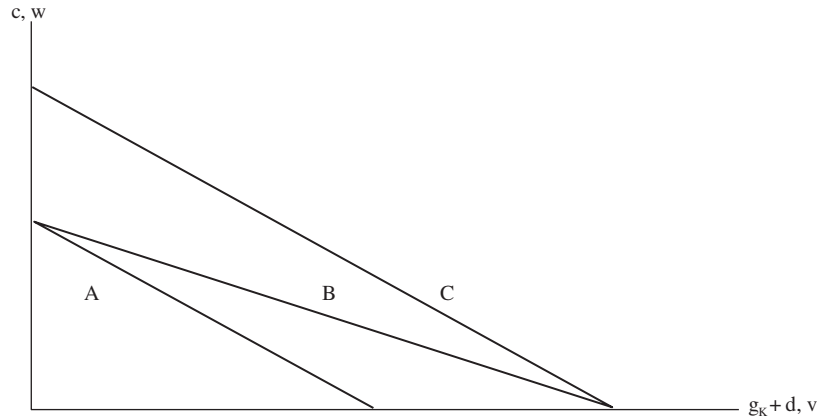
el capitalista y el trabajador con respecto al valor agregado constituye un poderoso incentivo para que los cambios técnicos sigan un patrón ahorrador de trabajo y consumidor de capital, en que la creciente utilización de máquinas y equipos sustituye al trabajo de los seres humanos. Según este punto de vista, la mecanización sería el patrón de cambio técnico en la economía capitalista, con aumento de la productividad del trabajo y reducción de la productividad del capital. Foley y Michl (1999) denominan a este tipo de cambio técnico un progreso técnico sesgado en el sentido de Marx. Manteniendo constante la distribución funcional de los ingresos, si el progreso técnico es sesgado en el sentido de Marx, se produce una reducción de la tasa de ganancia. Debido a la contracción de dicha tasa, disminuyen también las tasas de acumulación de capital y de crecimiento económico.

Por lo tanto, en el patrón de progreso técnico sesgado en el sentido de Marx se prevén las siguientes tendencias a largo plazo:

- i) aumento de la productividad del trabajo, reducción de la productividad del capital y crecimiento de la intensidad del capital;
- ii) declive de la tasa de ganancia y relativa estabilidad de la participación correspondiente a los salarios;
- iii) incremento del salario real;
- iv) disminución de la tasa de acumulación, y
- v) aumento del producto y del empleo.

GRÁFICO 2

Conceptos de progreso técnico neutro y cambios de la relación distribución-crecimiento

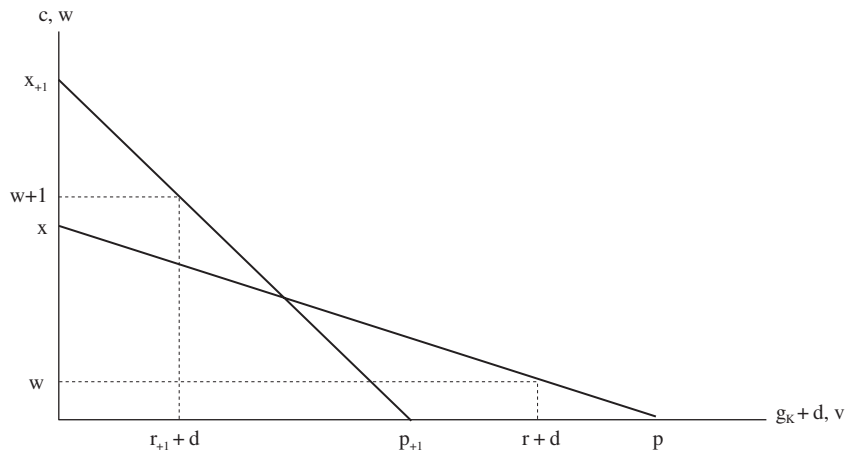


Fuente: A. Marquetti, "Progresso técnico, distribuição e crescimento na economia brasileira: 1955-1998", *Estudos econômicos*, vol. 32, N° 1, São Paulo, Universidad de São Paulo, 2002.

Nota: w es el salario medio real; c es el consumo social por trabajador, y v es la tasa bruta de ganancia. El progreso técnico neutro en el sentido de Harrod se representa mediante una rotación de la relación distribución-crecimiento de la técnica A a la técnica B. El progreso técnico neutro en el sentido de Solow se indica mediante una rotación de la técnica B a la técnica C. El progreso técnico neutro en el sentido de Hicks está representado por un desplazamiento de la técnica A a la técnica C, manteniendo constante la relación entre capital y trabajo.

GRÁFICO 3

El progreso técnico sesgado en el sentido de Marx y la relación distribución-crecimiento



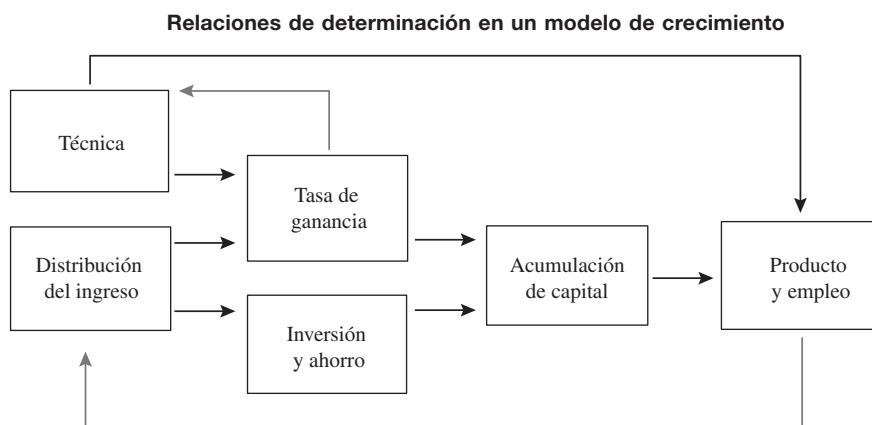
Fuente: A. Marquetti, "Progresso técnico, distribuição e crescimento na economia brasileira: 1955-1998", *Estudos econômicos*, vol. 32, N° 1, São Paulo, Universidad de São Paulo, 2002.

Nota: x es la productividad del trabajo; w es el salario medio real; c es el consumo social por trabajador; p es la productividad del capital; v es la tasa bruta de ganancia; r es la tasa neta de ganancia, y d es la tasa de depreciación.

Resulta evidente que las tendencias históricas, como se señala en Duménil y Lévy (2003), están relacionadas entre sí e involucran diferentes aspectos de la teoría económica. En el gráfico 4 se ilustran de forma muy simplificada las principales relaciones entre las variables. La técnica utilizada y la distribución de los ingresos determinan la tasa de ganancia. La distribución de los ingresos afecta también a las decisiones de ahorro e inversión de los capitalistas. La tasa de ganancia, suponiendo que una parte de las ganancias sea ahorrada e invertida, determina la

acumulación del capital. La tasa de ganancia influye también en la elección de las técnicas utilizadas. Se adopta una nueva técnica si la rentabilidad esperada, calculada con los salarios actuales, es superior a la tasa de ganancia existente. Dada la técnica de producción, la acumulación de capital da lugar a un determinado crecimiento del producto y del empleo. A su vez, el crecimiento afecta a la distribución de los ingresos entre las ganancias y los salarios. Los diversos patrones de progreso técnico se caracterizan por presentar diferentes tendencias a largo plazo.

GRÁFICO 4



Fuente: elaboración propia sobre la base de G. Duménil y D. Lévy, "Technology and distribution: historical trajectories a la Marx", *Journal of Economic Behavior & Organization*, vol. 52, N° 2, Amsterdam, Elsevier, 2003.

III

El progreso técnico en la economía brasileña entre 1952 y 2008

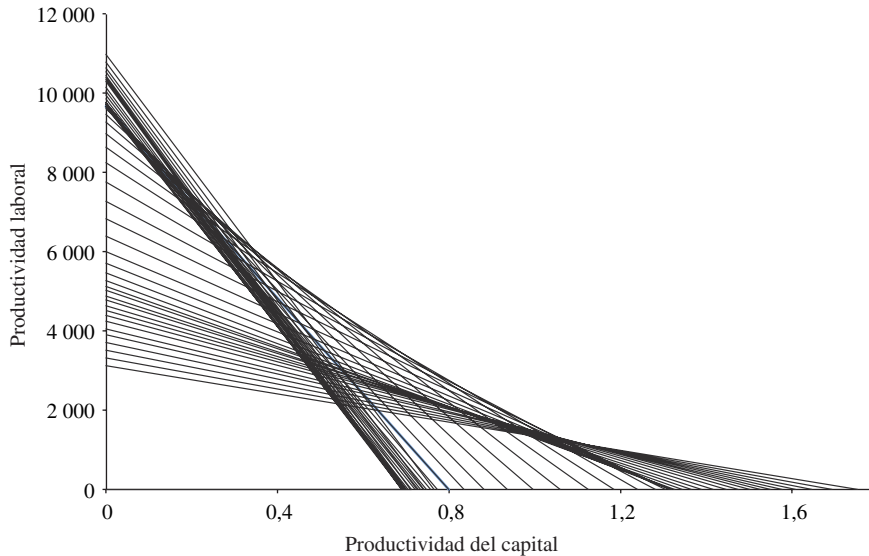
En el gráfico 5 se muestran las relaciones distribución-crecimiento de la economía brasileña entre 1952 y 2008. Las productividades del trabajo y del capital se corrigieron para ese ciclo utilizando una regresión local, un método no paramétrico que estima curvas y superficies técnicas de suavizado (*smoothing*) (Loader, 1999). En el anexo se presenta la información sobre las fuentes del banco de datos y la metodología empleada para calcular las variables usadas en el artículo. Se puede observar un aumento de la productividad del trabajo y un declive de la productividad del capital a lo largo del período estudiado.

El patrón de progreso técnico fue un progreso sesgado en el sentido de Marx, ya que la productividad del trabajo creció un 2,25% anual, mientras que la productividad del capital se redujo un 1,48% anual entre 1952 y 2008.

No obstante, hubo tres fases diferentes en el dinamismo del progreso técnico en la economía brasileña (véase el gráfico 6). La primera corresponde al período que va de 1952 a 1975, cuando el crecimiento de la productividad del trabajo fue de un 4,45% y la productividad del capital se redujo un 1,93% anual. Esta fase correspondió a la "edad de oro" del desarrollo

GRÁFICO 5

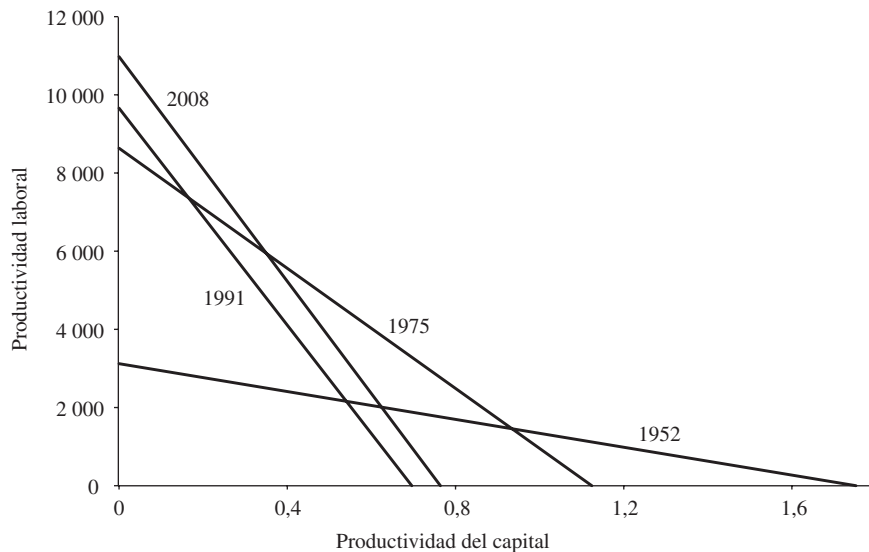
Brasil: relación distribución-crecimiento, 1952-2008
(En reales de 1995 por trabajador)



Fuente: Instituto Brasileño de Geografía y Estadística (IBGE), *Sistema de Contas Nacionais – Brasil 2004/2008*, Río de Janeiro, CD-Rom, 2010; *Estatísticas do século XX*, Río de Janeiro, CD-Rom, 2003; y *Estatísticas históricas do Brasil: séries econômicas, demográficas e sociais de 1550 a 1988*, Río de Janeiro, Fundação Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, 1990; A. Heston, R. Summers y B. Aten, “Penn World Table Version 6.2”, Center for International Comparisons of Production, Income and Prices, 2006 [en línea] <http://pwt.econ.upenn.edu>; A. Marquetti, “Estimativa do estoque de riqueza tangível no Brasil, 1950-1998”, *Nova Economia*, vol. 10, N° 2, Belo Horizonte, Universidad Federal de Minas Gerais, 2000.

GRÁFICO 6

**Brasil: relación distribución-crecimiento y fases del progreso técnico:
1952-1975, 1975-1991, 1991-2008**
(En reales de 1995 por trabajador)



Fuente: Instituto Brasileño de Geografía y Estadística (IBGE), *Sistema de Contas Nacionais – Brasil 2004/2008*, Río de Janeiro, CD-Rom, 2010; *Estatísticas do século XX*, Río de Janeiro, CD-Rom, 2003; y *Estatísticas históricas do Brasil: séries econômicas, demográficas e sociais de 1550 a 1988*, Río de Janeiro, Fundação Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, 1990; A. Heston, R. Summers y B. Aten, “Penn World Table Version 6.2”, Center for International Comparisons of Production, Income and Prices, 2006 [en línea] <http://pwt.econ.upenn.edu>; A. Marquetti, “Estimativa do estoque de riqueza tangível no Brasil, 1950-1998”, *Nova Economia*, vol. 10, N° 2, Belo Horizonte, Universidad Federal de Minas Gerais, 2000.

capitalista, cuando la economía brasileña se expandió a una tasa superior al 7% anual. Durante ese período, el crecimiento económico fue liderado por el sector industrial a través del proceso de industrialización mediante sustitución de importaciones. La participación de la industria en el PIB a costo de factores pasó del 25% en 1952 al 43,3% en 1975.

Durante la segunda fase, entre 1975 y 1991, la productividad del trabajo creció un 0,71% anual y la caída de la productividad del capital fue de un 2,99% anual. El Brasil sufrió las consecuencias del fin de la “edad de oro” y del declive de la productividad observado en varios países desarrollados en las décadas de 1970 y 1980 del siglo pasado. El ritmo de crecimiento económico se mantuvo elevado entre 1975 y 1980, debido al segundo Plan Nacional de Desarrollo (II PND). Este plan era una respuesta a la crisis internacional y tenía como objetivo estimular la producción de insumos básicos, bienes de capital y energía. La incapacidad del II PND para mantener el dinamismo del progreso técnico en la economía brasileña está en el origen de la crisis del modelo de industrialización mediante sustitución de importaciones. En la década de 1980, la tasa de crecimiento se redujo a un 2% anual. La participación de la industria en el PIB a costo de factores, después de alcanzar un máximo en 1985, se redujo al 36,6% en 1991. Durante esta fase, se inició el proceso de des-industrialización de la economía brasileña.

Finalmente, durante la tercera fase, que comenzó en 1991 y terminó en 2008, las productividades del trabajo y del capital crecieron de forma anual un 0,75% y un 0,55%, respectivamente. Se produjo un significativo cambio de la trayectoria de la productividad del capital, que pasó a aumentar como consecuencia de la adopción de las nuevas TIC. Esta fase representa un nuevo patrón de progreso técnico, denominado de cambio técnico ahorrador de insumos, en que el crecimiento de la productividad del trabajo es superior al de la productividad del capital y se produce un aumento de la relación capital-trabajo.

Al final de los años ochenta y al comienzo de los años noventa, la industrialización mediante sustitución de importaciones fue reemplazada por un nuevo modelo, acorde con el consenso de Washington (Williamson, 1992). Entre las reformas realizadas, cabe mencionar la adopción de una nueva forma de integración internacional, mediante la liberalización comercial y financiera y el inicio del proceso de privatizaciones. Como consecuencia, el Brasil comenzó a recibir un nuevo flujo de recursos externos, que permitieron lanzar el Plan Real en 1994.

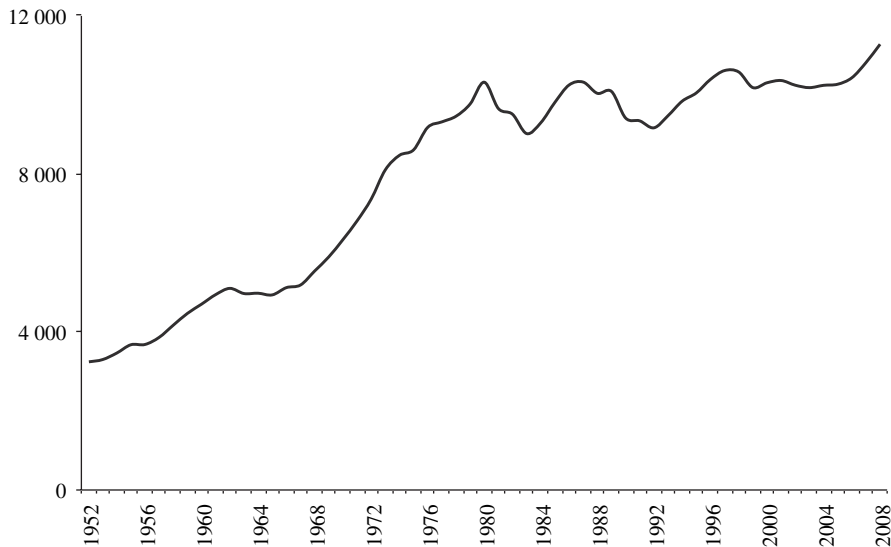
El Plan Real vinculó el real con el dólar y tuvo gran éxito en la reducción de la tasa de inflación, que pasó del 1,996% en 1993 al 8,3% en 1997, en valores medidos según el deflactor del PIB. En el período comprendido entre 1991 y 2003, la economía brasileña creció un 2,7% anual y un 4,5% anual entre 2003 y 2008. A su vez, el porcentaje de la industria en el PIB a precios básicos se redujo a un 27,9%.

Las tres fases del dinamismo del progreso técnico también pueden observarse en el gráfico 7, en que se presenta la evolución de la productividad del trabajo en la economía brasileña entre 1952 y 2008. En el gráfico 7 se muestra un rápido crecimiento de la productividad del trabajo hasta mediados de los años setenta, seguido por un estancamiento hasta llegar a los años noventa, cuando la productividad laboral volvió a aumentar, aunque a tasas inferiores a las de la primera fase. Después de 2004, con un mayor crecimiento económico, hubo una rápida expansión de la productividad del trabajo, si bien se necesitan más datos para determinar en qué medida esa aceleración se debió a una nueva fase de dinamismo del progreso técnico o al ciclo económico.

En los resultados sobre la evolución del progreso técnico en la economía brasileña conviene resaltar dos aspectos significativos. En primer lugar, hay una correspondencia entre las diferentes fases del progreso técnico y el desempeño de la economía del Brasil. El patrón de progreso técnico sesgado en el sentido de Marx se produjo durante la industrialización mediante la sustitución de importaciones. En la literatura se señala que ese es el patrón típico en los países atrasados que fueron capaces de acercarse a los países líderes (Foley y Michl, 1999; Marquetti, 2003). En segundo lugar, las dos últimas fases del progreso técnico de la economía brasileña fueron similares a las observadas en los Estados Unidos de América (Duménil y Lévy, 2010). El cambio técnico se debe a un proceso histórico en el que un país puede inventar nuevos métodos de producción o beneficiarse de la transferencia de técnicas desarrolladas en otros países. Generalmente, los países de industrialización tardía adoptan las técnicas desarrolladas en el país central. Las nuevas técnicas no son un bien público y, por lo tanto, suponen un costo de adquisición y tardan en ser implementadas en los países menos desarrollados. Además, requieren el acceso a máquinas y equipos, educación de la fuerza de trabajo y un período de aprendizaje por parte de las compañías y los trabajadores. Sin embargo, utilizar técnicas desarrolladas en el país líder es relativamente más fácil y rápido que descubrir nuevas técnicas.

GRÁFICO 7

Brasil: productividad del trabajo, 1952-2008
(En reales de 1995)



Fuente: Instituto Brasileño de Geografía y Estadística (IBGE), *Sistema de Contas Nacionais – Brasil 2004/2008*, Río de Janeiro, CD-Rom, 2010; *Estatísticas do século XX*, Río de Janeiro, CD-Rom, 2003; y *Estatísticas históricas do Brasil: séries econômicas, demográficas e sociais de 1550 a 1988*, Río de Janeiro, Fundação Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, 1990; A. Heston, R. Summers y B. Aten, “Penn World Table Version 6.2”, Center for International Comparisons of Production, Income and Prices, 2006 [en línea] <http://pwt.econ.upenn.edu>; A. Marquetti, “Estimativa do estoque de riqueza tangível no Brasil, 1950-1998”, *Nova Economia*, vol. 10, N° 2, Belo Horizonte, Universidad Federal de Minas Gerais, 2000.

IV

Rentabilidad, distribución y progreso técnico

Según un enfoque marxista clásico, la búsqueda de ganancias constituye el principal impulso del progreso técnico. De acuerdo con este enfoque, los capitalistas individuales adoptan cambios técnicos que reducen los costos de producción, manteniendo los precios y los salarios reales existentes, a fin de obtener una tasa de ganancia por sobre el promedio al vender sus productos a precios determinados por competidores con menor eficiencia técnica. Sin embargo, es la disputa entre el capital y el trabajo con respecto a la distribución del valor agregado la que determina la forma que tomará el progreso técnico en la sociedad capitalista. La mecanización sustituye el trabajo humano por las máquinas y equipos en el proceso productivo, aumentando la productividad laboral. Okishio (1961) demostró que, si el salario real permanece constante, la tasa de ganancia tiende a acrecentarse aunque el progreso técnico tome la forma de progreso sesgado en el sentido de Marx.

La tasa de ganancia se mide por la relación entre el total de las ganancias generadas en un período y el capital fijo adelantado en el proceso productivo. Conviene recordar que solo una parte del total de las ganancias es apropiada por los capitalistas. Otras partes de la plusvalía son apropiadas por los trabajadores no productivos, por el Estado y por la transferencia internacional de valor. Duménil y Lévy (1993) analizan las distintas formas de calcular la tasa de ganancia.

En el presente estudio, la tasa de ganancia se ha calculado de la siguiente manera:

$$v = Z / K = (Z / X) / (K / X) = \pi p = (1 - w / x) p$$

donde π es la parte correspondiente a las ganancias, p es la productividad del capital, w es el salario medio real y x es la productividad del trabajo. El salario medio real se deflacta según el deflactor del PIB y representa el costo

del trabajador desde el punto de vista del capitalista. La evolución de la tasa de ganancia depende de dos factores: la distribución funcional de los ingresos y la productividad del capital. A su vez, la distribución funcional de los ingresos está determinada por la evolución del salario medio real en relación con la productividad del trabajo. La parte correspondiente a las ganancias aumenta y, por lo tanto, también lo hace la tasa de ganancia cuando el crecimiento de la productividad del trabajo es superior al incremento del salario medio.

En el gráfico 8 se observa la evolución en la economía brasileña de la tasa neta de ganancia medida a precios corrientes y a precios constantes de 1995, durante el período estudiado. Se advierte una tendencia a la baja de ambas medidas entre 1952 y el comienzo de la década de 1990, cuando se produjo un leve aumento de la rentabilidad. El período 1952-1990 puede dividirse en dos etapas. En la primera, entre 1952 y 1973, se produjo un rápido proceso de industrialización en los años cincuenta, seguido de disputas políticas al comienzo de los años sesenta que culminaron en el golpe militar de 1964. Los cambios políticos y económicos ocurridos con la dictadura militar explican en parte el incremento de la tasa de ganancia desde mediados de los años sesenta

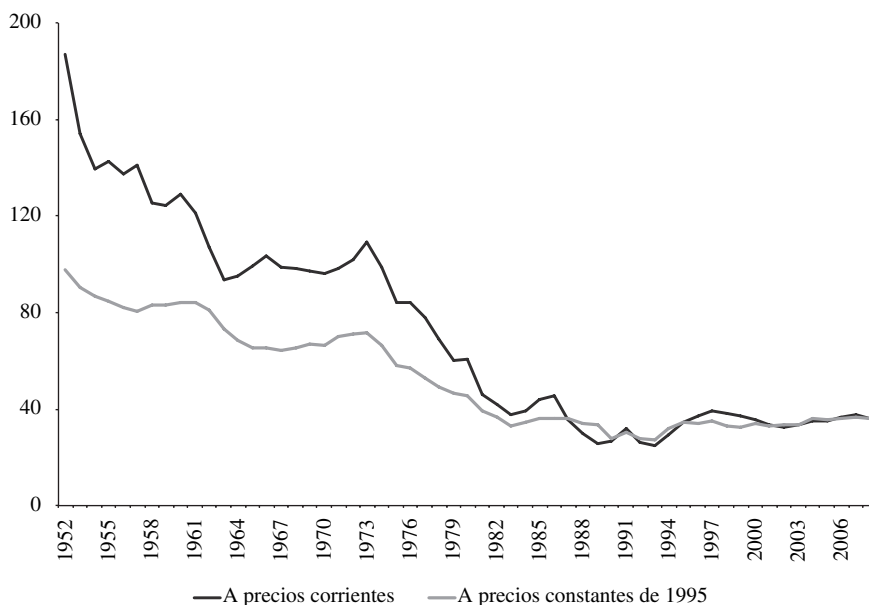
hasta 1973. En la segunda etapa, de 1973 a 1990, dicha tasa decreció fuertemente y la caída de la rentabilidad fue uno de los factores determinantes de la crisis estructural de la economía brasileña. Este período se caracterizó por el segundo Plan Nacional de Desarrollo, con una rápida acumulación de capital y de deuda externa, que culminó en la crisis de la deuda, la elevada inflación y las bajas tasas de crecimiento de la década de 1980.

Entre 1990 y 2008, tuvo lugar un ligero incremento de la tasa de ganancia. Esa fase corresponde al período de neoliberalismo de la economía brasileña entre 1990 y 2003, seguido por un período en que se combinaron unas condiciones internacionales favorables para el país con la recuperación del papel del Estado en la formulación y ejecución de políticas de desarrollo entre 2003 y 2008.

Los cambios de la tasa de ganancia se explican por las modificaciones en la distribución funcional de los ingresos o en la productividad del capital. En el gráfico 9.A se constata que la parte correspondiente a las ganancias se mantuvo relativamente estable a lo largo del período estudiado, con un promedio del 57,8% del PIB. La distribución funcional de los ingresos favoreció a los trabajadores en los períodos de mayor agitación política, como el final de la década de 1950 y el inicio de

GRÁFICO 8

Brasil: tasa neta de ganancia, 1952-2008
(En porcentajes)



Fuente: Instituto Brasileño de Geografía y Estadística (IBGE), *Sistema de Contas Nacionais – Brasil 2004/2008*, Río de Janeiro, CD-Rom, 2010; *Estatísticas do século XX*, Río de Janeiro, CD-Rom, 2003; y *Estatísticas históricas do Brasil: séries econômicas, demográficas e sociais de 1550 a 1988*, Río de Janeiro, Fundação Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, 1990; A. Marquetti, “Estimativa do estoque de riqueza tangível no Brasil, 1950-1998”, *Nova Economia*, vol. 10, N° 2, Belo Horizonte, Universidad Federal de Minas Gerais, 2000.

los años sesenta, así como durante la apertura política de la segunda mitad de los años setenta y el comienzo de los años ochenta y los años de mayor inflación, sobre todo el final de la década de 1980 y el inicio de la de 1990.

Por otra parte, se produjo una disminución de los salarios después de la dictadura militar en 1964, hasta el llamado milagro brasileño (1968-1973). Con posterioridad a 1993, cuando la participación correspondiente a las ganancias alcanzó el mínimo del 50,5% del PIB, tuvo lugar un rápido aumento de la participación de las ganancias en la renta nacional, que alcanzó su máximo del 60,7% en 2004. Este cambio se relaciona aparentemente con el efecto de las reformas neoliberales y las políticas macroeconómicas relativas al empleo y a los salarios, que reforzaron el poder político de la clase capitalista. En el gráfico 9.B se revela que el salario medio real evolucionó de acuerdo con la productividad del trabajo, excepto durante el período 1991-2004.

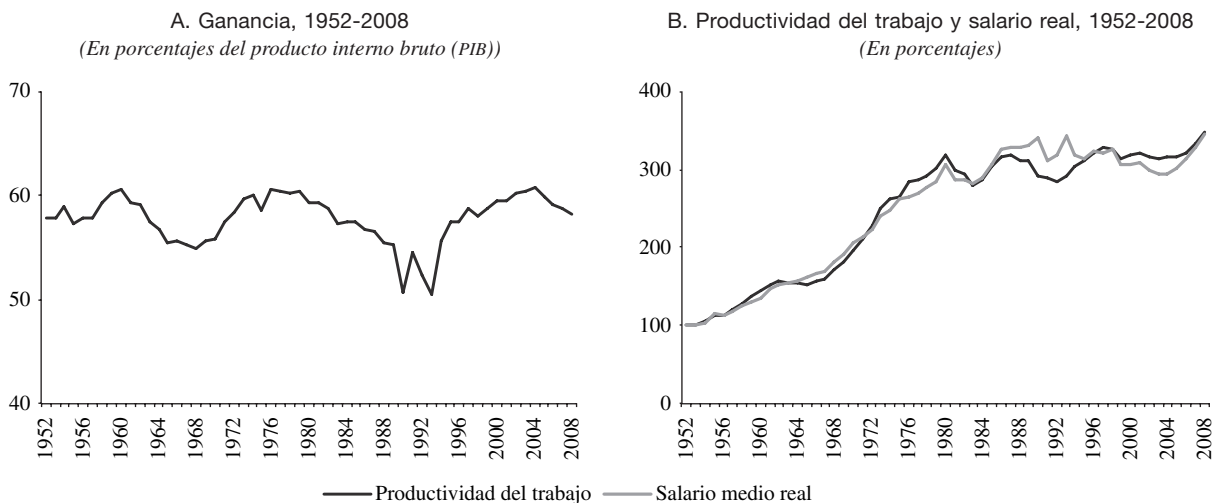
En el gráfico 10 se presenta la evolución de la productividad del capital, medida a precios constantes de 1995 y a precios corrientes. De modo similar a lo observado con respecto a la tasa de ganancia, hubo tres fases en el progreso de la productividad del capital: una fase de leve declive de 1952 a 1973, seguida de

una rápida caída entre 1973 y 1990 y de un aumento moderado entre 1990 y 2008. Sin embargo, la magnitud de la productividad del capital en 2008 era similar a la existente al comienzo de los años ochenta. La tercera fase representa un cambio a largo plazo en la evolución de la productividad del capital en el Brasil, que podría reflejar la adopción de innovaciones vinculadas a las TIC. Se observa que la evolución a largo plazo de la tasa de ganancia está principalmente determinada por la evolución de la productividad del capital, que es un factor tecnológico.

La diferencia entre la tasa neta de ganancias medida a precios corrientes y a precios constantes se debe al crecimiento del deflactor de precios de los bienes de inversión en relación con el deflactor de precios del PIB, que se muestra en el gráfico 11. Durante los años cincuenta y el inicio de los años sesenta se produjo un incremento de este índice, seguido por un período de estabilidad hasta fines de la década de 1970, cuando volvieron a aumentar los precios relativos de los bienes de capital, que alcanzaron su valor máximo a fines de los años ochenta. Al comienzo de la década de 1990, el precio relativo de los bienes de capital en la economía brasileña alcanzó una estabilidad que perduró hasta 2008.

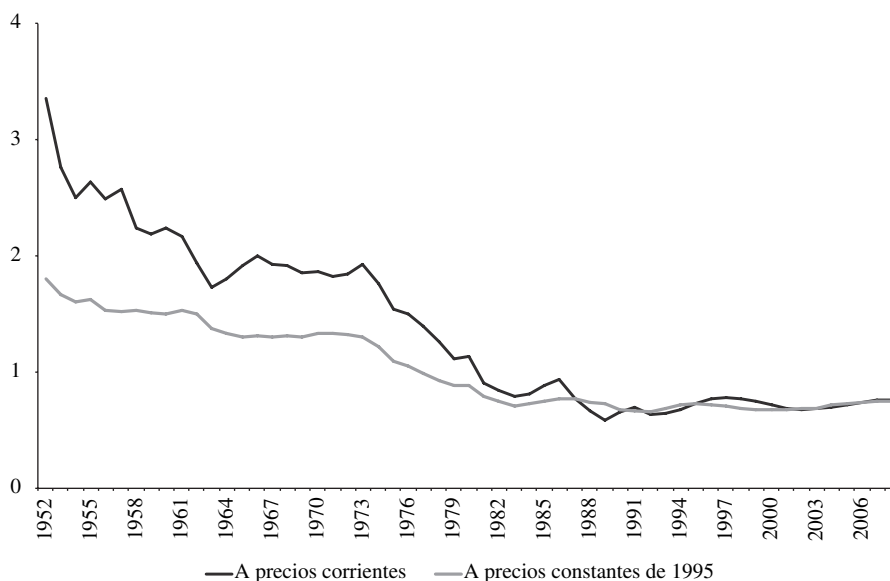
GRÁFICO 9

Brasil: ganancia y evolución de la productividad del trabajo y del salario real, 1952-2008



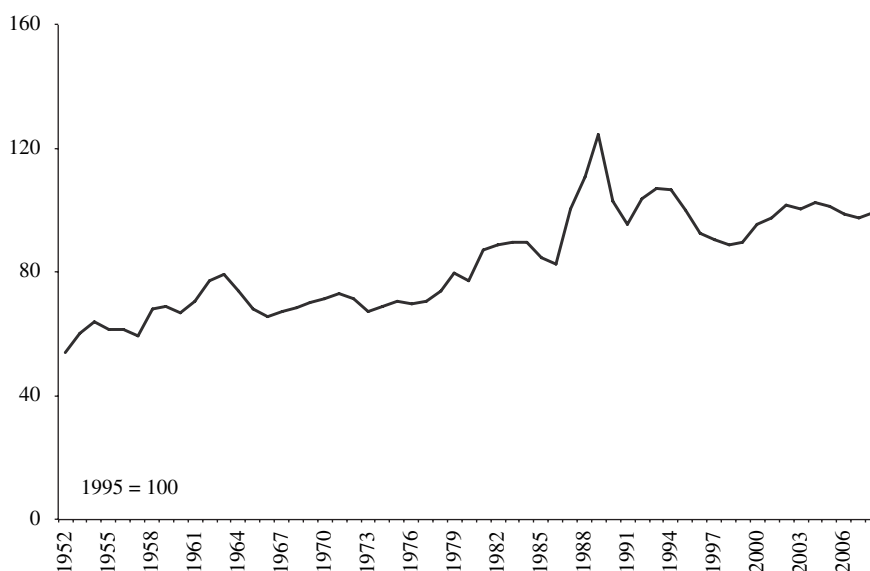
Fuente: Instituto Brasileño de Geografía y Estadística (IBGE), *Sistema de Contas Nacionais – Brasil 2004/2008*, Río de Janeiro, CD-Rom, 2010; *Estatísticas do século XX*, Río de Janeiro, CD-Rom, 2003; y *Estatísticas históricas do Brasil: séries econômicas, demográficas e sociais de 1550 a 1988*, Río de Janeiro, Fundação Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, 1990; A. Heston, R. Summers y B. Aten, “Penn World Table Version 6.2”, Center for International Comparisons of Production, Income and Prices, 2006 [en línea] <http://pwt.econ.upenn.edu.br>.

GRÁFICO 10

Brasil: productividad del capital, 1952-2008

Fuente: Instituto Brasileño de Geografía y Estadística (IBGE), *Sistema de Contas Nacionais – Brasil 2004/2008*, Río de Janeiro, CD-Rom, 2010; *Estatísticas do século XX*, Río de Janeiro, CD-Rom, 2003; y *Estatísticas históricas do Brasil: séries econômicas, demográficas e sociais de 1550 a 1988*, Río de Janeiro, Fundação Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, 1990; A. Marquetti, “Estimativa do estoque de riqueza tangível no Brasil, 1950-1998”, *Nova Economia*, vol. 10, N° 2, Belo Horizonte, Universidad Federal de Minas Gerais, 2000.

GRÁFICO 11

Brasil: precio de los bienes de capital en relación con el deflactor del PIB, 1952-2008
(En porcentajes)

Fuente: Instituto Brasileño de Geografía y Estadística (IBGE), *Sistema de Contas Nacionais – Brasil 2004/2008*, Río de Janeiro, CD-Rom, 2010; *Estatísticas do século XX*, Río de Janeiro, CD-Rom, 2003; y *Estatísticas históricas do Brasil: séries econômicas, demográficas e sociais de 1550 a 1988*, Río de Janeiro, Fundação Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, 1990; A. Marquetti, “Estimativa do estoque de riqueza tangível no Brasil, 1950-1998”, *Nova Economia*, vol. 10, N° 2, Belo Horizonte, Universidad Federal de Minas Gerais, 2000.

V

Acumulación de capital y progreso técnico

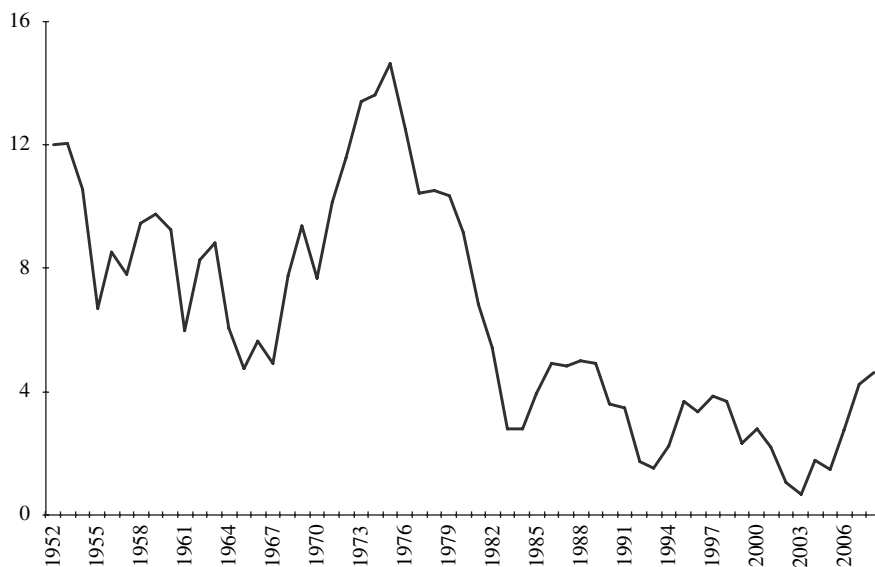
La acumulación de capital mide la velocidad con que el país engrosa su masa de capital productivo, que está compuesta por edificaciones no residenciales, máquinas y equipos. Por lo tanto, mientras haya disponibilidad de mano de obra, la acumulación de capital mide la velocidad con que se expande la capacidad del país de producir riquezas. La tasa neta de acumulación de capital está determinada por la tasa de ganancia y por la tasa de inversión. Si el patrón de progreso técnico es sesgado en el sentido de Marx, la tendencia de la tasa de acumulación debería ser a la baja, en consonancia con el declive de la tasa de ganancia.

En el gráfico 12 se presenta la tasa de acumulación de capital de la economía brasileña entre 1952 y 2008. Se observan tres aspectos significativos con respecto a la acumulación de capital en el Brasil. En primer lugar, se pueden diferenciar cinco ciclos en el período estudiado, a saber: 1955-1965 con un máximo en 1959; 1965-1983 con un máximo en 1975; 1983-1993 con un máximo en 1986; 1993-2003 con un máximo en 1997 y, finalmente,

el ciclo actual, que se inició en 2003. En segundo lugar, la tasa neta de acumulación ha experimentado una tendencia a la baja similar a la observada en la tasa neta de ganancia, como consecuencia del patrón de progreso técnico sesgado en el sentido de Marx. Los máximos, con la excepción del correspondiente a 1975, y los valles de los ciclos se producen en valores inferiores a los de los máximos y valles precedentes. En tercer lugar, se pueden diferenciar dos períodos muy distintos en la tasa de acumulación de capital en el Brasil. Entre 1952 y el final de los años setenta, el crecimiento económico fue liderado por el sector industrial, a través de un modelo de industrialización mediante sustitución de importaciones. Durante ese período tuvo lugar un proceso de mecanización de la economía brasileña. En la segunda mitad de los años setenta y a comienzos de los años ochenta se produjo una acentuada caída de la tasa de ganancia, que marcó la transición entre la etapa con una alta tasa de acumulación de capital en la economía del Brasil y la etapa con una tasa más moderada. Desde

GRÁFICO 12

Brasil: tasa neta de acumulación de capital, 1952-2008
(En porcentajes)



Fuente: Instituto Brasileño de Geografía y Estadística (IBGE), *Sistema de Contas Nacionais – Brasil 2004/2008*, Río de Janeiro, CD-Rom, 2010; *Estatísticas do século XX*, Río de Janeiro, CD-Rom, 2003; y *Estatísticas históricas do Brasil: séries econômicas, demográficas e sociais de 1550 a 1988*, Río de Janeiro, Fundação Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, 1990; A. Marquetti, “Estimativa do estoque de riqueza tangível no Brasil, 1950-1998”, *Nova Economia*, vol. 10, N° 2, Belo Horizonte, Universidad Federal de Minas Gerais, 2000.

comienzos de los años ochenta hasta el inicio de los años noventa, la baja tasa de acumulación obedeció a la combinación de una escasa rentabilidad y la crisis de la deuda externa. Desde inicios de la década de 1990 hasta 2003, en el Brasil se adoptó el modelo neoliberal, pero —a pesar del aumento de la rentabilidad— se observó una exigua tasa de acumulación, debido a la caída de la tasa de inversión.

En el gráfico 13 se aprecia la evolución de la tasa de acumulación de capital y de la tasa neta de ganancia entre 1952 y 2008. La tendencia a la baja de la tasa de acumulación fue similar a la observada en la tasa neta de ganancia, lo que indica que existe una relación a largo plazo entre esas dos variables. La disminución de la rentabilidad provocada por el declive de la productividad del capital fue uno de los factores responsables de la caída de la tasa de acumulación en la economía brasileña. Como se ha indicado anteriormente, se trata de las tendencias a largo plazo en el patrón de progreso técnico sesgado en el sentido de Marx.

La evolución de la tasa de acumulación de capital y de la tasa neta de inversión se muestra en el gráfico 14. Los cambios cíclicos de la tasa de acumulación de capital se ven marcadamente influidos por la tasa neta de inversión. El Plan de Metas, que supuso a partir de 1956 un gran incremento de las inversiones liderado

por el sector público y las empresas estatales y con alta participación de capitales externos, dio lugar a una rápida expansión de las inversiones hasta el final de la década.

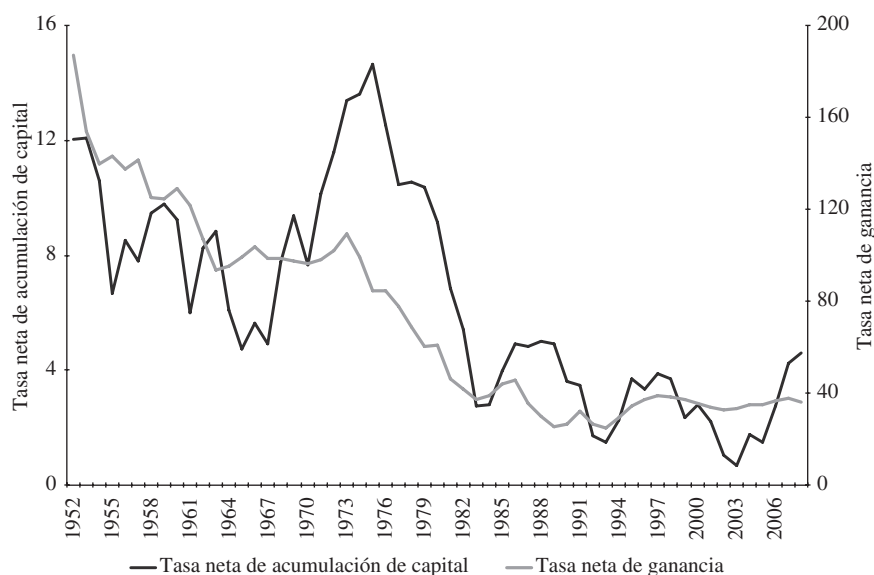
El inicio de los años sesenta fue un período de gran agitación política, que culminó con el golpe militar de 1964. Después de una serie de cambios institucionales, se produjo una recuperación de las inversiones a fines de los años sesenta. La tasa neta de acumulación experimentó un robusto crecimiento durante el llamado milagro económico brasileño, entre 1968 y 1973, y superó el 12% anual entre 1974 y 1976. Conviene resaltar que la tasa de inversión alcanzó su máximo histórico durante el II PND, un período de acentuada caída de la rentabilidad. El elevado nivel de inversiones se debió al liderazgo del sector estatal en el proceso, que fue financiado mediante el endeudamiento externo.

Los años ochenta se caracterizaron por el declive de la tasa neta de inversión, que continuó durante los años noventa y el inicio de la década de 2000. Esta tasa alcanzó su mínimo en 2003 y después volvió a crecer.

La reducción de la tasa de acumulación en la economía brasileña en 1975 se explica por la pronunciada caída de la tasa de ganancia que se produjo después de 1973. En los años ochenta, la tasa de acumulación también comenzó a sufrir los efectos negativos de la reducción

GRÁFICO 13

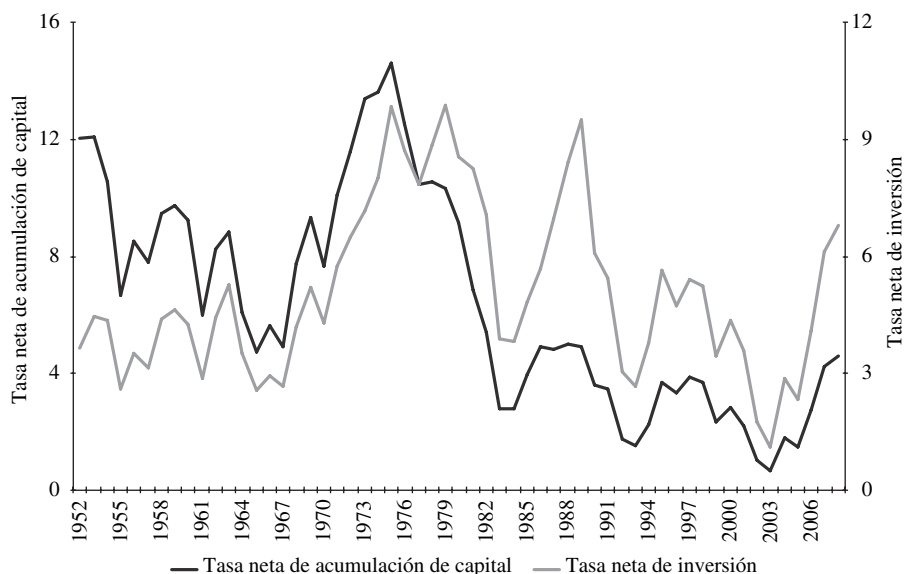
Brasil: tasa neta de acumulación de capital y tasa neta de ganancia, 1952-2008
(En porcentajes)



Fuente: Instituto Brasileño de Geografía y Estadística (IBGE), *Sistema de Contas Nacionais – Brasil 2004/2008*, Río de Janeiro, CD-Rom, 2010; *Estatísticas do século XX*, Río de Janeiro, CD-Rom, 2003; y *Estatísticas históricas do Brasil: séries econômicas, demográficas e sociais de 1550 a 1988*, Río de Janeiro, Fundação Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, 1990; A. Marquetti, “Estimativa do estoque de riqueza tangível no Brasil, 1950-1998”, *Nova Economia*, vol. 10, N° 2, Belo Horizonte, Universidad Federal de Minas Gerais, 2000.

GRÁFICO 14

Brasil: tasa neta de acumulación de capital y tasa neta de inversión, 1952-2008
(En porcentajes)



Fuente: Instituto Brasileño de Geografía y Estadística (IBGE), *Sistema de Contas Nacionais – Brasil 2004/2008*, Río de Janeiro, CD-Rom, 2010; *Estatísticas do século XX*, Río de Janeiro, CD-Rom, 2003; y *Estatísticas históricas do Brasil: séries econômicas, demográficas e sociais de 1550 a 1988*, Río de Janeiro, Fundação Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, 1990; A. Marquetti, “Estimativa do estoque de riqueza tangível no Brasil, 1950-1998”, *Nova Economia*, vol. 10, N° 2, Belo Horizonte, Universidad Federal de Minas Gerais, 2000.

de la tasa de inversión. La estrategia adoptada con el II PND provocó el incremento de la deuda externa y, por lo tanto, agudizó la fragilidad financiera del país. Los efectos de la segunda crisis del petróleo y, principalmente, del aumento de las tasas de interés en el mercado internacional fueron muy perjudiciales para la economía brasileña. La capacidad de generar riqueza, medida por la tasa de crecimiento de la productividad del trabajo y necesaria para hacer frente a los futuros pagos, apenas se acrecentó en relación con el incremento de la deuda externa y de la probabilidad de que se produjeran choques externos negativos. El servicio de dicha deuda significó una transferencia enorme de recursos al extranjero en los años ochenta y provocó el decrecimiento de la tasa neta de inversión.

Por otra parte, el abultamiento de la deuda interna, de la tasa real de interés en el mercado interno y de la tasa de inflación vinculada al mecanismo de indexación involucró una transferencia de recursos del sector productivo al sector financiero. Estos factores, junto con la caída de la tasa de ganancia, explican la reducción de la tasa de acumulación observada en la economía brasileña desde finales de los años setenta. El origen de la crisis económica brasileña radica en la disminución del dinamismo del progreso técnico a mediados de la década de 1970. La merma de la tasa neta de inversión a partir

de finales de los años setenta agravó la situación, que ya tendía a producir un declive de la tasa de acumulación.

En este estudio se refrenda el análisis de las causas de la inflación brasileña a finales de los años setenta y comienzo de la década de 1980 que realizó Celso Furtado en 1983. Según este autor:

[...] la raíz de la inflación brasileña está en la reducción de la productividad del sistema económico [...] La productividad de las inversiones ha sido tradicionalmente muy alta entre nosotros. Para obtener el aumento de un uno por ciento del Producto Interno, solo se necesitaba invertir un dos por ciento de ese mismo producto [...] Lo que se observa actualmente es una formidable disminución de la productividad. Para lograr un incremento del uno por ciento del producto, se necesita invertir entre el cuatro y el seis por ciento de este [...] la causa principal está en la desarticulación de las inversiones públicas y de las inversiones privadas inducidas por ellas. (Furtado, 1983, págs. 21-22).

Es interesante observar que, a lo largo de los años noventa, se mantuvo la tendencia a la baja de la tasa de acumulación de capital y de la tasa neta de inversión, a pesar del aumento de la rentabilidad. Los años ochenta, la llamada década perdida, constituyeron un período de crisis y de transición del modelo de industrialización

mediante sustitución de importaciones al modelo neoliberal. El neoliberalismo representó la adopción de un modelo de crecimiento “amigable con el mercado”, en el que se redujo el papel del Estado en la economía, se privatizaron empresas estatales, se flexibilizaron los mercados de capitales y del trabajo y se produjo una mayor integración internacional. Los que propusieron este modelo consideraban que, mediante las reformas neoliberales, el Brasil se beneficiaría del proceso de globalización y recibiría un nuevo flujo de inversiones internacionales, que incrementaría la acumulación de capital y la productividad de la economía (Franco, 1998).

A partir de 1990, la economía brasileña pasó por una serie de reformas neoliberales. Entre ellas, se encontraban la adopción de una nueva forma de integración internacional mediante la liberalización comercial y financiera (Cysne, 1998) y el programa de privatizaciones, con la venta de las empresas de los sectores petroquímico y de minerales metálicos. La renegociación de la deuda externa en el contexto del Plan Brady permitió que el Brasil volviera al mercado financiero internacional y acumulase reservas suficientes para el lanzamiento del Plan Real en 1994. El Plan comprendía dos partes: una política macroeconómica para controlar la inflación y un programa de reformas neoliberales para estimular el crecimiento.

La alta tasa de interés y el regreso del Brasil al mercado internacional de capitales permitieron que tuviera lugar una apreciación del tipo de cambio y se redujera la tasa de inflación a valores inferiores a un dígito. Después de 1994, comenzaron las privatizaciones de los servicios públicos, con la venta de las empresas de telecomunicaciones, eléctricas y bancarias.

Uno de los principales problemas del Plan Real fue el aumento de la fragilidad financiera externa de la economía brasileña, que —asociada a la volatilidad de los capitales internacionales— provocó la depreciación del real a comienzos de 1999. La crisis brasileña fue precedida por una serie de crisis internacionales que

habían comenzado con la crisis de México en 1994, seguida por la crisis asiática en 1997 y la crisis de la Federación de Rusia en 1998. Las autoridades económicas del país respondieron a la crisis adoptando una política en que se combinaban una meta para la inflación, un superávit fiscal primario y un tipo de cambio fluctuante. La política monetaria desempeñó un papel fundamental para controlar el tipo de cambio a través de una elevada tasa de interés capaz de atraer capitales internacionales y, de ese modo, mantener la tasa de inflación en valores próximos a los deseados.

Con el Plan Real, el Brasil adoptó plenamente la agenda neoliberal. Aunque las políticas tuvieron éxito en reducir la inflación, fueron incapaces de devolver el dinamismo a la economía brasileña. Hubo una tasa neta de acumulación muy baja, a pesar del cambio del patrón de progreso técnico de la economía brasileña, lo que dio lugar a una limitada recuperación de la rentabilidad. La tasa neta de inversión, después de una recuperación entre 1993 y 1997, volvió a caer y alcanzó el valor mínimo de la serie en 2003.

A partir de 2004, se produjo una recuperación de la tasa neta de inversión y de la tasa de acumulación. La cuestión fundamental es si la recuperación representó un cambio cíclico o una ruptura con el período de bajo crecimiento de la economía brasileña entre 1980 y 2003. Inicialmente, el país se benefició del aumento de las exportaciones gracias a la expansión de las ventas internacionales de productos básicos a China y la India. Sin embargo, en un segundo momento, hubo una pronunciada expansión de las inversiones gracias al Programa de Aceleración del Crecimiento (PAC). El PAC es un programa cuyo objetivo principal es estimular el crecimiento económico del país y que prevé que el Estado actúe como promotor e inductor de las inversiones del sector público, las empresas estatales y las empresas privadas. La tasa neta de inversión y la tasa de acumulación de capital en 2007 y 2008 fueron las mayores desde 1990.

VI

Consideraciones finales

El análisis del progreso técnico en la economía brasileña reveló que el patrón sesgado en el sentido de Marx, ahorrador de trabajo y consumidor de capital, fue predominante en el período comprendido entre 1952

y 2008. Como la distribución funcional del ingreso fue relativamente estable, se produjo una caída de la tasa de ganancia en la economía del Brasil en el período estudiado.

Sin embargo, ese patrón no estuvo presente de manera uniforme en los años estudiados. Se pueden distinguir tres fases de progreso técnico, a saber: 1952-1975; 1975-1991, y 1991-2008. La primera fase corresponde al auge de la estrategia de industrialización mediante sustitución de importaciones, con un rápido crecimiento de la economía brasileña, un aumento anual de la productividad del trabajo del 4,45% y una reducción anual de la productividad del capital del 1,93%. Durante la segunda fase, marcada por la crisis y el fin del proceso de sustitución de importaciones, se produjo una aguda caída de la tasa de ganancia y de la acumulación de capital. La productividad del trabajo solo aumentó un 0,71% anual y la productividad del capital disminuyó un 3% anual. Finalmente, la tercera fase supuso un nuevo patrón de progreso técnico, sobre todo en lo referente al incremento de la productividad del capital. La productividad laboral creció un 0,75% anual y la del capital registró un incremento del 0,55% anual.

La crisis brasileña a partir de mediados de la década de 1970 reprodujo una situación que ya se había verificado en las economías desarrolladas y que conllevó un pronunciado declive de la productividad del capital y el estancamiento de la productividad del trabajo en esos

países. La caída de la tasa de ganancia en la economía brasileña a partir de 1973 dio lugar al decrecimiento de la tasa de acumulación de capital y, por lo tanto, de la capacidad de la economía del Brasil para lograr aumentos significativos de la productividad del trabajo. La crisis de la deuda en los años ochenta agravó el menoscabo de la tasa de acumulación y la escasa capacidad de crecimiento de la economía brasileña. A partir de finales de la década de 1970, se produjo también una acentuada caída de la tasa neta de inversión.

Durante los años noventa, el crecimiento de la economía brasileña fue moderado, a pesar de las posibilidades que suponían el mayor dinamismo del progreso técnico —asociado a las nuevas TIC— y el incremento de la tasa de ganancia. Este aumento debería haber estado acompañado de un acrecentamiento de la inversión, pero no fue así. La inversión no se expandió de forma consistente hasta la implementación del PAC. La productividad del trabajo creció un 2% anual y la del capital un 1,9% anual entre 2003 y 2008. Cuando las condiciones relativas a la oferta son adecuadas, las políticas de inspiración keynesiana pueden estimular un mayor crecimiento económico y un incremento de la productividad.

ANEXO

Banco de datos y metodología

En este apéndice se presentan las fuentes de información y el procedimiento utilizado para formar el banco de datos empleado en este artículo. El principal problema para desarrollar trabajos empíricos sobre la economía brasileña a largo plazo es organizar la información de manera consistente. En el Brasil, las cuentas nacionales se comenzaron a publicar en 1947. La última gran modificación metodológica del Sistema de Cuentas Nacionales tuvo lugar con la publicación del *Sistema de Contas Nacionais – Brasil, Referência 2000*. Los cambios se realizaron para aproximarse a las recomendaciones del Sistema de Cuentas Nacionales 1993. En el futuro, deberá producirse una nueva modificación para que las cuentas nacionales del país se adapten al Sistema de Cuentas Nacionales 2008.

Los datos del PIB real y del deflactor del PIB se obtuvieron de IBGE (1990) y de IBGE (2003) para el período 1952-1985. En el caso del período 1995-2008, los datos se tomaron de IBGE (2010). Debido a las modificaciones metodológicas, el PIB de 1995 es un 8,84% mayor en IBGE (2010) que en IBGE (2003).

Los datos para el período 1986-1994 se calcularon utilizando las tasas de crecimiento del PIB real tomadas de IBGE (2003) y aumentándolas según una distribución de ese 8,84% a lo largo del período. Así, la fuente de datos para el PIB real de 1985 es IBGE (2003) y para 1995 es IBGE (2010). El ajuste de las diferencias entre las series se lleva a cabo a lo largo del período 1986-1994. Para las demás variables, se utilizó un procedimiento similar.

El número de trabajadores para la etapa comprendida entre 1995 y 2008 se calculó sobre la base de IBGE (2010). También se tomaron de IBGE (1990) los datos de los años censales. La información necesaria para completar los años sin datos se tomó de Heston, Summers y Aten (2006). Es necesario resaltar que en IBGE (2003) se presenta el número de trabajadores para los años comprendidos entre 1990 y 1995.

Los datos sobre los salarios y la remuneración de los trabajadores en el período 1995-2008 se obtuvieron de IBGE (2010) y, en el caso de los años censales, de IBGE (2010). El rendimiento mixto está dividido en dos

partes, una que se suma a los salarios y otra al excedente operacional. En cuanto a los años respecto de los cuales no hay información disponible, el salario mínimo se estimó utilizando la econometría.

La masa neta de capital fijo no residencial se estimó por medio del método de inventario perpetuo. La fuente de información sobre la formación bruta de capital fijo (FBCF) desde 1947 hasta 1985 es IBGE (2003) y respecto de la etapa entre 1995 y 2008 es IBGE (2010). Para conectar ambas series, se utilizó un procedimiento similar al del cálculo del PIB para los años comprendidos entre 1986 y 1994. En cuanto a los años anteriores a 1947, la fuente de datos es Marquetti (2000). El método de inventario perpetuo empleado en este trabajo es similar al usado por la Oficina de Análisis Económicos. La tasa

de depreciación se calcula como R/T , donde R es la tasa de reducción del valor del activo y T es el tiempo de vida del activo. Hay dos diferencias principales en relación con la metodología de la Oficina de Análisis Económicos. En primer lugar, se considera que R es igual a dos, de acuerdo con el método de depreciación decreciente doble. En segundo lugar, el activo se retira cuando alcanza su vida media. Debido a las enormes diferencias con respecto a la FBCF en máquinas y equipos y edificaciones no residenciales existentes entre IBGE (2003) e IBGE (2010), solo se considera un activo. La vida útil de ese activo es de 26 años. El consumo de capital fijo se mide como la suma de la masa neta de capital fijo y la FBCF al inicio del período, menos la masa neta de capital fijo al final del período.

Bibliografía

- Cysne, R. (1998), "Aspectos macro e microeconômicos das reformas brasileiras", *Ensaio Econômicos da EPGA*, N° 328, Río de Janeiro, Fundación Getulio Vargas.
- Duménil, G. y D. Lévy (2010), "The classical-Marxian evolutionary model of technical change: application to historical tendencies", *Handbook of Alternative Theories of Economic Growth*, M. Setterfield (ed.), Aldershot, Edward Elgar.
- _____. (2004), *Capital Resurgent. Roots of the Neoliberal Revolution*, Cambridge, Harvard University Press.
- _____. (2003), "Technology and distribution: historical trajectories a la Marx", *Journal of Economic Behavior & Organization*, vol. 52, N° 2, Amsterdam, Elsevier.
- _____. (1993), *The Economics of the Profit Rate: Competition, Crises, and Historical Tendencies in Capitalism*, Aldershot, Edward Elgar.
- Felipe, J., E. Laviña y E. Fan (2008), "The diverging patterns of profitability, investment and growth of China and India during 1980-2003", *World Development*, vol. 36, N° 5, Amsterdam, Elsevier.
- Ferretti, F. (2008), "Patterns of technical change: a geometrical analysis using the wage-profit rate schedule", *International Review of Applied Economics*, vol. 22, N° 5, Taylor & Francis.
- Foley, D. y A. Marquetti (1999), "Productivity, employment and growth in European integration", *Metroeconomica*, vol. 50, N° 3, Wiley.
- _____. (1997), "Economic growth from a classical perspective", *Money, Growth, Distribution and Structural Change: Contemporaneous Analysis*, J. Teixeira (ed.), Brasilia, Editora Universidade de Brasilia.
- Foley, D. y T. Michl (1999), *Growth and Distribution*, Cambridge, Harvard University Press.
- Franco, G. (1998), "A inserção externa e o desenvolvimento", *Revista de Economia Política*, vol. 18, N° 3, julio-septiembre.
- Furtado, C. (1983), *Não à recessão e ao desemprego*, Río de Janeiro, Paz e Terra.
- Heston, A., R. Summers y B. Aten (2006), "Penn World Table Version 6.2", Center for International Comparisons of Production, Income and Prices [en línea] <http://pwt.econ.upenn.edu>.
- IBGE (Instituto Brasileiro de Geografia y Estadística) (2010), *Sistema de Contas Nacionais – Brasil 2004/2008*, Río de Janeiro, CD-Rom.
- _____. (2003), *Estatísticas do século XX*, Río de Janeiro, CD-Rom.
- _____. (1990), *Estatísticas históricas do Brasil: séries econômicas, demográficas e sociais de 1550 a 1988*, Río de Janeiro, Fundação Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística.
- Loader, C. (1999), *Local Regression and Likelihood*, Nueva York, Springer-Verlag.
- Marquetti, A. (2003), "Analyzing historical and regional patterns of technical change from a classical-Marxian perspective", *Journal of Economic Behavior & Organization*, vol. 52, N° 2, Amsterdam, Elsevier.
- _____. (2002), "Progresso técnico, distribuição e crescimento na economia brasileira: 1955-1998", *Estudos econômicos*, vol. 32, N° 1, São Paulo, Universidad de São Paulo.
- _____. (2000), "Estimativa do estoque de riqueza tangível no Brasil, 1950-1998", *Nova Economia*, vol. 10, N° 2, Belo Horizonte, Universidad Federal de Minas Gerais.
- Okishio, N. (1961), "Technical change and the rate of profit", *Kobe University Economic Review*, vol. 7, Hyogo, Universidad de Kobe.
- Sraffa, P. (1960), *Production of Commodities by Means of Commodities*, Cambridge, Cambridge University Press.
- Williamson, J. (1992), "Reformas políticas na América Latina na década de 80", *Revista de Economia Política*, vol. 12, N° 45, São Paulo.

México: la combinación de las predicciones mensuales de inflación mediante encuestas

Pilar Poncela, Víctor M. Guerrero, Alejandro Islas, Julio Rodríguez y Rocío Sánchez-Mangas

RESUMEN

Se examinan las combinaciones de las predicciones o proyecciones inflacionarias en México mediante encuestas quincenales a expertos. La inflación de los precios al consumidor se mide dos veces cada mes empleando varios métodos de combinación. Se aconseja usar técnicas reductivas de la dimensión, comparables con diferentes métodos de referencia, incluida la predicción más sencilla basada en el promedio. La imputación de los valores faltantes de la base de datos se realiza mediante dos métodos diferentes, cuyos resultados son básicamente robustos a la elección del método. El análisis preliminar se basó en la estructura de datos de panel y mostró la posible utilidad de emplear técnicas de reducción de la dimensión para combinar las predicciones de los expertos. Las principales conclusiones son: las primeras proyecciones mensuales se combinan mejor mediante el primer componente principal de las predicciones disponibles; la mejor segunda se obtiene calculando la proyección mediana y es más precisa.

PALABRAS CLAVE

Inflación, proyecciones económicas, México

CLASIFICACIÓN JEL

E37, E53

AUTORES

Pilar Poncela es profesora titular del Departamento de Economía Cuantitativa de la Universidad Autónoma de Madrid, España. pilar.poncela@uam.es

Víctor M. Guerrero es profesor de tiempo completo en el Departamento Académico de Estadística del Instituto Tecnológico Autónomo de México (ITAM), México. guerrero@itam.mx

Alejandro Islas es profesor de tiempo completo en el Departamento Académico de Estadística del Instituto Tecnológico Autónomo de México (ITAM), México. aislas@itam.mx

Julio Rodríguez es profesor titular del Departamento de Economía Cuantitativa de la Universidad Autónoma de Madrid, España. jr.puerta@uam.es

Rocío Sánchez-Mangas es profesora titular del Departamento de Economía Cuantitativa de la Universidad Autónoma de Madrid, España. rocio.sanchez@uam.es

I

Introducción

Al decir de todos, con la política monetaria de México de los últimos 25 años se ha logrado alcanzar exitosamente la estabilidad de los precios: la tasa de inflación media disminuyó del 4,3% por mes en los años ochenta al 0,4% mensual en los primeros años del siglo XXI. Para asegurar la estabilidad de los precios, las autoridades mexicanas utilizaron diferentes instrumentos monetarios, que van desde el control del tipo de cambio o de la base monetaria al establecimiento de metas de inflación. A fines de la década de 1980, durante un período caracterizado por una marcada inestabilidad macroeconómica, las autoridades monetarias decidieron producir un índice de inflación quincenal. El objetivo de dicha periodicidad era difundir información más oportuna sobre las dinámicas de precios durante los períodos de volatilidad, de modo que los agentes económicos, públicos y privados, pudieran seguir de cerca la evolución de los precios en la economía para tomar decisiones que les permitieran optimizar el uso de sus recursos.

Las predicciones de inflación frecuentes son importantes, tanto para los operadores de mercado como para los institucionales. Por una parte, los operadores del mercado financiero tienden a renovar sus expectativas continuamente a medida que se divulga información actualizada, y a utilizar esa información para modificar sus estrategias de inversión. Por otra parte, de acuerdo con Woodford (2003), la revisión oportuna de las proyecciones macroeconómicas es fundamental para conducir la política monetaria sobre la base de las expectativas del mercado. La precisión y la oportunidad de las proyecciones de inflación a corto plazo pueden influir considerablemente en esas estrategias.

El objetivo de este trabajo consiste en producir una combinación eficaz de predicciones de inflación para México. El marco de las proyecciones se basa en las técnicas de reducción de la dimensión propuestas

por Poncela y otros (2011), que permiten obtener una única predicción de inflación más precisa en lugar de varias predicciones individuales. Se utilizan técnicas de reducción de la dimensión para extraer la información común contenida en las proyecciones de los expertos, producir una proyección consensual y revelar el nivel de desacuerdo entre los diferentes analistas.

Como es sabido, la combinación de predicciones aumenta la exactitud de la predicción al aprovechar la disponibilidad de información de múltiples fuentes. Desde el artículo seminal de Bates y Granger (1969) se han desarrollado muchos métodos de combinación, que van desde el simple promedio a las alternativas más recientes, como las técnicas de reducción de la dimensión (véase más información sobre este tema en Aiolfi, Capistrán y Timmermann (2011); Timmermann (2006), y Newbold y Harvey (2002), entre otros).

En México existen dos encuestas a analistas profesionales, realizadas respectivamente por el banco central de México y el Banco Nacional de México (BANAMEX) (el segundo mayor banco privado del país). Debido a que la encuesta del banco central no está disponible públicamente, las predicciones de la inflación mexicana se basan en los datos proporcionados por BANAMEX dos veces cada mes desde 2007. Dicha encuesta ofrece proyecciones regulares de variables macroeconómicas relacionadas con la inversión y la producción. En el presente trabajo solo se tienen en cuenta las predicciones de la inflación mensual de 2007 a 2011 con un período de antelación. Después de divulgada la proyección de cada mes, esta se revisa en virtud de la nueva información disponible entre una encuesta y otra, de manera de ofrecer dos predicciones para el mismo mes. Al haber pocas observaciones puede surgir el llamado *forecast combination puzzle*, por el hecho de que la media de las predicciones de la muestra produzca mejores resultados de proyección que los esquemas de ponderación más sofisticados (véanse, por ejemplo, Smith y Wallis (2009), y Aiolfi, Capistrán y Timmermann (2011)). En este estudio se procura sugerir procedimientos de combinación de proyecciones que puedan funcionar mejor cuando la muestra es bastante breve. Se asume también que la segunda predicción es más acertada que la primera, porque incluye la información sobre la inflación registrada en la primera

□ Este trabajo contó con el apoyo financiero de un Proyecto de cooperación interuniversitaria UAM-BANCO SANTANDER con América Latina. La Asociación Mexicana de Cultura colaboró para la participación de V. M. Guerrero y A. Islas en este proyecto. Los autores desean agradecer a Joel Virgen del Banco Nacional de México (BANAMEX) por proporcionar las bases de datos y responder a las preguntas sobre aspectos complejos de los datos. P. Poncela, J. Rodríguez y R. Sánchez-Mangas agradecen el apoyo financiero recibido en el marco del proyecto ECO2012-32854 del Gobierno de España.

quincena del mes. En consecuencia, no es necesario utilizar métodos de frecuencia mixtos como el *Mixed Data Sampling* (MIDAS) (véase, por ejemplo, Ghysels, Santa-Clara y Valkanov, 2004), en los que se podrían combinar predicciones más frecuentes (en este caso quincenales), pues la proyección de inflación relativa a la primera quincena del mes puede reemplazarse por su medida real. En la sección II se explican en detalle los datos proporcionados por la encuesta de analistas profesionales.

Este trabajo se relaciona con otros. Por ejemplo, Poncela y Senra (2006) emplearon dos componentes principales para combinar las predicciones de inflación de los Estados Unidos de América y relacionaron el segundo componente con el nivel de inflación esperado. Los trabajos de Capistrán y López-Moctezuma (2010a y 2010b) también se refieren a la predicción de la inflación mexicana, pero esos autores utilizaron la encuesta mensual realizada por el banco central de México y su objetivo era muy distinto al de este estudio. En efecto,

mientras que en su primer trabajo procuran mostrar que la proyección consensuada de un conjunto de variables macroeconómicas, entre ellas la inflación, no pasa las pruebas de imparcialidad, falta de correlación serial y uso eficiente de la información disponible, en el segundo estudian la medida en que la información de que disponen los analistas se incorpora en forma eficiente a las predicciones de inflación y crecimiento del producto interno bruto (PIB).

Este trabajo se divide en cinco secciones, incluida esta Introducción. En la segunda sección se presentan la notación utilizada en el estudio y la información relativa al tratamiento de los datos faltantes, así como la estructura de panel de la encuesta formulada a los analistas profesionales. En la tercera sección se describen las técnicas de reducción de la dimensión utilizadas para producir una única predicción, mientras que en la cuarta sección se presentan los resultados de la aplicación de esas técnicas a los datos mexicanos. En la quinta y última sección se presentan las conclusiones alcanzadas.

II

Notación y preparación de los datos

En los cálculos siguientes, p_τ denota el porcentaje de inflación quincenal mediante la variación del índice de precios al consumidor (IPC) quincenal ($qIPC$) para $\tau = 2t-1, 2t$, donde $t = 1, \dots, T$ expresa los meses, es decir, $p_\tau = 100(qIPC_\tau - qIPC_{\tau-1})/qIPC_{\tau-1}$, mientras que el porcentaje de inflación mensual, $\pi_t = 100(IPC_t - IPC_{t-1})/IPC_{t-1}$, se basa en la variación mensual del IPC dada por $IPC_t = (qIPC_{2t-1}IPC)/2$. Las cifras oficiales relativas a la inflación son divulgadas por el Instituto Nacional de Estadística, responsable de calcular el IPC el día 9 de cada mes con respecto al mes anterior y el día 24 con respecto a la primera quincena del mes. Las cifras oficiales de π_t y p_τ están disponibles en línea en el sitio web www.inegi.org.mx.

Si bien la encuesta ofrece predicciones de distintas variables macroeconómicas, este trabajo se concentra en las proyecciones del porcentaje de inflación realizadas por cada uno de los $i = 1, \dots, N$ expertos: la predicción de inflación para la primera quincena del mes, $y_{i,t|\tau-1}$, y dos predicciones de inflación, $z_{i,t|\tau}$, que difieren según el momento en que se obtienen y la información empleada por los analistas. Para destacar esta diferencia, la notación utilizada para las proyecciones de inflación mensuales $z_{i,t|\tau}$ es la siguiente: el primer subíndice t se mide en

unidades mensuales, mientras que el segundo, τ , se mide quincenalmente. Las tres predicciones de inflación se obtienen de la siguiente manera:

i) alrededor del día 20 de cada mes (tres o cuatro días antes de la publicación de la cifra correspondiente a la primera quincena del mes) los expertos realizan una proyección de la inflación para la primera quincena de ese mes. Por consiguiente, los expertos disponen de la información hasta la segunda quincena del mes anterior y dicha predicción se denota como $y_{i,2t-1|2(t-1)}$. Al mismo tiempo, los expertos prevén la inflación mensual para el mes en curso, que se denomina proyección mensual 1 y se denota como $z_{i,t|2(t-1)}$. A continuación, ii) alrededor del día 6 de cada mes (una vez más tres o cuatro días antes de la publicación de la cifra oficial) los expertos realizan otra predicción de inflación mensual relativa al mes anterior, denominada proyección mensual 2, y expresada como $z_{i,t|2t-1}$.

Las predicciones, ya sea relativas a la primera quincena o a todo el mes, están siempre condicionadas a la información concerniente a la quincena anterior. El esquema de generación de proyecciones se puede apreciar en el cuadro 1. De ese modo, la encuesta de analistas profesionales proporciona predicciones con

CUADRO 1

**Esquema de predicciones de inflación en la primera quincena
y en todo el mes proporcionadas por el experto *i***

Período		Predicciones del porcentaje de inflación		Predicción realizada el día...
Mes	Quincena	Primera quincena	Todo el mes	
T	τ	$y_{i,2\tau-1 2(\tau-1)}$	$z_{i,t 2(\tau-1)}$	
1	1	$y_{i,1 0}$	$z_{i,1 0}$	20 del mes 1
	2	-	-	6 del mes 2
2	3	$y_{i,3 2}$	$z_{i,2 2}$	20 del mes 2
	4	-	-	6 del mes 3
...
T	2T-1	$y_{i,2T-1 2(T-1)}$	$z_{i,T 2(T-1)}$	20 del mes T
	2T	-	-	6 del mes T+1

Fuente: elaboración propia.

relación a la primera quincena de cada mes, $y_{i,2t-1|2(t-1)}$, y proyecciones mensuales $z_{i,t|2(t-1)}$ y $z_{i,t|2t-1}$ para los meses $t = 1, \dots, T$, con $T = 60$ (período de enero de 2007 a diciembre de 2011) y $N = 18$ especialistas. Si bien el número de analistas que participan en la encuesta ha cambiado con los años, hubo aproximadamente 18 encuestados regulares en cada encuesta (se excluye de este estudio a los expertos que abandonaron el grupo y a los que ingresaron recientemente).

Debido a que en la base de datos de la encuesta original faltan algunos valores correspondientes a todos los expertos en distintas fechas, se decidió utilizar un procedimiento de estimación sistemática con objeto de cubrir esas lagunas. Para verificar la sensibilidad de los resultados se propusieron dos procedimientos diferentes, cada uno de los cuales se seleccionó con los siguientes criterios: i) que hiciera uso solo del registro histórico de predicciones del experto de referencia, y ii) que tuviera en cuenta algunas características principales de los datos observados. Si bien el procedimiento de estimación de datos faltantes incluido en el programa *Time Series Regression with ARIMA Noise, Missing Observations and Outliers* (TRAMO) (véase Gómez y Maravall, 1996), disponible en línea en el sitio web del Banco de España, es óptimo y fácil de usar, su aplicación fue descartada porque no cumple con el mencionado criterio i). El primer procedimiento utilizado se basa en la falta de una tendencia observable en la serie de predicciones de todos los expertos, como puede apreciarse en el gráfico 1 relativo al caso de un analista en particular (BANAMEX). En ese contexto, las primeras diferencias de la serie se pueden considerar razonablemente constantes en el tiempo, de modo que el promedio de las diferencias pasadas proporciona una estimación razonable de la diferencia actual con respecto a la predicción correspondiente,

ya sea mensual o quincenal. En consecuencia, para la primera proyección mensual de todo el mes se tiene

$$\sum_{j=1}^{t-2} \frac{z_{i,t-j|2(t-j)-2} - z_{i,t-1-j|2(t-j-1)-2}}{t-2} = z_{i,t|2(t-1)} - z_{i,t-1|2(t-1)-2} \quad (1)$$

de manera que la predicción correspondiente al mes t , considerados los datos disponibles hasta el momento $2(t-1)$, está dada por

$$z_{i,t|2(t-1)} = z_{i,t-1|2(t-1)-2} + \frac{(z_{i,t-1|2(t-1)-2} - z_{i,1|0})}{(t-2)} \quad (2)$$

y para la segunda predicción mensual se obtiene

$$z_{i,t|2t-1} = z_{i,t-1|2(t-1)-1} + \frac{(z_{i,t-1|2(t-1)-1} - z_{i,1|1})}{(t-2)} \quad (3)$$

En forma análoga, para la primera proyección quincenal se tiene

$$\sum_{j=1}^{2(t-1)-1} \frac{y_{i,2t-1-j|2(t-1)-j} - y_{i,2(t-1)-j|2(t-1)-1-j}}{2(t-1)-1} = y_{i,2t-1|2(t-1)} - y_{i,2(t-1)|2(t-1)-1} \quad (4)$$

que lleva a

$$y_{i,2t-1|2(t-1)} = y_{i,2(t-1)|2(t-1)-1} + \frac{(y_{i,2(t-1)|2(t-1)-1} - y_{i,1|0})}{2(t-1)-1} \quad (5)$$

El segundo procedimiento surge de la inspección de la estructura de autocorrelación de las cifras de inflación oficiales. Allí se observa que se necesita una diferencia estacional de orden 12 para que la serie sea aproximadamente estacionaria. A continuación, visto que las predicciones tratan de parecerse a las cifras oficiales, se supone que las series de proyecciones de todos los expertos comparten el mismo orden de integración. Por lo tanto, se utilizan las siguientes expresiones para estimar los valores faltantes de la primera y segunda predicciones mensuales

$$z_{i,t|2(t-1)} = z_{i,t-12|2t-26} + \sum_{j=1}^{t-13} \frac{(z_{i,t-j|2(t-j)-2} - z_{i,t-12-j|2(t-j)-26})}{(t-13)} \quad (6)$$

y

$$z_{i,t|2t-1} = z_{i,t-12|2t-25} + \sum_{j=1}^{t-13} \frac{(z_{i,t-j|2(t-j)-1} - z_{i,t-12-j|2(t-j)-25})}{(t-13)} \quad (7)$$

que son válidas para $t = 14, \dots, T$. De manera análoga, la estimación de una predicción faltante para la primera quincena del mes está dada por

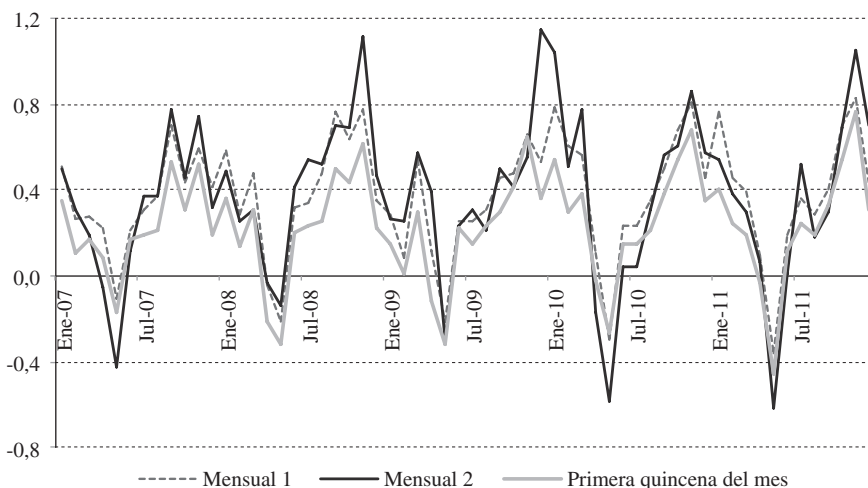
$$y_{i,2t-1|2(t-1)} = y_{i,2t-13|2t-14} + \sum_{j=1}^{t-7} \frac{(y_{i,2(t-j)-1|2(t-j)-1} - y_{i,2(t-j)-13|2(t-j)-14})}{(t-7)} \quad (8)$$

para $t = 7, \dots, T$, con la suma igual a 0 si $t = 7$. En caso de no poderse calcular las expresiones anteriores (porque $t < 7$), los valores faltantes se reemplazaron con las cifras oficiales. En el gráfico 1 puede verse un ejemplo de la aplicación del método 2, con el que se estimaron los siguientes valores faltantes: las primeras predicciones mensuales de diciembre de 2007 y octubre de 2011; las segundas proyecciones mensuales de abril de 2008, diciembre de 2008, diciembre de 2009 y diciembre de 2010; y las primeras predicciones quincenales de diciembre de 2007 y octubre de 2011. De hecho, puede decirse que faltaban las observaciones de todos los expertos porque, por distintas razones, la encuesta no fue enviada en esas fechas. En consecuencia, estrictamente hablando, no se trata de valores faltantes.

Es interesante señalar que las predicciones de inflación con respecto a la segunda quincena de cada mes, $y_{i,2t|2t-1}$, pueden derivarse de las proyecciones mensuales $z_{i,t|2t-1}$, dado que en el momento en que se realizan, la cifra de la inflación quincenal oficial de la primera quincena del mes, p_{2t-1} , ya está disponible. En el

GRÁFICO 1

Primeras y segundas predicciones mensuales (mensual 1 y mensual 2) y predicciones para la primera quincena del mes
(En porcentajes)



Fuente: elaboración propia.

apéndice se muestra cómo se derivan estas predicciones. No obstante, se señala que las proyecciones atinentes a la segunda quincena de cada mes no agregan realmente más información a la que se detalla en el cuadro 1, pues se derivan de la segunda predicción mensual.

Análisis con datos de panel

Como se mencionó anteriormente, los datos de la encuesta de analistas profesionales utilizados en este trabajo tienen una estructura de panel, con 18 unidades individuales —los expertos— y 60 períodos de tiempo, es decir, sus predicciones mensuales (o relativas a la primera quincena del mes) desde enero de 2007 a diciembre de 2011. Se puede aprovechar la estructura de datos de panel para descomponer la proyección realizada por el experto i en el momento t en varios componentes. A partir de las proyecciones mensuales, se puede escribir

$$z_{i,t|\tau} = z_i + z_t + \varepsilon_{i,t|\tau} \quad (9)$$

donde $\tau = 2(t-1)$ para las primeras predicciones mensuales y $\tau = 2t-1$ para las segundas.

El primer componente, z_i , representa el efecto individual invariante en el tiempo. Este captura las características intrínsecas del experto i y puede escribirse de la siguiente manera

$$z_i = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T z_{i,t|\tau} \quad (10)$$

para $i = 1, \dots, N$. Captura el nivel medio de las predicciones realizadas por el analista i en el período de la muestra. El segundo componente, z_t , es un efecto agregado que

no varía de un individuo a otro y capta la dinámica común de las proyecciones realizadas por los expertos. Se puede escribir como

$$z_t = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (z_{i,t|\tau} - z_i) \quad (11)$$

para $t = 1, \dots, T$. Este componente calcula la media de las predicciones realizadas por todos los expertos con respecto al período t , una vez eliminados los efectos individuales. El tercer componente es un término de error dado por $\varepsilon_{i,t|\tau} = z_{i,t|\tau} - z_i - z_t$, que presenta tanto variación temporal como individual, y corresponde a la parte de la predicción que no puede aislarse ni como efecto invariante en el tiempo ni como efecto invariante de un individuo a otro.

El efecto individual (invariante en el tiempo) y el efecto agregado (invariante de un individuo a otro) son ortogonales por construcción. El término de error es el residuo de la proyección de $z_{i,t|\tau}$ en esos componentes, y por lo tanto, es ortogonal a ellos. La ortogonalidad de los componentes permite que la varianza de la predicción $z_{i,t|\tau}$ se escriba como la suma de la varianza de cada componente. Esta descomposición brinda información sobre el aporte de los efectos específicos de cada individuo y las creencias comunes de los expertos a la varianza total. La descomposición de panel también puede aplicarse a los errores de las predicciones, con una interpretación análoga de los componentes. Teniendo en cuenta los patrones de las proyecciones, se aplicó esta descomposición a los errores de proyección. Los resultados se detallan en el cuadro 2. Allí se muestra la varianza total de los errores de predicción, para los dos métodos de imputación utilizados, con respecto a las primeras predicciones mensuales (columnas 1 y 2

CUADRO 2

Descomposición de panel de la varianza de los errores de predicción

	Error de predicción			
	Primera predicción mensual $\pi_t - z_{i,t 2(t-1)}$		Segunda predicción mensual $\pi_t - z_{i,t 2t-1}$	
	Método de imputación 1	Método de imputación 2	Método de imputación 1	Método de imputación 2
Varianza total	0,044	0,042	0,025	0,026
Contribución a la varianza total del error de predicción (en porcentajes)				
Efecto individual	1,08	1,12	2,54	0,55
Efecto agregado	77,29	78,21	55,52	74,35
Término residual	21,63	20,67	41,94	25,10

Fuente: elaboración propia.

del cuadro 2) y a las segundas proyecciones mensuales (columnas 3 y 4 del cuadro 2). También se muestra el aporte porcentual a esa varianza de los componentes individual, agregado y residual.

Como se esperaba, la varianza de los errores de proyección es menor en la segunda predicción mensual que en la primera, pues los expertos cuentan con más información en el momento de formularla. Con respecto a la descomposición de panel, es evidente que los efectos individuales no explican en gran medida la varianza total de los errores de proyección. El componente más importante es el efecto agregado. La característica principal de esos resultados es la información que proporcionan sobre la posible utilidad de los diferentes esquemas de combinación de predicciones. En el caso de la segunda predicción mensual, el aporte del efecto agregado a la

varianza del error de proyección es menor que en la primera. En términos de la varianza de la predicción, esto significa que la contribución del efecto agregado es mayor en la segunda proyección mensual que en la primera. Por lo tanto, la variabilidad de las proyecciones en el segundo caso proviene casi totalmente de las creencias comunes de los expertos, representados por el efecto agregado. Sería de esperar que los esquemas de combinación sencillos, como el promedio o la mediana, funcionaran bien. En las primeras predicciones mensuales, el aporte del efecto agregado es mayor en el error de predicción (es decir, menor en la proyección) y por ende puede que los esquemas de combinación más sofisticados, como las técnicas de reducción de la dimensión que se muestran más adelante, funcionen mejor que los métodos más sencillos.

III

Resumen de las técnicas de reducción de la dimensión

Las técnicas de reducción de la dimensión para la combinación de predicciones fueron introducidas por Poncela y Senra (2006) y posteriormente ampliadas por Poncela y otros (2011). La idea clave consiste en considerar la combinación de proyecciones como una manera de reducir la dimensión de N (el número de analistas en cada período de tiempo) a uno. Esto puede hacerse en dos etapas: en primera instancia, se debe reducir el número de predicciones individuales a solo $r \geq 1$ combinaciones lineales de ellas. Cada combinación lineal se forma de la siguiente manera

$$f_{js} = w_{js}'x_s, \quad j = 1, \dots, r \quad (12)$$

donde w_{js} es el vector de ponderación para la j -ésima combinación lineal respecto del período de predicción s , y $x_s = (x_{1,s}, \dots, x_{N,s})'$ es N -vector de proyecciones por período de tiempo s con cualquiera de los tres posibles tipos de predicciones disponibles en la encuesta. En otras palabras, $x_{i,s}$ podría ser igual a $y_{i,2t-1|2(t-1)}$ si se trabaja con proyecciones realizadas para la primera quincena del mes con datos hasta el mes anterior; $z_{i,t|2(t-1)}$ si se utilizan las predicciones mensuales en t con datos hasta el mes

anterior; o $z_{i,t|2t-1}$ en el caso de la predicción quincenal previa del mes en curso.

En una segunda etapa se debe hacer una regresión de las combinaciones lineales sobre datos ya conocidos del tipo que se ha de prever, a la que se puede agregar un intercepto para la corrección del sesgo. En este caso solo se utilizó una combinación lineal, $r = 1$, pues hay una gran similitud entre todos los analistas (todos ellos tratan de prever la inflación en un determinado período), y eso es lo que se trata de captar mediante las técnicas de reducción de la dimensión. Por otra parte, esta opción también se verificó empíricamente mediante un análisis con hasta tres componentes, cuyo objetivo era determinar la opción que proporcionaba la predicción con el menor error cuadrático medio (*Root Mean Square Error – RMSE*). Entonces,

$$\pi_{s-1} = \beta_0 + \beta_1 f_{s-1} + e_{s-1} \quad (13)$$

donde los coeficientes se estiman mediante mínimos cuadrados ordinarios (MCO), con datos observados hasta el período $s-1$ de manera de generar una verdadera proyección *ex ante* relativa al período s . Cuando la

variable que se ha de prever y sus predicciones no son estacionarias se deben cointegrar, como se subrayó al presentar el método de imputación 2.

Las técnicas de reducción de la dimensión utilizadas en la primera etapa del procedimiento son las siguientes: componentes principales, modelos de factores estáticos y dinámicos, y mínimos cuadrados parciales. La principal diferencia entre el análisis de componentes principales y la técnica de mínimos cuadrados parciales es que mientras que en el primero no se tiene en cuenta la variable que se ha de prever al reducir la dimensión del problema para formar la combinación lineal, en la última sí se hace. A continuación, se presenta una breve reseña de estos métodos.

1. Componentes principales

Sea z_s un $N \times I$ vector de variables aleatorias de modo que $\text{var}(z_s) = S$ para todos $s = 1, 2, \dots, T$. El primer componente principal se define como la combinación lineal dada por el vector de ponderación $w = (w_1, \dots, w_N)'$, de modo que w es el maximizador de $w'Sw$ sujeto a $w'w = 1$. Lee y Carter (1992) propusieron un componente principal no estacionario.

2. Modelos de factores

Poncela y otros (2011) demostraron que los modelos de factores simples son más adecuados para la combinación de predicciones que los esquemas de factores más complejos, probablemente porque el número de parámetros de ponderación estimados para la combinación es menor. En particular, esos autores hallaron que los modelos de factores estáticos funcionaban bastante bien. Cuando hay un factor, el vector x_s se descompone como la suma de dos componentes ortogonales: un factor común f_s más un error idiosincrásico η_s , como

$$x_s = Pf_s + \eta_s \quad (14)$$

donde P es la matriz de carga del factor ($N \times I$) y $Q = \text{var}(\eta_s)$ es una matriz diagonal.

En los modelos de factores dinámicos, tanto los componentes comunes como los idiosincrásicos pueden mostrar un comportamiento dinámico. Se asumen procesos autorregresivos para ambos tipos de componentes. En otras palabras, la ecuación para el factor común es

$$\phi(B)f_s = u_s \quad (15)$$

donde $\phi(B) = 1 - \phi_1 B - \dots - \phi_p B^p$ con B el operador de rezago, $p < \infty$ y el error u_s proviene de un proceso de ruido blanco. La ecuación para los componentes idiosincrásicos es

$$\Phi(B)\eta_s = v_s \quad (16)$$

donde $\Phi(B) = I - \Phi_1 B - \dots - \Phi_q B^q$ es una matriz polinómica diagonal con $q < \infty$ y v_s proviene de un proceso de ruido blanco multivariado con matriz de varianzas diagonal $R = \text{var}(v_s)$. Si en los modelos de factores dinámicos el componente idiosincrásico es ruido blanco, el modelo corresponde al tipo indicado en Peña y Box (1987). En ese caso, la estructura de varianzas-covarianzas de los datos es

$$C(k) = E(x_s - \mu_x)(x_{s-k} - \mu_x)' = E(f_s - \mu_f)(f_{s-k} - \mu_f)PP' \quad (17)$$

donde $\mu_x = E(x_s)$ y $\mu_f = E(f_s)$. A continuación, el vector de carga de factor P se asocia con el valor propio distinto de cero de las matrices de covarianza rezagadas y es el mismo para todos los intervalos distintos de cero. Si los componentes idiosincrásicos no corresponden a ruido blanco, la descomposición anterior es solo aproximada. En el ejercicio de predicción, este tipo de modelos de factores se denota como LIFM. Peña y Poncela (2004 y 2006) y Lam, Yao y Bathia (2011) extendieron este modelo al caso no estacionario, mientras que Alonso y otros (2011) analizaron los modelos de factores dinámicos estacionales.

3. Mínimos cuadrados parciales

El primer componente de mínimos cuadrados parciales se construye proyectando cada predicción en la dirección de la variable observada (en este caso, la inflación). El objetivo es tener explícitamente en cuenta la variable objeto de la proyección al formar la predicción común. De hecho, el análisis de regresión de mínimos cuadrados parciales supone que tanto las variables X (en este caso, las predicciones de inflación) como la variable de respuesta Y (es decir, la variable objeto de la proyección) dependen de variables latentes que están relacionadas. Se recuerda que x_s es el N -vector de proyecciones para el período s y la respuesta es la inflación registrada π_s . Entonces,

$$x_s = Pl_s + u_s \quad (18)$$

$$\pi_s = Qm_s + v_s \tag{19}$$

donde P y Q son las cargas, l_s y m_s son las variables latentes, y u_s y v_s son los términos de error. El primer

componente de mínimos cuadrados parciales se obtiene proyectando el producto combinado de la variable objeto de las predicciones y las mismas proyecciones, $\sum_s \pi_s x_{i,s}$, en la dirección de las predicciones.

IV

Análisis de los resultados de la predicción

En esta sección se presentan algunos de los resultados más importantes obtenidos durante el ejercicio de simulación de un programa de predicción en tiempo real, con un factor recursivo y estimación de parámetros. Las predicciones disponibles cubren el período comprendido entre enero de 2007 y diciembre de 2011 (60 meses). Se decidió comenzar la estimación con 36 valores anteriores a la muestra y se obtuvieron proyecciones con un período de antelación en forma recursiva a partir de entonces, de modo que en el ejercicio se utilizó una muestra de predicciones de 24 valores. Debido a que el primer componente principal representa el 89% de la variación y el segundo aumenta esta cantidad en solo 2 puntos porcentuales, se decidió utilizar solo un componente en los métodos de combinación.

Para fines comparativos, se emplearon también dos métodos comunes de combinación de predicciones: mínimos cuadrados ordinarios (MCO) y media corregida por sesgo (*BC_mean*) de las proyecciones en cada período s . La combinación de predicciones mediante MCO se realiza ajustando el modelo de regresión lineal múltiple

$$\pi_s = c + \beta' x_s + e_s \tag{20}$$

donde los coeficientes estimados hallados con datos hasta el período s se utilizaron para formar la verdadera combinación de proyecciones *ex ante* en $s+1$. En forma análoga, para obtener la media corregida por sesgo de las predicciones, se ajustó el modelo de regresión lineal simple

$$\pi_s = c + \beta \bar{x}_s + e_s \tag{21}$$

imponiendo $\beta = 1$, donde $\bar{x}_s = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N x_{i,s}$ es la predicción media en el momento s . Los métodos de referencia para las comparaciones que figuran a

continuación son la mediana y el promedio de las proyecciones.

Los resultados que se detallan en el cuadro 3 corresponden a las primeras predicciones mensuales con los datos faltantes imputados mediante uno de los dos métodos descritos anteriormente. ME denota el error medio de predicción que permite apreciar potenciales sesgos en el método de proyección, y RMSE corresponde a la raíz cuadrada del error cuadrático medio empleado como medida de precisión absoluta, pues se expresa en las mismas unidades de la tasa de inflación. Se emplea la U de Theil para establecer comparaciones de precisión relativa con respecto a la predicción promedio, que se toma como referencia por tratarse del método de combinación más sencillo. Se utiliza la precisión como medida principal para calificar las proyecciones y puede observarse que, con $N = 18$, el segundo método de imputación es solo ligeramente mejor que el primero, de modo que el método de imputación no es en realidad tan importante. Dado que hay 5 expertos que no contestan a la encuesta en el 20% de las primeras predicciones mensuales y el 35% de las segundas, se hace un análisis basado en los 13 expertos restantes. En las últimas columnas del cuadro 3 se detallan los resultados relativos a $N = 13$, donde se vuelve evidente que la reducción del número de analistas no afecta a las conclusiones que se pueden obtener con el segundo método de imputación y $N = 18$.

A continuación, se presentan algunas conclusiones que surgen del cuadro 3. De acuerdo con los valores del error medio de predicción, no se aprecian sesgos importantes en ninguno de los métodos de combinación. De hecho, la relación señal-ruido $|\sqrt{24}ME/RMSE|$ similar a una estadística $|t|$ se sitúa en el rango (0,77, 1,40) para el primer método de imputación y $N = 18$, a (1,17, 1,40) para el segundo método de imputación y $N = 18$, y a (0,98, 1,40) para $N = 13$. La mayor de estas razones se obtiene siempre con el promedio, sin importar el método de imputación o el número de expertos utilizados. Las estadísticas del error cuadrático medio y U de Theil

CUADRO 3

Resultados de la primera predicción mensual^a

Expertos	Método de imputación 1			Método de imputación 2					
	N ^b = 18			N ^b = 18			N ^b = 13		
	ME	RMSE	U de Theil	ME	RMSE	U de Theil	ME	RMSE	U de Theil
Métodos de combinación									
Componentes principales	-0,03	0,19	0,80	-0,05	0,18	0,73	-0,04	0,18	0,75
Modelos de factores	-0,04	0,19	0,76	-0,05	0,18	0,73	-0,05	0,18	0,74
L1FM	-0,03	0,19	0,79	-0,05	0,18	0,73	-0,04	0,18	0,74
Mínimos cuadrados parciales	-0,04	0,19	0,78	-0,05	0,18	0,72	-0,04	0,18	0,75
MCO	-0,05	0,18	0,72	0,06	0,23	1,25	0,04	0,20	0,91
Media corregida por sesgo	-0,04	0,21	0,98	0,06	0,21	1,00	-0,04	0,21	1,00
Mediana	-0,05	0,21	0,95	-0,05	0,21	1,00	-0,05	0,20	0,97
Promedio	-0,06	0,21	-	-0,06	0,21	-	-0,06	0,21	-

Fuente: elaboración propia.

^a Sobre la base de información hasta el mes anterior. Muestra de predicciones = 24.

^b N = número de expertos considerados.

RMSE corresponde a la raíz cuadrada del error cuadrático medio.

ME denota el error medio de predicción.

MCO: mínimos cuadrados ordinarios.

revelan que los métodos de combinación (componentes principales, modelos de factores, L1FM y mínimos cuadrados parciales) son los más precisos al emplear el segundo método de imputación, mientras que el método de MCO lo es al utilizar el primero. En consecuencia, se decidió utilizar el método de combinación más sencillo, es decir, el análisis de componentes principales.

El gráfico 2, donde se pueden apreciar visualmente el desempeño de la predicción combinada y los correspondientes errores de proyección, se presenta como complemento del cuadro 3. Se observa claramente que no hay patrones sistemáticos en los errores de predicción y que el comportamiento es similar ya sea que la inflación aumente o disminuya, aunque en apariencia la proyección combinada tiende a exagerar en los episodios más bajos y altos de inflación. El nivel y la varianza de los errores de predicción son razonablemente estables y no muestran pruebas de ineficacia.

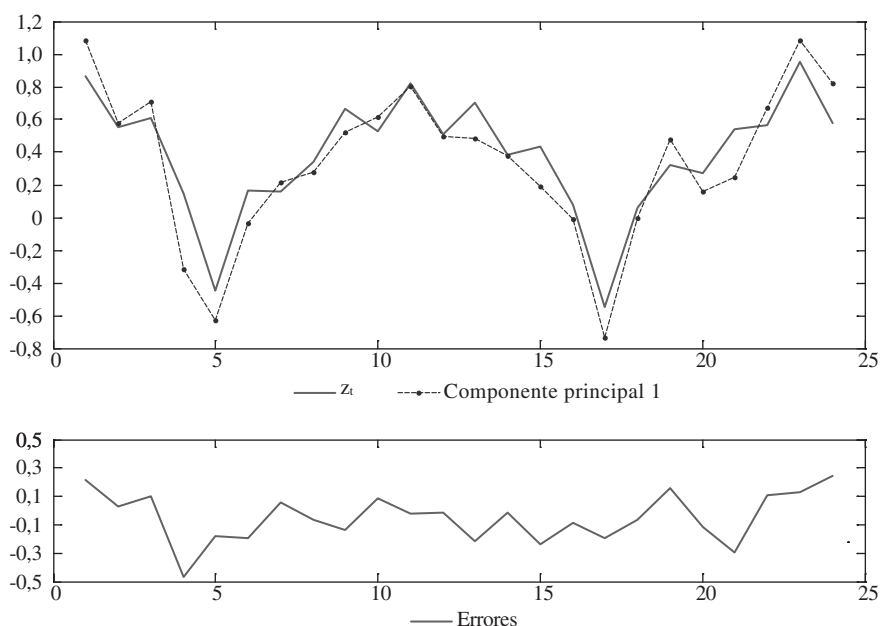
Al igual que en el ejercicio anterior, en el cuadro 4 y el gráfico 3 se proporciona un resumen de los resultados de la combinación de las segundas predicciones mensuales mediante los datos faltantes imputados con los métodos 1 y 2. En el cuadro 4 se revela que, en general, los errores medios de predicción son menores que los del cuadro 3, de modo que, una vez más, ninguno de los métodos de combinación induce sesgos relevantes. En general, los valores relativos al error cuadrático medio también son más pequeños que los del cuadro 3 (a razón de alrededor de 11:18, excepto por el método de MCO cuyo desempeño es peor en comparación con los demás), de modo que las segundas predicciones mensuales combinadas son más

precisas que las anteriores. Esto ocurre sobre todo con respecto a los métodos de combinación de promedio y mediana, mientras que el único método de combinación que supera al promedio es la mediana. Por otra parte, en el gráfico 3 se muestra claramente la proximidad entre la proyección combinada —la mediana— y la inflación observada. Incluso la exageración que era evidente en las primeras proyecciones mensuales combinadas disminuyó al combinar las segundas predicciones mensuales.

En resumen, sobre la base de los cuadros 3 y 4, se puede afirmar que la elección de un método de imputación es básicamente irrelevante al comparar los métodos de combinación. No obstante, se prefiere utilizar el segundo método porque permite ver las cosas con mayor claridad. Tampoco tiene sentido descartar los datos de los cinco expertos que realizaron menos predicciones que los otros, porque los resultados de los procedimientos de combinación son robustos a la presencia de esos expertos (desde luego con sus datos faltantes imputados con el segundo método de imputación). En cuanto a la elección de un método para combinar las proyecciones de los analistas, es evidente que hay un margen para mejorar con respecto al promedio. Por una parte, las primeras predicciones mensuales se combinan de la mejor manera mediante el análisis de componentes principales, que se elige porque es fácil de usar y proporciona una interpretación razonablemente sencilla de la combinación empleada. Por otra, las segundas proyecciones mensuales deberían combinarse con la mediana, lo que también constituye una técnica muy sencilla y fácil de usar. Estos resultados coinciden con las conclusiones que surgen de

GRÁFICO 2

Primeras predicciones mensuales combinadas obtenidas mediante componentes principales
(En porcentajes)



Fuente: elaboración propia.

CUADRO 4

Resultados de la segunda predicción mensual^a

Expertos	Método de imputación 1			Método de imputación 2					
	$N^b = 18$			$N^b = 18$			$N^b = 13$		
Métodos de combinación	ME	RMSE	U de Theil	ME	RMSE	U de Theil	ME	RMSE	U de Theil
Componentes principales	-0,01	0,12	1,17	-0,01	0,11	1,70	-0,01	0,11	1,99
Modelos de factores	-0,01	0,11	0,99	-0,01	0,10	1,45	-0,01	0,10	1,92
L1FM	-0,01	0,12	1,17	-0,01	0,11	1,72	-0,01	0,11	2,01
Mínimos cuadrados parciales	-0,01	0,12	1,17	-0,01	0,11	1,70	-0,01	0,11	1,92
MCO	-0,06	0,15	1,85	-0,04	0,17	3,98	-0,05	0,16	4,31
Media corregida por sesgo	-0,01	0,11	1,02	-0,01	0,09	1,01	-0,01	0,08	1,00
Mediana	-0,02	0,10	0,78	-0,01	0,07	0,67	-0,01	0,07	0,89
Promedio	-0,01	0,11	-	-0,01	0,09	-	-0,02	0,08	-

Fuente: elaboración propia.

^a Sobre la base de información hasta la primera quincena del mes. Muestra de predicciones = 24.

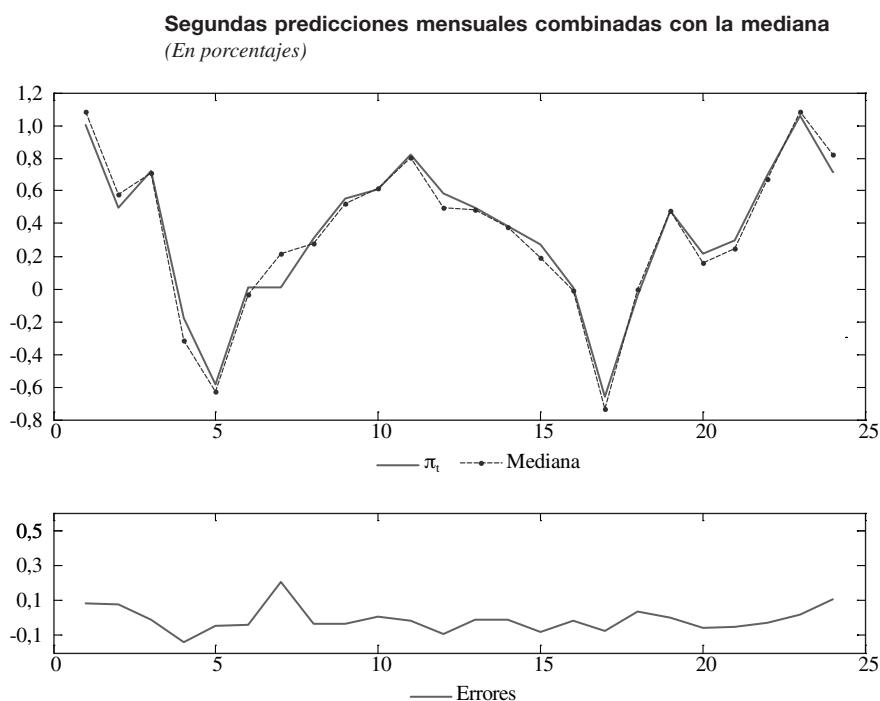
^b N = número de expertos considerados.

RMSE corresponde a la raíz cuadrada del error cuadrático medio.

ME denota el error medio de predicción.

MCO: mínimos cuadrados ordinarios.

GRÁFICO 3



Fuente: elaboración propia.

la descomposición de panel detallada en el cuadro 2: en las muestras breves, cuando el aporte de las creencias comunes a la varianza de la predicción es mayor, los métodos sencillos son más adecuados que las técnicas de reducción de la dimensión multivariadas, porque no expresan la estimación de ningún parámetro. Por el contrario, cuando el aporte de las creencias comunes a la varianza del error de proyección es mayor, las técnicas de reducción de la dimensión parecen ser mejores que los métodos de referencia más sencillos.

Para complementar el análisis previo de precisión y sesgo de las predicciones, se pasa al estudio de la exactitud de la predicción. En el cuadro 5 se presentan las estadísticas relativas a la prueba de Diebold y Mariano (véase Diebold y Mariano, 1995) para la hipótesis nula de que cada método de combinación de predicciones empleado proporciona la misma exactitud predictiva que el promedio, utilizado como referencia. Cada estadística calculada debería compararse con una distribución normal estándar para declarar significación estadística. Los resultados de la prueba para el método de imputación son significativos al nivel del 5% para todas las técnicas de reducción de la dimensión, con un signo negativo en la primera predicción mensual y un

signo positivo en la segunda. Debido a que la diferencia corresponde a $d = \text{error cuadrático de proyección del método de combinación-error cuadrático de predicción del promedio}$, puede interpretarse que en el caso de la primera proyección esas técnicas resultan en un incremento estadísticamente significativo de la exactitud de la predicción con respecto al promedio, mientras que en el caso de la segunda ocurre lo contrario.

A la inversa, con el método de imputación 1 se aprecia que los grados de precisión significativamente diferentes ocurren solo con respecto a las primeras predicciones mensuales (al nivel del 5%, excepto por los modelos de factores). Por otra parte, la exactitud de predicción de los otros métodos de combinación empleados no difiere de la del promedio, al nivel del 5%, salvo en contadas ocasiones. En particular, para las segundas proyecciones mensuales, cuando el método empleado es MCO, este es considerablemente menos preciso que el promedio para ambos métodos de imputación. Por el contrario, la mediana es más precisa que el promedio. Una vez más, estos resultados proporcionan apoyo empírico al empleo de las técnicas de reducción para combinar las primeras predicciones mensuales y al uso de la mediana para las segundas proyecciones mensuales.

CUADRO 5

Estadísticas de la prueba de Diebold-Mariano para igual exactitud de predicción de cada método de combinación en comparación con el promedio^a

Métodos de combinación	Primeras predicciones mensuales			Segundas predicciones mensuales		
	Imputación 1	Imputación 2		Imputación 1	Imputación 2	
	<i>N</i> ^b = 18	<i>N</i> ^b = 18	<i>N</i> ^b = 13	<i>N</i> ^b = 18	<i>N</i> ^b = 18	<i>N</i> ^b = 13
Componentes principales	-2,26	-2,29	-2,24	1,79	2,19	2,18
Modelos de factores	-1,94	-2,28	-2,26	1,79	2,13	2,16
L1FM	-2,21	-2,31	-2,26	1,80	2,20	2,20
Mínimos cuadrados parciales	-2,25	-2,32	-2,28	1,79	2,17	2,17
mco	-1,53	0,34	-0,29	2,48	2,66	3,02
Media corregida por sesgo	-0,32	-0,14	-0,10	0,92	0,73	-0,13
Mediana	-0,95	-0,01	-0,80	-1,89	-1,93	-1,40

Fuente: elaboración propia.

^a Muestra de predicciones = 24.

^b *N* = número de expertos considerados.

mco: mínimos cuadrados ordinarios.

V Conclusiones

El principal objetivo de este estudio es mostrar que la información sobre las predicciones de inflación mensuales, proporcionada por la encuesta de analistas profesionales que realiza BANAMEX, puede aprovecharse mejor mediante técnicas de reducción de la dimensión y de combinación de las proyecciones. De hecho, se puso de manifiesto que dos de las técnicas más sencillas aquí utilizadas (componentes principales y mediana) produjeron mejores resultados que el promedio y, en consecuencia, superaron también las predicciones individuales de cada analista. Para establecer este hecho se tomó como referencia la predicción media (el promedio), pues generalmente es difícil de superar por otras técnicas de combinación más sofisticadas.

Si bien las primeras predicciones mensuales combinadas se consideran razonablemente precisas y libres de sesgos, las segundas son incluso mejores. Esto sugiere que los expertos realmente incorporan la

información más reciente a sus segundas proyecciones. El hecho de que estas no requieran la aplicación de técnicas de reducción de la dimensión para obtener la predicción combinada, sino un simple cálculo de la mediana, corrobora lo anterior. Asimismo, al utilizar la mediana no es necesario estimar ningún vector de ponderación. La heterogeneidad entre los individuos en la primera encuesta podría explicar por qué la estimación de pesos óptimos produce mejores resultados de proyección que la asignación del mismo peso a todos los analistas, tratándolos como homogéneos. En la segunda encuesta, como se demostró mediante el análisis de panel, la homogeneidad entre los analistas es mayor. En este caso, tanto la muestra de proyecciones como la mediana superan a las técnicas de reducción de la dimensión. En esta segunda encuesta, en particular, los mejores resultados de predicción se obtuvieron con la mediana.

ANEXO

Predicción para la segunda quincena del mes

Para obtener la predicción requerida se observa en primer lugar que

$$\pi_t = 100 \left[\frac{(qIPC_{2t-1} + qIPC_{2t})/2 - (qIPC_{2(t-1)-1} + qIPC_{2(t-1)})/2}{(qIPC_{2(t-1)-1} + qIPC_{2(t-1)})/2} \right]$$

de modo que

$$p_{2t} = \frac{(2\pi_t IPC_{t-1} - 2p_{2t-1} qIPC_{2(t-1)} - p_{2(t-1)} qIPC_{2(t-1)-1})}{(qIPC_{2t-1})}$$

Entonces, por cada especialista $i = 1, \dots, N$, se pueden obtener predicciones para la segunda quincena del mes mediante

$$y_{i,2t|2t-1} = \frac{(2z_{i,t|2t-1} IPC_{t-1} - 2p_{2t-1} qIPC_{2(t-1)} - p_{2(t-1)} qIPC_{2(t-1)-1})}{(qIPC_{2t-1})}$$

de manera que se puede obtener una serie temporal quincenal de proyecciones para la primera y la segunda quincenas de cada mes, es decir, tanto para $2t-1 = 1, 3, \dots, 2T-1$, como para $2t = 2, 4, \dots, 2T$.

Bibliografía

- Aiolfi, M., C. Capistrán y A. Timmermann (2011), "Forecast combinations", *The Oxford Handbook of Economic Forecasting*, Michael Clements y David Hendry (eds.), Oxford, Oxford University Press.
- Alonso, A. y otros (2011), "Seasonal dynamic factor analysis and bootstrap inference: application to electricity market forecasting", *Technometrics*, vol. 53, N° 2, Taylor & Francis.
- Capistrán, C. y G. López-Moctezuma (2010a), "Las expectativas macroeconómicas de los especialistas: Una evaluación de pronósticos de corto plazo en México", *El Trimestre Económico*, vol. 77, N° 306, México, D.F., Fondo de Cultura Económica.
- _____ (2010b), "Forecast revision of Mexican inflation and GDP growth", *Working Papers*, N° 2010-11, México, D.F., Banco de México.
- Bates, J.M. y C.W.J. Granger (1969), "The combination of forecasts", *Operations Research Quarterly*, vol. 20, N° 4, Birmingham, Operational Research Society.
- Diebold, F.X. y R.S. Mariano (1995), "Comparing predictive accuracy", *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 13, N° 3, Alexandria, American Statistical Association.
- Friedman, M. (1976), *Inflation and Unemployment. Nobel Memorial Lecture*, Illinois, Universidad de Chicago, 13 de diciembre.
- Ghysels, E., P. Santa-Clara y R. Valkanov (2004), "The MIDAS touch: mixed data sampling regression models", *CIRANO Working Papers*, N° 2004s-20, Montreal, CIRANO.
- Gómez, V. y A. Maravall (1996), "Programs TRAMO and SEATS: instructions for the user (with some updates)", *Working Paper*, N° 9628, Banco de España.
- Lam, C., Q. Yao y N. Bathia (2011), "Estimation of latent factors for high-dimensional time series", *Biometrika*, vol. 98, N° 4, Oxford, Oxford University Press.
- Lee, R.D. y L. Carter (1992), "Modeling and forecasting the time series of U.S. mortality", *Journal of the American Statistical Association*, vol. 87, N° 419, Alexandria, American Statistical Association.
- Newbold, P. y D.I. Harvey (2002), "Forecasting combination and encompassing", *A Companion to Economic Forecasting*, M. Clements y D. Hendry (eds.), Oxford, Blackwell.
- Peña, D. y G.E.P. Box (1987), "Identifying a simplifying structure in time series", *Journal of the American Statistical Association*, vol. 82, N° 399, Alexandria, American Statistical Association.
- Peña, D. y P. Poncela (2006), "Nonstationary dynamic factor analysis", *Journal of Statistical Planning and Inference*, vol. 136, N° 4, Amsterdam, Elsevier.
- _____ (2004), "Forecasting with nonstationary dynamic factor models", *Journal of Econometrics*, vol. 119, N° 2, Amsterdam, Elsevier.
- Poncela, P. y E. Senra (2006), "A two factor model to forecast US inflation", *Applied Economics*, vol. 38, N° 18, Taylor & Francis.
- Poncela, P. y otros (2011), "Forecast combination through dimension reduction techniques", *International Journal of Forecasting*, vol. 27, N° 2, Amsterdam, Elsevier.
- Smith, J. y K.F. Wallis (2009), "A simple explanation of the forecast combination puzzle", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 71, N° 3, Oxford, Universidad de Oxford.
- Timmermann, A. (2006), "Forecast combinations", *Handbook of Economic Forecasting*, G. Elliot, C.W.J. Granger y A. Timmerman (eds.), Amsterdam, Elsevier.
- Woodford, M. (2003), *Interest and Prices: Foundations of a Theory of Monetary Policy*, Princeton, Princeton University Press.

Expectativas y producción industrial en el Uruguay: interdependencia sectorial y tendencias comunes

Bibiana Lanzilotta M.

RESUMEN

Se explora la interdependencia entre las expectativas y el crecimiento en un análisis aplicado a la industria manufacturera uruguaya, que se considera desagregada en cuatro grupos industriales diferenciados por su inserción comercial y especialización productiva. La investigación muestra que entre las expectativas de los empresarios y el crecimiento de la producción existe una relación de equilibrio a nivel de cada grupo industrial. En los grupos de perfil más transable esta relación es de predeterminación, denotando la utilidad de las expectativas para anticipar el crecimiento sectorial. Se prueba que las expectativas de los cuatro grupos industriales presentan una tendencia común en el largo plazo, que se identifica con aquella que guía a la del grupo exportador. Las simulaciones de impulso-respuesta derivadas del modelo de autorregresión vectorial VAR multisectorial reafirman la importancia de las industrias más expuestas a la competencia internacional en la propagación de los *shocks* de más corto plazo.

PALABRAS CLAVE

Industria, productos manufacturados, desarrollo industrial, especialización de la producción, producción industrial, modelos econométricos, Uruguay

CLASIFICACIÓN JEL

E32, D84, C32

AUTORA

Bibiana Lanzilotta M. es investigadora titular del Centro de Investigaciones Económicas (CINVE), Montevideo, Uruguay. bibiana@cinve.org.uy

I

Introducción

Tanto a partir de la teoría económica como de la investigación aplicada se ha destacado la relevancia del estudio de las expectativas en su relación con los fundamentos económicos y las fluctuaciones cíclicas. En estudios empíricos realizados durante los últimos años se ha enfatizado la influencia de las expectativas en la inducción y amplificación de las fluctuaciones internacionales recientes (Karnizova, 2010; Leduc y Sill, 2010; Patel, 2011; entre otros). En estos se sostiene lo que para los economistas de las finanzas parece ser incuestionable (Conrad y Loch, 2011): que las fluctuaciones macroeconómicas no solo son producto de la situación actual de una economía, sino que muy frecuentemente son influenciadas por las percepciones que poseen los agentes sobre su trayectoria esperada.

El uso de indicadores de expectativas elaborados a partir de encuestas de opinión —tanto a empresarios como a consumidores o a expertos— es hoy ampliamente difundido, básicamente con dos finalidades: explorar los mecanismos de formación de expectativas e identificar su poder predictivo. En la extensa revisión que realizan de esta literatura empírica, Pesaran y Weale (2006) identifican que muchas de estas cuestiones han sido desarrolladas desde distintos enfoques.

Entre los que han abordado el tema principalmente con fines de predicción y detección de cambios en las fluctuaciones cíclicas, se encuentran Svensson (1997); Berk (1999); Pesaran, Pierse y Lee (1993); Rahiala y Teräsvirta (1993); Smith y McAleer (1995); Kauppi, Lassila y Teräsvirta (1996); Öller (1990); Hanssens y Vanden Abeele (1987), y Alfarano y Milakovic (2010).

Paralelamente, autores como Eusepi y Preston (2008) han mostrado la relevancia potencial del análisis desagregado en la investigación sobre la generación de las fluctuaciones cíclicas, enfocándose en el papel que desempeñan las disparidades de información entre agentes vinculados en la cadena de producción. Otros (Long y Plosser; 1983; Blanchard, 1987; Durlauf, 1991; Caballero y Lyons, 1990) enfatizan diversos mecanismos a través de los cuales las interacciones sectoriales en la formación de expectativas influyen en la dinámica macroeconómica, tales como: acumulación de pequeños costos de menú, desarticulación de las decisiones, fallas de coordinación.

Si bien la literatura empírica para otras economías es extensa, la investigación respecto del tema en el

Uruguay es escasa. Como país pequeño y abierto, su economía ha estado tradicionalmente sujeta a *shocks* externos, sobre todo provenientes de los países vecinos, la Argentina y el Brasil. Esos *shocks* han derivado en profundas fluctuaciones cíclicas y episodios de crisis, el último de los cuales tuvo lugar a principios de la década de 2000. Pese a ello, solo se conoce un estudio (Lanzilotta, 2006) en que se aborda el tema de la influencia de las expectativas en la generación de las fluctuaciones económicas. En dicha investigación se deja ver la influencia de las expectativas empresariales en la actividad económica agregada, poniendo en evidencia que estas aportan información relevante para predecir y anticipar las fluctuaciones cíclicas en el Uruguay.

En el presente trabajo se retoma la línea desarrollada en Lanzilotta (2006), bajo un enfoque predominantemente empírico y exploratorio. Se examina la influencia de las expectativas de los industriales uruguayos en su propio desempeño en el largo plazo, desagregando el sector en cuatro grupos, diferenciados por su inserción comercial y su especialización exportadora. Con el fin de investigar las relaciones entre las expectativas de estos cuatro agrupamientos industriales y la propagación de los *shocks* entre ellos, se realiza un doble abordaje. Un enfoque de largo plazo, a partir del análisis de cointegración (sobre la base del procedimiento propuesto por Johansen (1995) y Johansen y Juselius (1989)) entre las expectativas de los grupos y la identificación de las tendencias comunes subyacentes entre ellas mediante la estimación de modelos estructurales multivariantes de series temporales (Engle y Kozicki, 1993; Vahid y Engle, 1993). El enfoque de largo plazo se completa con el estudio de la dinámica de propagación de los *shocks* de expectativas en el corto plazo en el marco de un modelo de autorregresión vectorial VAR multisectorial.

En el análisis empírico se hace uso de las medidas de expectativas relevadas por la Cámara de Industrias del Uruguay (CIU) y de los indicadores de producción industrial de la Encuesta Mensual de la Industria Manufacturera realizada por el Instituto Nacional de Estadística (INE). Se consideran datos mensuales entre enero de 1998 y julio de 2011.

Los resultados hallados ponen de manifiesto que las expectativas de los empresarios industriales comparten

una tendencia común con la producción sectorial. En los grupos industriales de perfil más transable esta relación es de predeterminación, lo que muestra la utilidad de estos indicadores en la anticipación del crecimiento del sector. Esta tendencia común se identifica como la que guía la evolución de las expectativas del grupo exportador, y las expectativas de los demás grupos de alguna forma dependen de ella. Por último, las simulaciones de impulso-respuesta derivadas de un modelo VAR multisectorial confirman la importancia de las industrias más expuestas a la competencia internacional en la propagación de los *shocks* en el corto plazo.

II

Expectativas y dinámica productiva

El proceso de formación de expectativas ha sido clave en el estudio de los problemas económicos en los que los agentes deben predecir variables desconocidas.

Buena parte de las investigaciones empíricas más recientes sobre expectativas han vuelto a poner el foco en la posibilidad de que estas constituyan un factor relevante para dar cuenta de los ciclos económicos. Autores como Beaudry y Portier (2006) hallan para la economía estadounidense que los precios de las acciones predicen el crecimiento de la productividad total de los factores y que los auges financieros son acompañados de una expansión generalizada de la economía de los Estados Unidos de América. Karnizova (2010) plantea un modelo que explica las fluctuaciones provocadas por las expectativas e incorpora lo que denomina el deseo intrínseco de la acumulación. Otros autores (Eusepi y Preston, 2008) desarrollan una teoría de las fluctuaciones impulsadas por expectativas basada en el aprendizaje, con agentes que poseen información incompleta. En el marco de un modelo neoclásico, Floden (2007) demuestra que el optimismo desmesurado acerca de la productividad futura puede generar expansiones económicas inmediatas (bajo el supuesto de capacidad de utilización variable). Por su parte, Li y Mehkari (2009) presentan un modelo en el que se incorpora la creación endógena de producto, y Patel (2011) estudia el efecto de las expectativas de los inversores en sus decisiones de inversión, encontrando que estas cumplen un papel particularmente importante en contextos de información limitada o de mala calidad sobre los activos.

Por otra parte, en varios estudios se ha subrayado la relevancia de las interacciones sectoriales en la

El presente documento se organiza como sigue. En las secciones II y III se exponen los lineamientos conceptuales y metodológicos, respectivamente. En la cuarta sección se discute acerca de las ventajas e inconvenientes del uso de indicadores de expectativas recabadas en encuestas (sobre el que se apoya el análisis empírico). En la quinta sección se presentan los datos y la propuesta de desagregación de la industria. En la sexta, se caracterizan los grupos industriales antes definidos. En la sección VII se exponen los resultados (evidencia empírica), y en la octava se entregan las conclusiones. El documento consta, además, de dos anexos.

propagación de los *shocks* a lo largo del tiempo, bajo diversos enfoques. En el contexto de la literatura del ciclo real de los negocios, la importancia de las interacciones sectoriales se vincula, por ejemplo, con la posibilidad de que distintos tipos de agentes, con expectativas racionales e interrelaciones en la cadena de producción, posean diferente información, lo que se refleja en las respuestas dinámicas ante los *shocks* que afectan a la economía. Desde otra óptica, se ha discutido acerca del papel de las interacciones sectoriales y su influencia en la dinámica macroeconómica, a través de mecanismos tales como el ajuste de costos resultante de los efectos acumulados de pequeños costos de menú a nivel individual, de la desarticulación y no sincronización de las decisiones, de las fallas de coordinación, entre otros. Por ejemplo, Long y Plosser (1983) han analizado la propagación de los *shocks* entre sectores debido al uso de insumos intermedios producidos; Gordon (1981) y Blanchard (1987) apuntan a que las decisiones de un sector industrial son influenciadas por las señales de precios o de producción de otros sectores localizados antes o después en la cadena de producción; Durlauf (1991) y Caballero y Lyons (1990) dan cuenta de la influencia intersectorial a través de las complementariedades tecnológicas.

Beaudry y Portier (2007) argumentan que si bien las expectativas son frecuentemente señaladas como un factor explicativo de las fluctuaciones, las interacciones solo pueden percibirse a partir de un análisis sectorial desagregado. Es decir, mediante una representación más rica de la economía que la que ofrecen los modelos macroeconómicos. Dicha influencia tiene lugar debido

a las complementariedades de producción entre los distintos sectores de la economía.

Lee y Shields (2000), basándose en trabajos previos de Lee y Pesaran (1994); Lee (1994), y Lee, Pesaran y Pierse (1992), desarrollan un modelo VAR intersectorial para la producción industrial del Reino Unido de Gran Bretaña e Irlanda del Norte, haciendo uso de medidas directas de expectativas (recabadas por la Confederación de la Industria Británica). Los autores encuentran que estos datos proveen invaluable información sobre el papel de las expectativas y permiten identificar las fuentes de los efectos persistentes de los *shocks* y los mecanismos

por cuyo intermedio estos efectos son transmitidos a través de los sectores y a lo largo del tiempo.

En el presente artículo se analiza la relevancia de las expectativas empresariales en la anticipación de la producción industrial, basándose en estudios previos para Uruguay (Lanzilotta, 2006) que muestran que estas son un componente relevante en la construcción de un indicador líder de actividad global. La desagregación de la industria en grandes grupos permite arrojar luz sobre algunos de los aspectos de la interacción entre expectativas y producción que de otra forma no se evidenciarían (Beaudry y Portier, 2007; Eusepi y Preston, 2008).

III

Marco metodológico

Para el estudio de las interacciones en la formación de expectativas, y entre estas y el nivel de producción a nivel de grupos industriales se sigue la metodología que emplean Lee y Shields (2000) —basada en métodos econométricos VAR— y el esquema metodológico de cointegración que propone Johansen (1995).

En todos estos casos se analizan las funciones de impulso-respuesta derivadas de los modelos estimados. Estas funciones, calculadas sobre los errores de la forma reducida del VAR, representan el efecto conjunto de todos los *shocks* primarios que pueden afectar a una variable. Como indican Stock y Watson (2001), dado que en general las variables endógenas del VAR están correlacionadas, los términos de error de las diferentes ecuaciones de la forma reducida también lo están.

Una solución al problema de la correlación de los errores en los VAR ha sido la estimación recursiva del modelo. Esta metodología permite obtener residuos incorrelacionados entre las ecuaciones, por lo que la función de impulso-respuesta se calcula sobre la

base de impulsos ortogonales entre sí. Debe notarse que los resultados dependerán del orden en que se hayan incluido las variables en el VAR; así, al cambiar el orden pueden obtenerse resultados diferentes. Por ende, el orden que se elija para las variables no debería ser al azar. Se seguirá aquí el criterio establecido por Litterman (1980), que ordena las variables en función de su grado de exogeneidad (de más a menos exógenas). Es un procedimiento de uso generalizado que consiste en atribuir todo el efecto de cualquier componente común a la variable que se especifica en primer lugar en el modelo VAR. Operativamente, el procedimiento supone ordenar las variables de mayor a menor exogeneidad relativa.

Por último, la identificación de las tendencias comunes entre las expectativas se realiza sobre la base de la estimación de modelos estructurales multivariantes (de acuerdo con Engle y Kozicki, 1993; Vahid y Engle, 1993). En el anexo I se incluye una descripción de los métodos econométricos aplicados.

IV

Indicadores de expectativas

El uso de indicadores que dan cuenta de las expectativas de los agentes recabadas a través de encuestas, es extendido en países que cuentan con un sistema de estadísticas desarrollado. La última crisis económica internacional ha

mostrado la necesidad de disponer de datos económicos oportunos y la dificultad de anticipar el futuro. Que los datos de encuestas de opinión estén disponibles en plazos de tiempo relativamente cortos, generalmente

antes que las estadísticas cuantitativas oficiales, hace que tengan un enorme potencial para los tomadores de decisiones en el análisis de las perspectivas económicas (Remond-Tiedrez, 2005). De hecho, la puntualidad es una dimensión importante de la calidad de la información estadística y los datos de las encuestas de expectativas empresariales y de consumidores poseen esa facultad en la mayoría de los casos.

Los indicadores de expectativas han sido ampliamente utilizados en la literatura aplicada para captar y anticipar los movimientos de diversas variables, como las tasas de interés, el desempleo o los precios, así como para arrojar luz sobre la formación de expectativas y los planes de las empresas. Las preguntas que los estudios empíricos sobre expectativas procuran responder son (entre otras): i) ¿cuál es la naturaleza de las expectativas?; ii) ¿cómo se forman y en qué medida las personas aprenden de la experiencia?; iii) ¿cuál es la relación entre los supuestos estándar de la teoría económica y la formación de expectativas en la práctica?, y iv) ¿hasta qué punto pueden los datos de expectativas mejorar el funcionamiento de los métodos de predicción convencionales? (para una revisión de esta literatura véase Pesaran y Weale (2006)).

En la literatura empírica pueden encontrarse múltiples ejemplos, cuyo objeto de estudio son las estadísticas de expectativas y su utilidad para predecir y detectar cambios en las fluctuaciones cíclicas. Svensson (1997) y Berk (1999) se ocupan de la medición de la inflación esperada, Pesaran, Pierse y Lee (1993); Rahiala y Teräsvirta (1993); Smith y McAleer (1995); Kauppi, Lassila y Teräsvirta (1996); Öller (1990) y Hanssens y Vanden Abeele (1987) se enfocan en el crecimiento de la producción, y Batchelor (1982), en el empleo. Entre los que exploran los datos de las encuestas de opinión como indicadores del comportamiento empresarial para testear diferentes esquemas de formación de expectativas o interacciones entre agentes, pueden encontrarse a Batchelor (1982); Smith y McAleer (1995), y Alfaro y Milakovic (2010), entre otros.

A partir de estos estudios, se ha señalado un conjunto de problemas relativos al tratamiento e interpretación de los datos de las encuestas de opinión, que ponen en duda que estos datos sean sustitutos adecuados de las reales expectativas de los agentes. En uno de los estudios más importantes se argumenta que los resultados de las encuestas son sensibles a errores de muestreo y en la formulación de las preguntas (véase Chan-Lee, 1980). Otro de los cuestionamientos más serios se refiere a que los encuestados pueden expresar opiniones que son diferentes de las que inspiran finalmente sus acciones y podrían tratar de manipular estratégicamente las

respuestas para inducir el resultado deseado (Nardo, 2003). Otro de los problemas que señala Nardo alude al problema de encuadre, que también puede introducir sesgos en las respuestas.

En su revisión de la literatura sobre el uso de datos de expectativas, Pesaran y Weale (2006) enfatizan dos aspectos cruciales a tener cuenta: la forma en que se recogen las respuestas y su conversión en datos cuantitativos agregados. En esta investigación se han intentado considerar ambos aspectos.

La información sobre expectativas empresariales que se emplea en este trabajo proviene de la Encuesta Industrial Mensual que lleva a cabo la Cámara de Industrias del Uruguay (CIU) desde 1997 a la fecha. En esa encuesta, además de recolectar los datos relativos a las ventas, se indaga acerca de las expectativas sobre la evolución de la actividad de la propia empresa, del mercado externo e interno, de la rama de actividad industrial en que se desempeña (sector industrial) y de la economía en su conjunto. Los indicadores de expectativas que se estudian en el presente trabajo refieren a estos dos últimos grupos (expectativas sobre el sector y sobre la economía nacional). Dado que al igual que el INE recoge información de ventas, es posible cotejar la representatividad de la encuesta de la CIU comparando ambas series. El buen ajuste de la serie de ventas de la CIU respecto de la oficial permite tener tranquilidad sobre la inexistencia de serios errores de muestreo. De todas formas, los cuestionamientos acerca del posible desajuste de las opiniones manifestadas por los empresarios respecto de sus verdaderas expectativas (debido a problemas de encuadre, sesgo estratégico u otros) podrían —*a priori*— estar presentes.

Un segundo aspecto a considerar es el método de agregación. La pregunta formulada en la encuesta mensual de la CIU a los referentes de cada empresa es: “*Considerando la situación actual, ¿cómo ve la evolución de la economía nacional, de su sector y de su empresa en el horizonte de los próximos seis meses?*”. Se pregunta si espera que la situación (para cada una de las tres dimensiones) mejore, empeore o permanezca igual. El método al que se recurre para la agregación de estas respuestas fue el de estadística de balance. Este procedimiento es el utilizado por Eurostat, y se emplea usualmente en los estudios aplicados en el tema (Kangasniemi, Kangassalo y Takala, 2010, y Kangasniemi y Takala, 2012, entre los más recientes). De acuerdo con esta metodología, los indicadores agregados de expectativas se construyen como el cociente entre la resta de las respuestas positivas y negativas y el total de respuestas. Cada respuesta se incorpora al indicador

con el mismo peso, independientemente del tamaño de la empresa o de la rama.

A nivel internacional, los intentos por comparar los diferentes métodos de cuantificación en un contexto de simulación no tienen demasiados ejemplos en la literatura. Common (1985) es uno de ellos, y concluye que ningún método parece preferible a otro. Nardo (2003) y Nardo y Cabeza-Gutés (1999) encuentran que el método tiene un desempeño medio, si bien sus conclusiones dependerán del proceso generador de datos elegido para sus simulaciones.

Por último, cabe anotar un elemento adicional respecto de las características de los indicadores de

expectativas. Por construcción, la estadística de balance hace que los indicadores cuantitativos de expectativas estén acotados en el rango de $[-1,1]$. Toman el valor -1 en el caso hipotético de que todos los encuestados esperen que la situación empeore, y 1 en el caso contrario. Esto significa que el indicador no puede empeorar teóricamente cuando llega a -1 ni mejorar cuando alcanza el máximo de 1 , lo que podría suponer una restricción en la captura de las percepciones de los empresarios. No obstante, en la muestra aquí analizada, ninguno de los indicadores de expectativas asume esos valores en ningún momento del período, sino que se mantienen alejados de los extremos.

V

Los datos

Además de los indicadores de expectativas antes comentados, se consideran los datos sobre producción industrial que surgen del índice de volumen físico (IVF) de la industria manufacturera, que elabora el INE (Encuesta Mensual de la Industria Manufacturera, base 2006). No se toma en cuenta la producción de la refinería estatal de petróleo, por lo que en todos los resultados se excluye a esa división de la industria. Los datos que se analizan en esta investigación abarcan desde enero de 1998 a julio de 2011 y tienen periodicidad mensual.

Para los efectos de la modelización multisectorial y en función de la reducida extensión de las bases de datos disponibles —lo que inviabilizó el análisis a nivel de división industrial—, se optó por trabajar a nivel de agrupamientos industriales

El criterio para el agrupamiento de las ramas industriales es el aplicado por Laens y Osimani (2000). Estas autoras desagregan la industria de acuerdo con su patrón de especialización productiva y comercial, y para ello toman en cuenta las corrientes de importación y exportación de los bienes pertenecientes a la rama industrial y la producción nacional de estos¹. Este

criterio de desagregación asegura que los factores determinantes del crecimiento actúen de manera razonablemente homogénea en el interior de cada grupo. Como señalan Lorenzo, Lanzilotta y Sueiro (2003), la desagregación de la industria en grupos homogéneos enriquece el diagnóstico dado que las especificidades sectoriales se manifiestan en patrones de comportamiento claramente diferenciados.

Las variables de producción (consideradas en su transformación logarítmica) se denotan como ivf_i , siendo i el agrupamiento industrial, exportadoras (x), sustitutivas de importaciones (m), comercio intra-rama (ci) y bajo comercio (bc). En forma análoga, los indicadores de expectativas sobre la economía se denotan como iec_i y los de expectativas sobre el sector como $isec_i$. En el gráfico 1 se representan todas las variables.

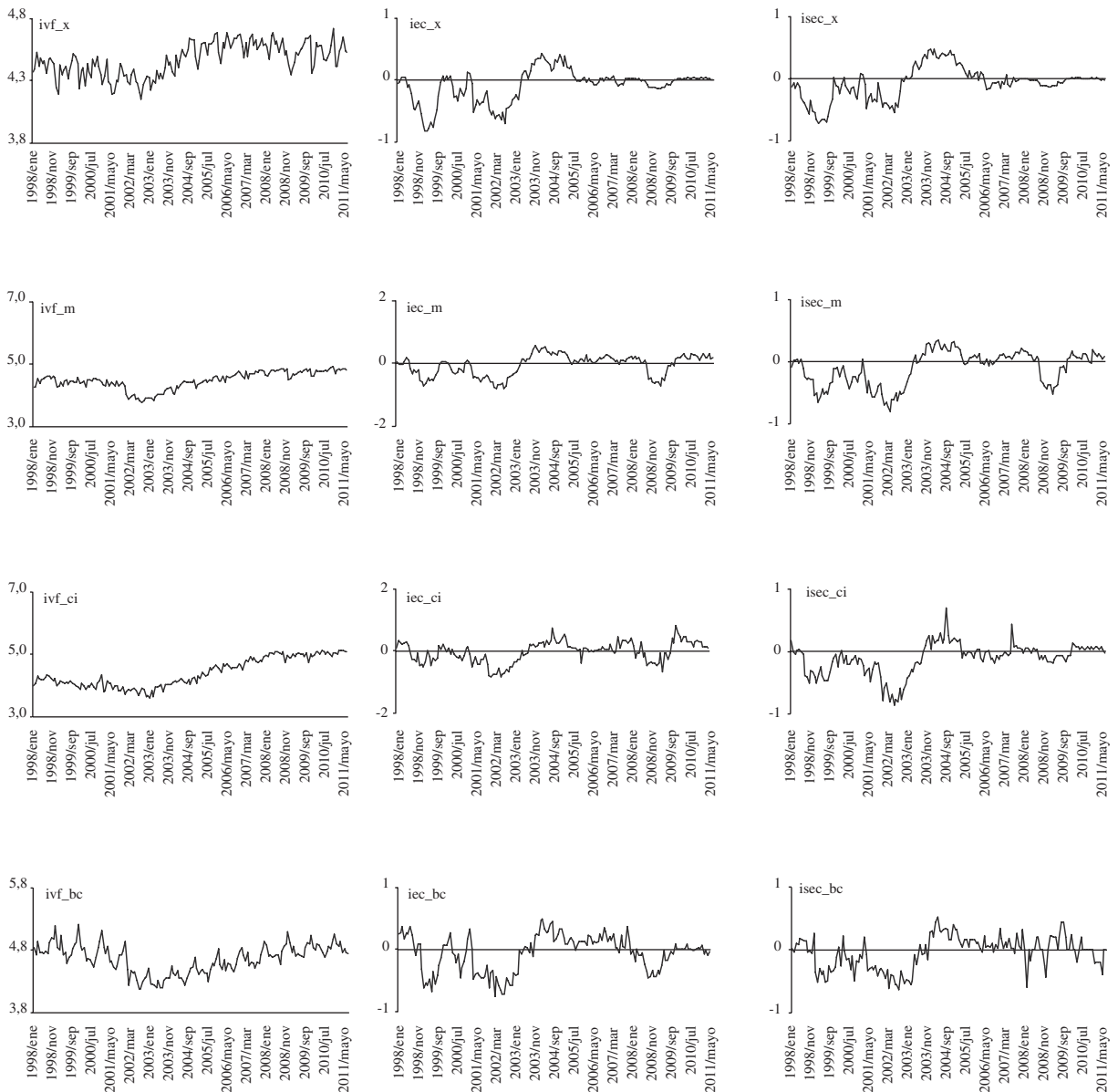
Del análisis de las características estadísticas de las series de producción y expectativas de cada uno de los agrupamientos industriales, se concluye que todas son integradas de orden 1, $I(1)$ (véase el cuadro A.1 del anexo econométrico). En ese análisis se aplicaron los contrastes de la prueba de Dickey-Fuller aumentada (ADF

¹ Clasifican 73 sectores industriales (desagregando a 4 dígitos de la Clasificación Industrial Internacional Uniforme de todas las actividades económicas (CIIU revisión 2), en cuatro grupos: industrias exportadoras, industrias de bajo comercio, industria sustitutiva de importaciones e industria de comercio intra-rama. En primer lugar, se separan aquellos sectores cuyo coeficiente de apertura (exportaciones más importaciones como porcentaje de la oferta global) es inferior al 5%. Estos sectores quedan clasificados dentro del grupo denominado de bajo comercio. Cuando dicho coeficiente sobrepasa

el 5%, se analiza la presencia de comercio intra-industrial a través de los correspondientes índices de Grubel y Lloyd. De esta forma se define un segundo grupo, integrado por las ramas con un índice por sobre un 0,50, que se denomina de comercio intra-industrial o intra-rama. Finalmente, los sectores con índices de Grubel y Lloyd menores de 0,50 se dividen según el saldo del comercio sectorial sea positivo o negativo. Aquellos con signo positivo conforman el grupo de exportadores y los de signo negativo definen el grupo denominado de sustitutos de importaciones.

GRÁFICO 1

Índice de volumen físico (IVF), indicadores de expectativas sobre la economía (IEC) y sobre el sector de los grupos industriales (ISEC), enero de 1998-julio de 2011
(Índices de volumen físico en logaritmos de índice base 100 año 2006, índice de expectativas)



Fuente: elaboración propia sobre la base de datos del Instituto Nacional de Estadística (INE) y de la Cámara de Industrias del Uruguay (CIU).

por sus siglas en inglés) y la prueba de estacionariedad de Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS). En la prueba de ADF, la hipótesis nula señala que el proceso es integrado de primer orden y se acepta dicha hipótesis a menos que haya una clara evidencia en contrario. La prueba KPSS, en cambio, tiene la estacionariedad como hipótesis nula, complementando a la prueba ADF, que

tiene bajo poder contra la estacionariedad cuando haya procesos cercanos a la raíz unitaria.

Las variables de expectativas se comportan como paseos aleatorios con deriva. Las series de IVF industrial correspondientes a los grupos *m*, *ci* y *bc* presentan un marcado patrón estacional, por lo que en esos casos se aplicó una diferencia estacional.

VI

Breve caracterización de los grupos

La industria manufacturera uruguaya, de perfil predominantemente transable, ha representado en el promedio del período bajo estudio cerca del 15% del producto interno bruto (PIB) de la economía y algo más del 23% del valor bruto de la producción. En ese marco se presenta aquí una sucinta caracterización de los cuatro grupos, con el objetivo de brindar una primera aproximación a los fundamentos que pueden guiar el comportamiento empresarial respecto de las expectativas y a cómo estos interactúan. En el cuadro 1 se presenta —para dos años seleccionados del comienzo y del fin de la muestra analizada: 1997 y 2007²—, la participación

de cada uno de los agrupamientos en el valor bruto de producción (VBP) y en el valor agregado bruto (VAB) del sector manufacturero.

El grupo de industrias exportadoras es el que más contribuye en términos de VBP y de VAB a la industria global (46% y 34%, respectivamente), mientras que las ramas sustitutivas de importaciones son responsables de más de la cuarta parte del VAB y VBP industrial. Entre 1997 y 2007, el agrupamiento de industrias de bajo comercio pierde participación en la producción en favor de las industrias de comercio intra-rama. Tanto estas últimas industrias como aquellas sustitutivas de importaciones alcanzan a representar más de la cuarta parte del VAB manufacturero total al final del período.

Las estructuras de producción se presentan en el cuadro 2. Si bien constituye un rasgo compartido por

² El año 1997 es el último disponible con la desagregación requerida para la construcción de los grupos.

CUADRO 1

Participación de los agrupamientos en el VBP y VAB industrial, 1997 y 2007
(En porcentajes)

Grupos	1997		2007	
	VBP	VAB	VBP	VAB
Exportadores	51,0	38,0	45,9	34,0
Sustitutivos de importaciones	20,0	27,0	27,7	26,4
Comercio intra-rama	10,0	10,0	17,0	26,0
Bajo comercio	19,0	25,0	9,4	13,6
Total industria ^a	100,0	100,0	100,0	100,0

Fuente: elaboración propia, sobre la base de Instituto Nacional de Estadística (INE), Encuesta Industrial Anual (EIA), 1997 y Encuesta de Actividad Económica (EAE), 2007.

^a Sin refinería de petróleo.
VAB: valor agregado bruto.
VBP: valor bruto de producción.

CUADRO 2

Estructura productiva según agregado industrial, 1997 y 2007
(En porcentajes)

Grupos	1997			2007		
	VAB	Consumo intermedio	VBP	VAB	Consumo intermedio	VBP
Exportadores	27,2	72,8	100,0	21,7	78,3	100,0
Sustitutivos de importaciones	50,5	49,5	100,0	28,0	72,0	100,0
Comercio intra-rama	38,1	61,9	100,0	44,7	55,3	100,0
Bajo comercio	50,9	49,1	100,0	42,8	57,2	100,0

Fuente: Instituto Nacional de Estadística (INE), Encuesta Industrial Anual (EIA), 1997 y Encuesta de Actividad Económica (EAE), 2007.

Nota: para 2007 no se dispone de datos desagregados de consumo intermedio.
VAB: valor agregado bruto.
VBP: valor bruto de producción.

casi todos los grupos que el peso del consumo intermedio aumente a lo largo del período (salvo en el de comercio intra-rama), su magnitud es una de las características que los diferencia. Téngase en cuenta que el peso de los insumos en la producción da una señal de los potenciales encadenamientos productivos entre los grupos, sobre todo si se trata de insumos nacionales. Da una pauta, además, de los posibles efectos multiplicadores de un determinado grupo en el sector en su conjunto.

El grupo de industrias exportadoras es el que presenta menor proporción de valor agregado en el VBP. Más de la mitad de su consumo intermedio se dedica a la compra de materias primas, fundamentalmente de origen nacional (agropecuario)³. Las industrias sustitutivas de importaciones presentan una estructura similar a las exportadoras en el último período (si bien al inicio poseían una composición balanceada entre valor agregado e insumos). No obstante, a diferencia de las exportadoras, las sustitutivas de importaciones se caracterizan por la alta participación de los insumos provenientes del exterior. Las industrias de bajo comercio y las de comercio intra-rama presentan en 2007 un cociente relativamente más alto que los otros dos grupos entre valor agregado y el VBP. En ambos casos, el peso de las materias primas nacionales dentro de los insumos era primordial al menos al comienzo del período (únicos datos disponibles).

³ Información disponible solo para el año 1997.

Es importante notar que de los cuatro agrupamientos, los más expuestos a la competencia internacional son los grupos exportador y sustitutivo de importaciones. El primero, en función de su mercado de destino, especialmente internacional. El segundo, debido a la competencia externa de los productos que venden principalmente en el mercado interno —aunque también al MERCOSUR—, así como al costo de los insumos que emplean, básicamente de origen importado.

En las industrias de comercio intra-rama, el intercambio y la competencia tienen lugar dentro de la propia rama industrial. El principal destino de los bienes que produce este agrupamiento es el MERCOSUR, sobre todo la Argentina. Por definición, las industrias de bajo comercio tienen al mercado interno como destino principal de su producción. Aun así, algunas ramas comprendidas dentro de este grupo pueden vincularse indirectamente con el mercado externo debido a la provisión de insumos a industrias que exportan al mundo o a la región⁴. En estos últimos dos grupos, y no obstante que el peso total de los insumos en su estructura productiva es inferior al que se registra en los otros dos, cobran importancia los encadenamientos productivos con otros sectores industriales y no industriales por medio de la provisión de insumos nacionales.

⁴ En rigor, algunas ramas de este agrupamiento (elaboración de bebidas gaseosas y tabacaleras) se encuentran indirectamente afectadas por la competencia internacional debido al comercio informal de productos ingresados al país ilegalmente.

VII

Evidencia empírica

La investigación empírica se centró en la identificación de las interacciones entre las expectativas sectoriales y el crecimiento de la producción (véase la sección II). Además, se investigó la interdependencia sectorial en las expectativas en el largo plazo, o lo que es lo mismo, la existencia de trayectorias subyacentes comunes entre las expectativas de los cuatro grupos industriales (véanse las secciones III y IV). Por último (véase la sección V), en el marco de un modelo multisectorial VAR se presentan las interacciones en el corto plazo entre expectativas y producción.

1. Expectativas y producción industrial

En primer término, se exploró la existencia de relaciones de equilibrio entre expectativas y producción industrial a nivel de cada agrupamiento, con el fin de comprobar si existe una trayectoria subyacente común entre el desempeño industrial y la percepción de los empresarios sobre el futuro de la economía y el sector.

En todos los casos se comprobó que las expectativas y el nivel de producción industrial de cada agrupación poseen una trayectoria común en el largo plazo. Los

contrastes de Johansen mostraron que existe una relación positiva en el largo plazo entre el crecimiento interanual de la producción del sector y sus expectativas sobre la economía y sobre el propio sector. Las relaciones que surgen de la estimación mediante el modelo de corrección del vector de error se presentan en el cuadro 3⁵.

La magnitud de los coeficientes refleja que la percepción sobre el futuro desempeño del propio sector afecta la producción sectorial en mayor medida que las expectativas sobre la economía. En los grupos de industrias de comercio intra-rama y de bajo comercio existe una mutua determinación entre las expectativas sectoriales y la producción. En los casos de las industrias exportadoras y sustitutivas de importaciones no es posible rechazar (al 5%) la exogeneidad débil de las expectativas sectoriales. Por ende, en estos dos grupos no existiría retroalimentación entre el propio desempeño y su percepción futura, al contrario de lo que ocurre en

los restantes grupos. Por su parte, las expectativas sobre la economía actúan en forma exógena para todos los grupos industriales, salvo para el de comercio intra-rama.

El análisis de impulso-respuesta que se presenta en el gráfico 2 permite apreciar las reacciones dinámicas del producto industrial ante *shocks* sobre las expectativas⁶. Estas simulaciones dan cuenta tanto de la magnitud del impacto como del tiempo que toma en asimilarse. De acuerdo con lo que surge de las simulaciones realizadas, las respuestas a los *shocks* de expectativas no son —en general— instantáneas aunque sí rápidas; no toma más de 3 o 4 trimestres asimilar todo el efecto⁷.

Los resultados del análisis de cointegración y de los contrastes de exogeneidad débil (cuadro 3) y fuerte

⁵ Las estimaciones completas pueden ser solicitadas a la autora.

⁶ En todos los casos, la magnitud del *shock* simulado es de una desviación estándar.

⁷ El criterio seguido para el ordenamiento de las variables fue el de exogeneidad. No obstante, se analizó la robustez de los resultados con respecto a otras especificaciones (otros ordenamientos de las variables) y las respuestas no variaron significativamente.

CUADRO 3

Relaciones de cointegración entre expectativas y producción industrial

Estimaciones no sujetas a restricción.	Variable (débilmente) exógena	Variabes endógenas: coeficiente del mecanismo de corrección de error (MCE)	Restricciones (especificación y estadístico de contraste)
Expectativas sobre la evolución de la economía			
Ecuación 1 (MCE[$\Delta_{12}ivf_x$, iec_x])	$\Delta_{12}ivf_x = 0,024 + 0,213*iec_x$ (0,015) (0,064)	iec_x	$\alpha(\Delta_{12}ivf_x) = -0,662$ $\beta(\Delta_{12}ivf_x) = 1; \alpha(iec_x) = 0;$ $\chi^2 = 3,461, pr. = 0,063$
Ecuación 2 (MCE[$\Delta_{12}ivf_m$, iec_m])	$\Delta_{12}ivf_m = 0,005 + 0,452*iec_m$ (0,003) (0,092)	iec_m	$\alpha(\Delta_{12}ivf_m) = -0,330$ $\beta(\Delta_{12}ivf_m) = 1; \alpha(iec_m) = 0;$ $\chi^2 = 3,732, pr. = 0,053$
Ecuación 3 (MCE[$\Delta_{12}ivf_ci$, iec_ci])	$\Delta_{12}ivf_ci = 0,107 + 0,442*iec_ci$ (0,002) (0,071)		$\alpha(\Delta_{12}ivf_ci) = -0,470, \alpha(iec_ci) = 0,338$
Ecuación 4 (MCE[$\Delta_{12}ivf_bc$, iec_bc])	$\Delta_{12}ivf_bc = 0,225 + 0,385*iec_bc$ (1,071) (0,083)	iec_bc	$\alpha(\Delta_{12}ivf_bc) = -0,404$ $\beta(\Delta_{12}ivf_bc) = 1; \alpha(iec_bc) = 0;$ $\chi^2 = 2,631, pr. = 0,105$
Expectativas sobre la evolución del sector			
Ecuación 5 (MCE[$\Delta_{12}ivf_x$, $isec_x$])	$\Delta_{12}ivf_x = 0,014 + 0,272*isec_x$ (0,013) (0,063)	$isec_x$	$\alpha(\Delta_{12}ivf_x) = -0,714$ $\beta(\Delta_{12}ivf_x) = 1; \alpha(isec_x) = 0;$ $\chi^2 = 0,210, pr. = 0,646$
Ecuación 6 (MCE[$\Delta_{12}ivf_m$, $isec_m$])	$\Delta_{12}ivf_m = 0,058 + 0,519*isec_m$ (0,022) (0,083)	$isec_m$	$\alpha(\Delta_{12}ivf_m) = -0,457$ $\beta(\Delta_{12}ivf_m) = 1; \alpha(isec_m) = 0;$ $\chi^2 = 0,204, pr. = 0,651$
Ecuación 7 (MCE[$\Delta_{12}ivf_ci$, iec_ci])	$\Delta_{12}ivf_ci = 0,157 + 0,635*iec_ci$ (0,041) (0,158)		$\alpha(\Delta_{12}ivf_ci) = -0,342, \alpha(iec_ci) = 0,143$
Ecuación 8 (MCE[$\Delta_{12}ivf_bc$, iec_bc])	$\Delta_{12}ivf_bc = 0,006 + 0,589*iec_bc$ (0,014) (0,057)		$\alpha(\Delta_{12}ivf_bc) = -0,423, \alpha(iec_bc) = 0,671$

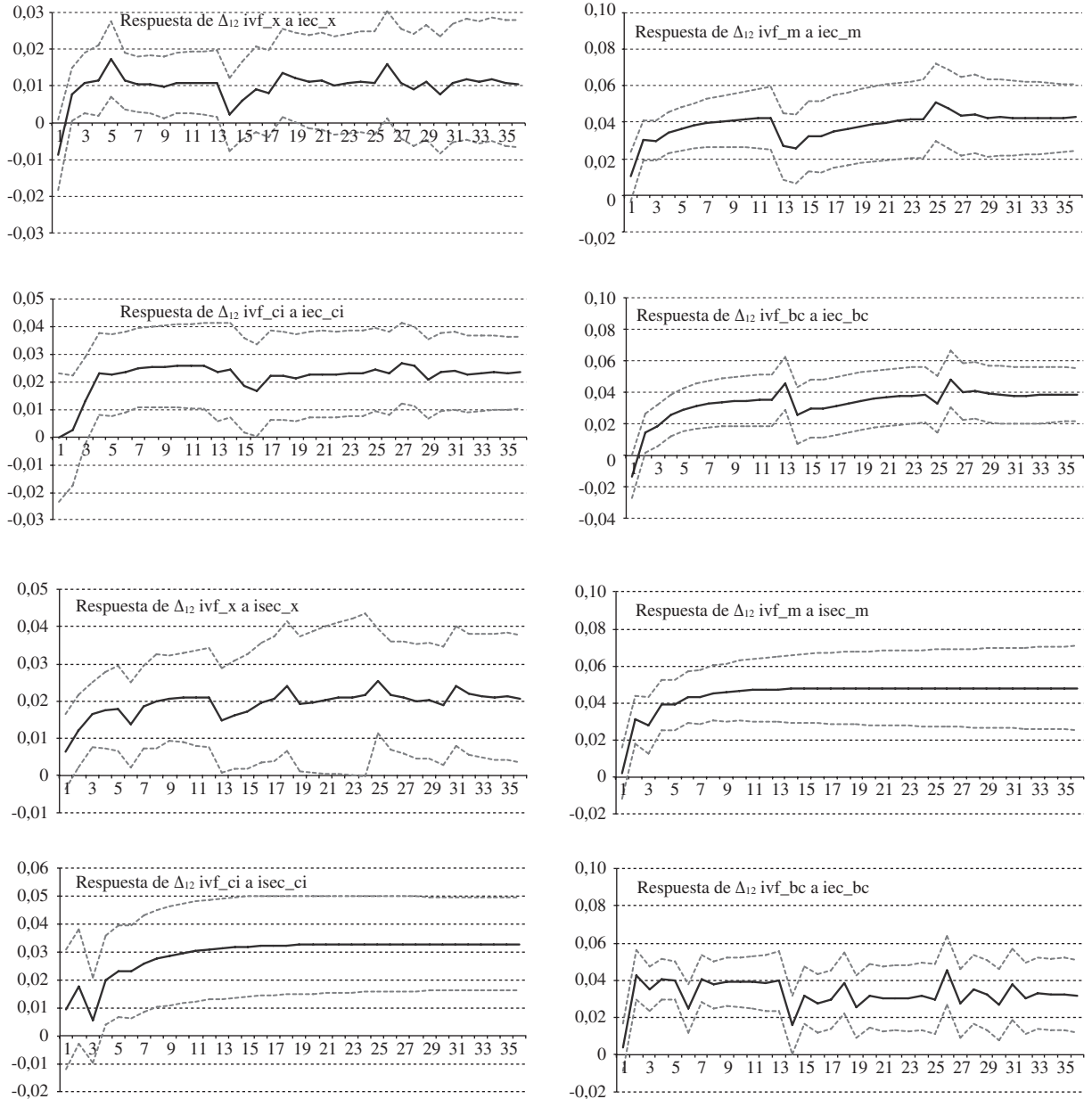
Fuente: elaboración propia.

Δ_{12} : diferencia doceava.

MCE: coeficiente del mecanismo de corrección de error.

GRÁFICO 2

Representación de las simulaciones de impulso-respuesta, ecuaciones 1 a 8
(Shock simulado: 1 desvío estándar; 36 periodos)



Fuente: elaboración propia.

Nota: los intervalos de confianza responden a errores estándar calculados por medio de simulaciones de Monte Carlo (con 1.000 repeticiones). Δ_{12} : diferencia doceava.

(véase el contraste de Granger en cuadro A.5 del anexo I), muestran que las expectativas de los exportadores y de los productores de bienes sustitutos de importaciones contienen información relevante para predecir y anticipar su desempeño productivo. La intuición detrás de este

resultado es simple. Los empresarios disponen de abundante información sobre el entorno económico más directo a sus negocios y, por consiguiente, pueden percibir con anterioridad a la reducción o aumento del nivel de producción que las perspectivas económicas

están mejorando o empeorando. Asimismo, su propio optimismo o pesimismo puede influir en variables tales como la inversión y decisiones sobre acervos (*stocks*), ocupación y otras variables relevantes para determinar su nivel de producción. Se confirman así a nivel sectorial, resultados de estudios previos en que se identifican las expectativas como indicadores adelantados relevantes del ciclo de actividad económica en el Uruguay (Lanzilotta, 2006).

2. Interdependencia sectorial en la formación de expectativas

El segundo paso de la investigación se centró en determinar el papel que juegan las interrelaciones sectoriales en la formación de expectativas de los cuatro grupos. En particular, se procuró identificar si en el largo plazo las expectativas de los cuatro grupos (representadas en el gráfico 3) poseen una trayectoria común.

Con ese objetivo se investigó la existencia de relaciones de cointegración entre las expectativas de los cuatro agrupamientos y en caso afirmativo se estimaron modelos de corrección del vector de error, analizándose la

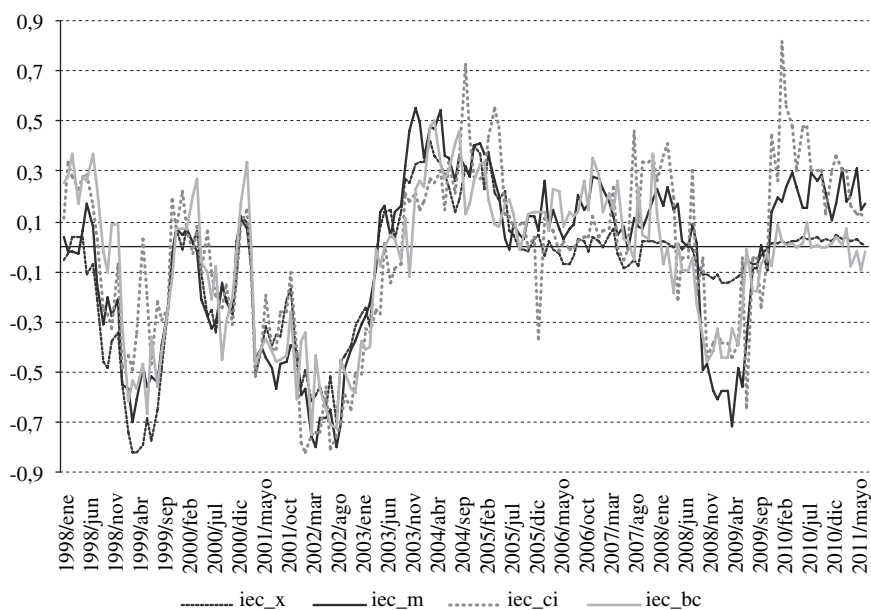
exogeneidad de los indicadores. Las relaciones halladas se presentan en el cuadro 4.

Los resultados indican que entre las expectativas sobre la economía de los cuatro grupos industriales existen (tres) relaciones lineales en el largo plazo, que incluyen a dos grupos en todos los casos.

Importa destacar aquí dos aspectos. Primero, que la presencia de tres relaciones de cointegración indica que solo existe una única trayectoria común en el largo plazo, la que subyace en las expectativas de los cuatro agrupamientos. Segundo, que las variables identificadas como (débilmente) exógenas son las expectativas de los exportadores y las de las industrias sustitutivas de importaciones, y que las primeras actúan como determinantes de las segundas. Esto significa que las percepciones respecto del futuro de la economía de las industrias más expuestas a la competencia internacional (probablemente, con mayor acceso a información acerca del contexto externo, crucial para una economía del tamaño y la apertura del Uruguay) parecen ser las determinantes en última instancia del ánimo u orientación general de las expectativas de la industria en su conjunto.

GRÁFICO 3

Expectativas sobre la economía, enero de 1998 a julio de 2011
(Índice)



Fuente: elaboración propia sobre la base de datos de la Cámara de Industrias del Uruguay (CIU).

iec_j: expectativas sobre la economía; iec_x: expectativas sobre las exportadoras; iec_m: expectativas sobre las sustitutivas de importaciones; iec_ci: expectativas sobre comercio intra-rama; iec_bc: expectativas sobre bajo comercio.

CUADRO 4

Ecuaciones de largo plazo entre las expectativas sobre la economía

Coeficiente del mecanismo de corrección de error (MCE) [iec_x , iec_m , iec_{ci} , iec_{bc}], tres relaciones de cointegración (estimaciones sujetas a restricción):		Variable (débilmente) exógena	Variable endógena: coeficiente del mecanismo de corrección de error (MCE)	Restricciones:
Ecuación 9	$iec_m = 0,056 + iec_x$ (0,053)	iec_x	-0,129	$\beta(iec_x) = \beta(iec_m) = 1$; $\beta(iec_{ci}) = \beta(iec_{bc}) = 0$; $\alpha(iec_x) = \alpha(iec_{ci}) = \alpha(iec_{bc}) = 0$;
Ecuación 10	$iec_{ci} = 0,007 + iec_m$ (0,034)	iec_m	-0,304	$\beta(iec_{ci}) = \beta(iec_m) = 1$; $\beta(iec_x) = \beta(iec_{bc}) = 0$; $\alpha(iec_x) = \alpha(iec_m) = \alpha(iec_{bc}) = 0$;
Ecuación 11	$iec_{bc} = 0,025 + iec_x$ (0,043)	iec_x	-0,223	$\beta(iec_x) = \beta(iec_{bc}) = 1$; $\beta(iec_{ci}) = \beta(iec_m) = 0$; $\alpha(iec_x) = \alpha(iec_{ci}) = \alpha(iec_m) = 0$.

Prueba de restricciones conjuntas: $\chi(12) = 20,8962321$;
Probabilidad = 0,051921

Fuente: elaboración propia.

iec_x : expectativas sobre las exportadoras; iec_m : expectativas sobre las sustitutivas de importaciones; iec_{ci} : expectativas sobre el comercio intra-rama; iec_{bc} : expectativas sobre bajo comercio.

Esta evidencia con respecto a la dirección de la determinación de las expectativas entre los grupos, indicó el correcto planteo en las simulaciones de impulso-respuesta que muestran las dinámicas de corto plazo ante los *shocks* (véanse los paneles del gráfico 4)⁸.

De las simulaciones se desprende que:

- i) Los *shocks* sobre las expectativas de los exportadores poseen un impacto positivo significativo y duradero en las expectativas de los demás grupos industriales. El efecto es inmediato y se absorbe por completo en menos de un semestre.
- ii) Los *shocks* sobre las expectativas de las industrias sustitutivas de importaciones también tienen efecto en el mismo sentido sobre los demás grupos, aunque de menor significación. El mayor efecto tiene lugar en las expectativas de las industrias de comercio intra-rama.

⁸ Como se señalara previamente, para que la función de impulso-respuesta se calcule sobre la base de impulsos ortogonales entre sí, es preciso obtener residuos no correlacionados entre las ecuaciones del VAR. Una posible forma de ortogonalización de los impulsos es la que propone Cholesky. Esta supone utilizar la inversa del factor de Cholesky de la matriz de covarianzas de los residuos para ortogonalizar los impulsos. Esta opción impone un orden en las variables en el VAR tal, que atribuye todo el efecto de cualquier componente común a la variable que se ordena primero en el sistema. Por lo tanto, el orden que se elija para las variables no debería ser al azar, sino según un criterio de mayor a menor exogeneidad de las variables.

- iii) Los *shocks* sobre las expectativas de las industrias de comercio intra-rama y sobre las que producen para el mercado interno no tienen efecto alguno en la percepción de los demás grupos industriales.

En cuanto a la relación entre las expectativas sectoriales de los cuatro grupos no se comprobó la existencia de una única trayectoria común. Por ese motivo y con el objetivo de indagar sobre las interacciones de corto plazo se estimó un modelo VAR multisectorial (considerando a las variables en su transformación estacionaria). En el gráfico 5 se presentan los resultados de las simulaciones de impulso-respuesta.

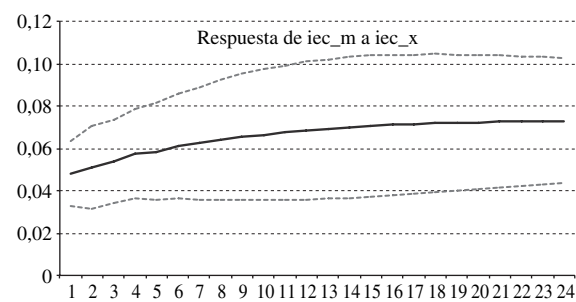
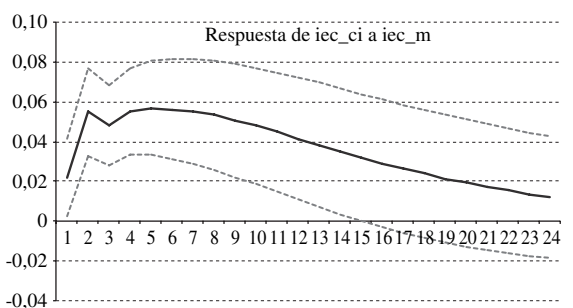
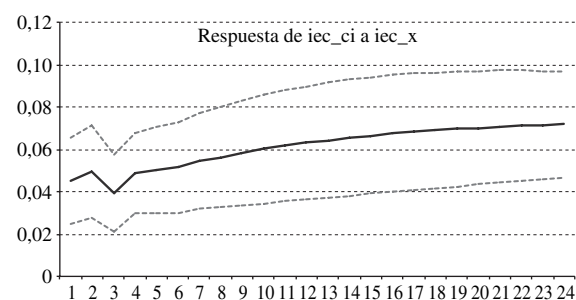
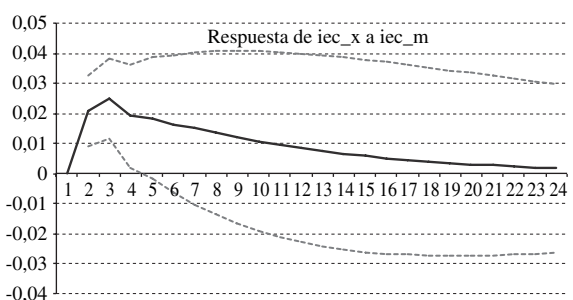
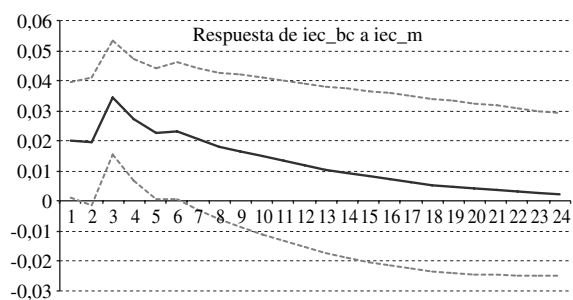
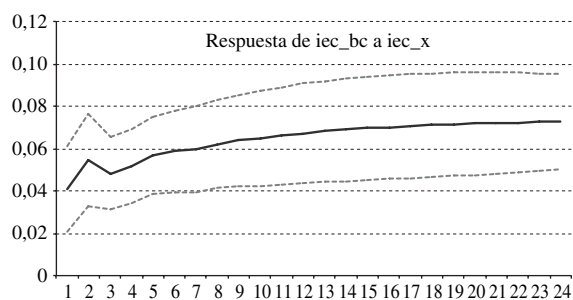
Estas simulaciones muestran que:

- i) Nuevamente el impacto sobre los restantes grupos industriales de un *shock* con respecto a las expectativas de los exportadores es muy significativo. Su efecto en las expectativas de los demás grupos es rápido, y al cabo de seis meses se absorbe por completo.
- ii) El traslado de un *shock* sobre las industrias sustitutivas de importaciones también es significativo, aunque el efecto es de menor magnitud y relevante solo para dos de los grupos: los exportadores y las industrias de comercio intra-rama.
- iii) Los *shocks* sobre las expectativas de las industrias de bajo comercio y de comercio intra-rama no producen efectos significativos duraderos en las de los grupos restantes.

GRÁFICO 4

Representaciones de impulso-respuesta del modelo VECM de expectativas sobre la economía

(Shock simulado: 1 desvío estándar; 24 períodos)

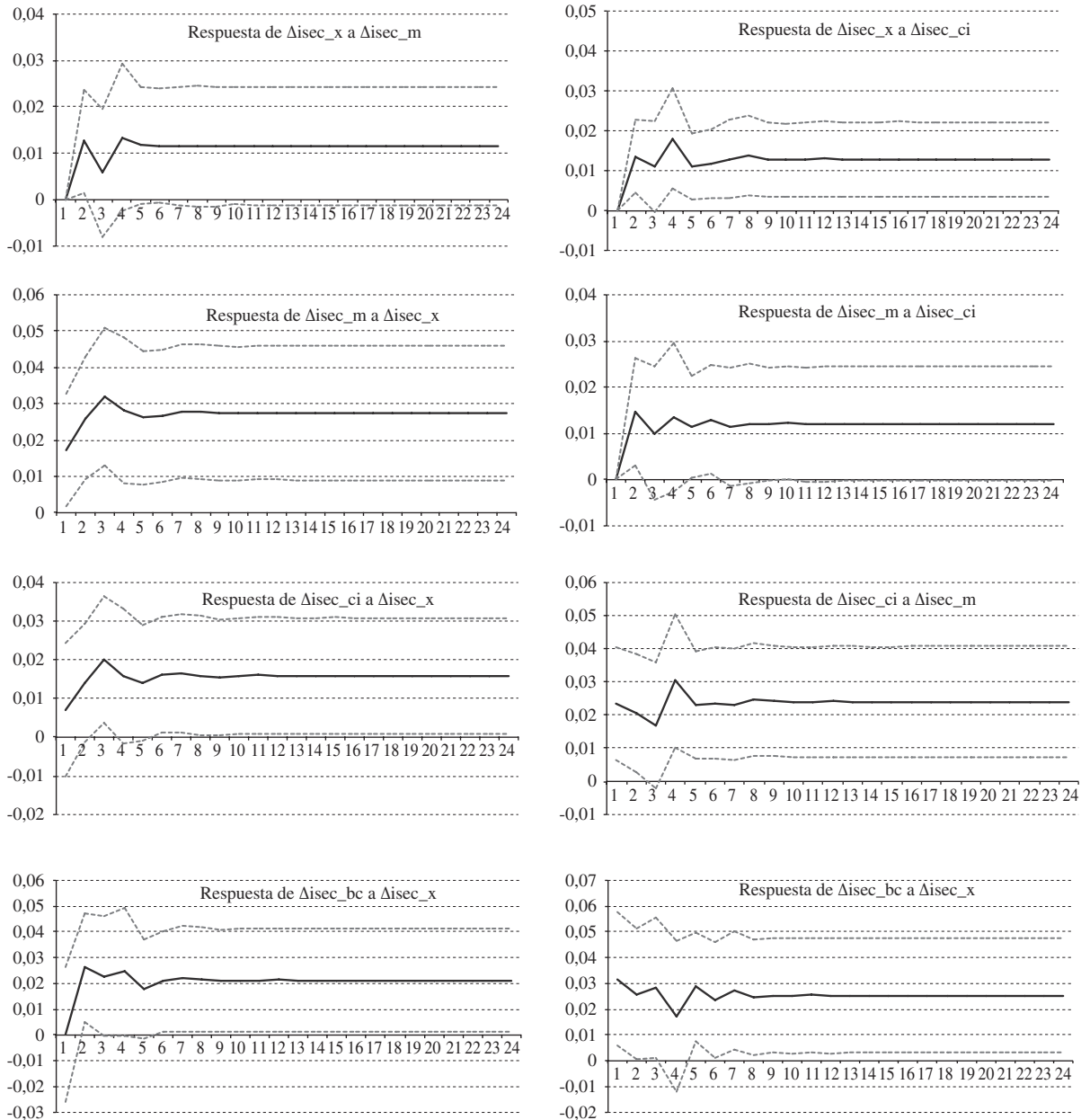


Fuente: elaboración propia.

Notas: solo se reportan las respuestas significativas. El orden de las variables en la definición del impulso fue: iec_x , iec_m , iec_{ci} , iec_{bc} . VECM: modelo de corrección del vector de error.

GRÁFICO 5

Representaciones de impulso-respuesta del modelo VAR de expectativas sectoriales
(Shock simulado: 1 desvío estándar; 24 períodos)



Fuente: elaboración propia.

Nota: se reportan solo las simulaciones de impulso-respuesta estadísticamente significativas. Los intervalos de confianza responden a errores estándar calculados por medio de simulaciones de Monte Carlo (con 1.000 repeticiones). Respuestas acumuladas.
 VAR: modelo de autorregresión vectorial multisectorial.

3. Tendencias comunes en expectativas

La evidencia de una relación de cointegración entre las expectativas macroeconómicas de los cuatro grupos industriales supone la existencia de una única tendencia subyacente entre ellas en el largo plazo. Para identificarla se recurre a la estimación de un modelo estructural multivariante como el desarrollado en la sección III. Se parte de una especificación no sujeta a restricciones de un modelo de oscilación local en el nivel (de acuerdo con las características de las cuatro series), cuyo resultado se presenta en el cuadro 5.

La matriz de varianzas y covarianzas del modelo muestra una alta correlación entre los niveles de las series de expectativas (véase el cuadro 6)

La elevada correlación sugiere la existencia de tendencias comunes. A su vez, los autovalores de la matriz

de varianzas y covarianzas evidencian que el rango de la matriz es 1 (2 a un menor nivel de significación). Esta comprobación justificó la imposición de la restricción de niveles comunes entre las series (consistentemente con lo hallado en la sección anterior). En función del examen de los autovalores de la matriz de varianzas y en concordancia con los resultados del análisis de cointegración, se especificó la condición de dependiente a las series de expectativas de las industrias de comercio intra-rama, las de bajo comercio y las sustitutivas de importaciones. Los resultados obtenidos se presentan en el cuadro 7 y en el gráfico 6⁹.

⁹ Alternativamente, se testeó la condición de no dependiente de las expectativas de las industrias sustitutivas de importaciones.

CUADRO 5

Modelo estructural multivariante sin restricciones. Vector de variables endógenas: [iec_x, iec_m, iec_ci, iec_bc]^a

Modelo estimado: Y = Nivel + Irregular + Ciclo + AR(1) (fuerte convergencia)	iec_x	iec_m	iec_ci	iec_bc
I. Desviaciones estándar de los residuos del componente:				
Irregular	0,0337925	0,02795049	0,09649927	0,00051
Nivel	0,0783388	0,00973299	0,015386	0,00000
Ciclo	0,0324932	0,07674432	-	0,02451
AR(1)	-	-	0,06820286	-
II. Estadísticos del diagnóstico del modelo:				
Error estándar residual	0,094989	0,11361	0,17006	0,13458
Normalidad (Bowman-Shenton)	35,033	14,921	16,476	8,4247

Fuente: elaboración propia.

^a Las salidas completas pueden ser solicitadas a la autora.

iec_x: expectativas sobre las exportadoras; iec_m: expectativas sobre las sustitutivas de importaciones; iec_ci: expectativas sobre el comercio intra-rama; iec_bc: expectativas sobre bajo comercio.

AR(1): proceso autorregresivo (orden = 1).

CUADRO 6

Matriz de varianzas y covarianzas de los residuos

	iec_x	iec_m	iec_ci	iec_bc
iec_x	0,006137	0,995000	0,952900	0,922100
iec_m	0,007574	0,009441	0,973700	0,956000
iec_ci	0,007036	0,008917	0,008883	0,969100
iec_bc	0,005938	0,007635	0,007508	0,006756

Fuente: elaboración propia.

iec_x: expectativas sobre las exportadoras; iec_m: expectativas sobre las sustitutivas de importaciones; iec_ci: expectativas sobre el comercio intra-rama; iec_bc: expectativas sobre bajo comercio. En gris valores significativos.

CUADRO 7

**Modelo estructural multivariante de tendencias comunes.
Vector de variables endógenas: [iecx, iecm, ieci, iecbc]**

Modelo estimado:

$Y = \text{Nivel} + \text{Irregular} + \text{Ciclo} + \text{AR}(1)$ (fuerte convergencia)

En variables iecm, ieci e iecbc nivel: dependiente

	iecx	iecm	ieci	iecbc
I. Desviaciones estándar de los residuos del componente:				
Irregular	0,0296749	0,02685736	0,10344999	0,00000
Nivel	0,0688404			
Ciclo	0,0545438	0,11828271		0,11564
AR(1)			0,06102221	
II. Estadísticos del diagnóstico del modelo:				
Error estándar residual	0,094989	0,11361	0,17006	0,13458
Normalidad (Bowman-Shenton)	35,033	14,921	16,476	8,4247

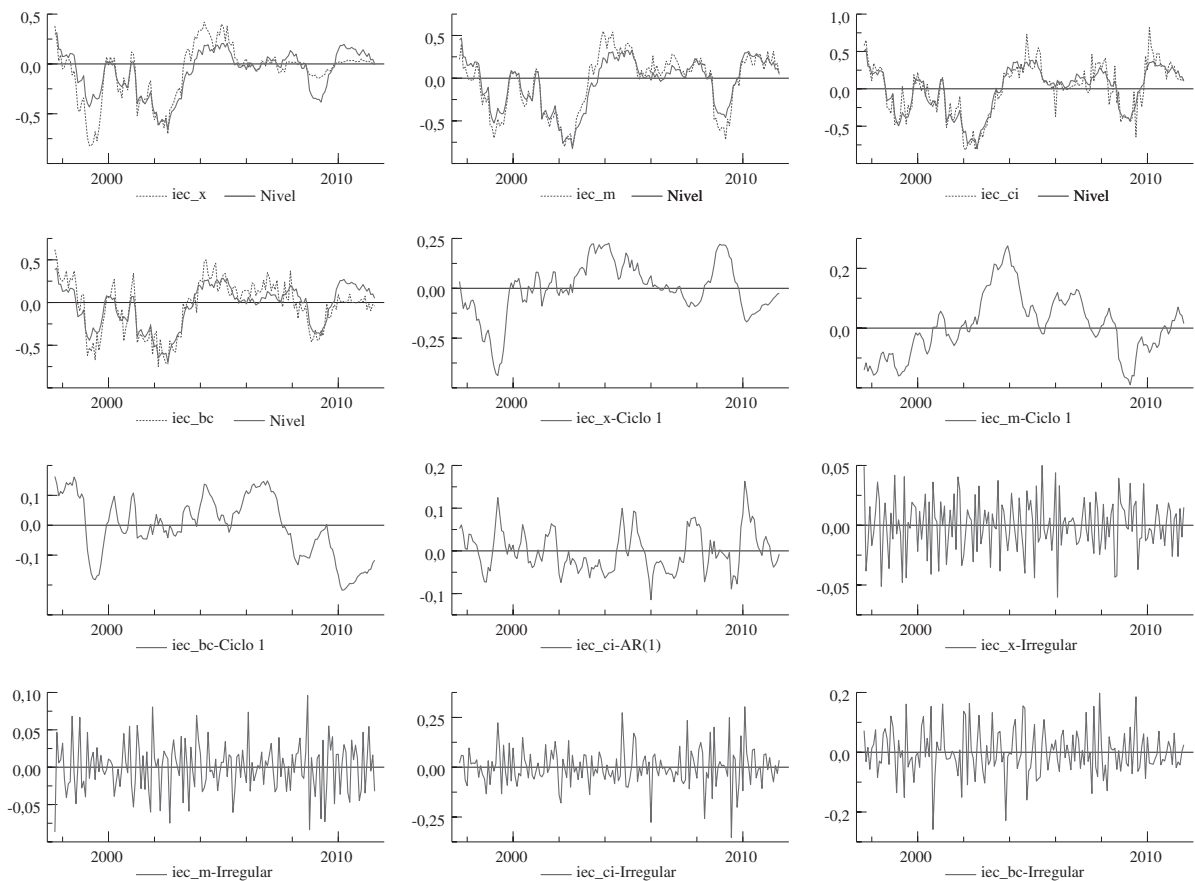
Fuente: elaboración propia.

iecx: expectativas sobre las exportadoras; iecm: expectativas sobre las sustitutivas de importaciones; ieci: expectativas sobre el comercio intra-rama; iecbc: expectativas sobre bajo comercio.

AR(1): proceso autorregresivo (orden = 1).

GRÁFICO 6

**Componentes del modelo estructural multivariante de tendencias comunes,
enero de 1998-julio de 2011
(Índices)**



Fuente: elaboración propia.

El modelo estimado (ignorando los componentes cíclicos y autorregresivos) puede escribirse como:

$$\begin{aligned} iec_{x_t} &= \mu_t^* + \varepsilon_{iecxt}, \\ iec_{m_t} &= 1,334\mu_t^* + 0,05132\varepsilon_{iecm_t}, \\ iec_{ci_t} &= 1,374\mu_t^* + 0,09907\varepsilon_{ieccit}, \\ iec_{bc_t} &= 1,135\mu_t^* + 0,04753\varepsilon_{iecbct}, \end{aligned}$$

donde μ_t^* es un paseo aleatorio univariante. Por tanto, la relación entre los componentes de nivel es:

$$\begin{aligned} \mu_{iec_{mt}} &= 1,334\mu_{iec_{xt}} + 0,05132, \\ \mu_{iec_{cit}} &= 1,374\mu_{iec_{xt}} + 0,09907, \\ \mu_{iec_{bct}} &= 1,135\mu_{iec_{xt}} + 0,04753, \end{aligned}$$

donde la tendencia común es la estimada para las industrias exportadoras: $\mu_{iec_{xt}}$.

4. Las expectativas y la producción industrial en un modelo multisectorial

En función de los resultados encontrados en los puntos anteriores, se estimó un modelo multisectorial entre las variables de expectativas y la producción industrial sectorial, del que se derivaron las simulaciones de impulso respuesta que se representan en el gráfico 7.

El modelo VAR y sus simulaciones nuevamente corroboraron que las industrias que producen para el mercado externo son receptoras netas de los *shocks* que afectan inicialmente a las restantes industrias de perfil más transable y expuestas a la competencia internacional. A su vez, también se observan influencias intersectoriales entre los grupos de industrias sustitutivas de importaciones y de comercio intra-rama y de las industrias exportadoras a las primeras.

GRÁFICO 7

Representaciones de impulso-respuesta del modelo VAR de expectativas y producción industrial sectorial
(Shock simulado: 1 desvío estándar; 12 periodos)

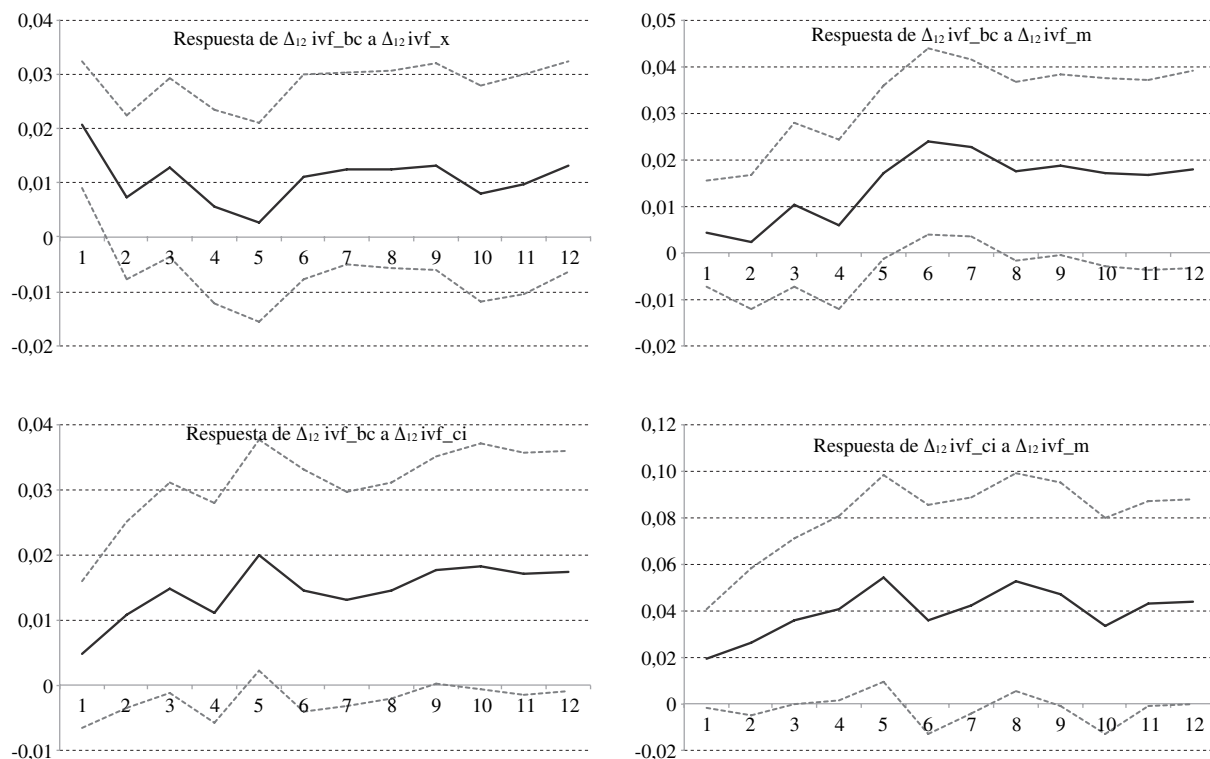
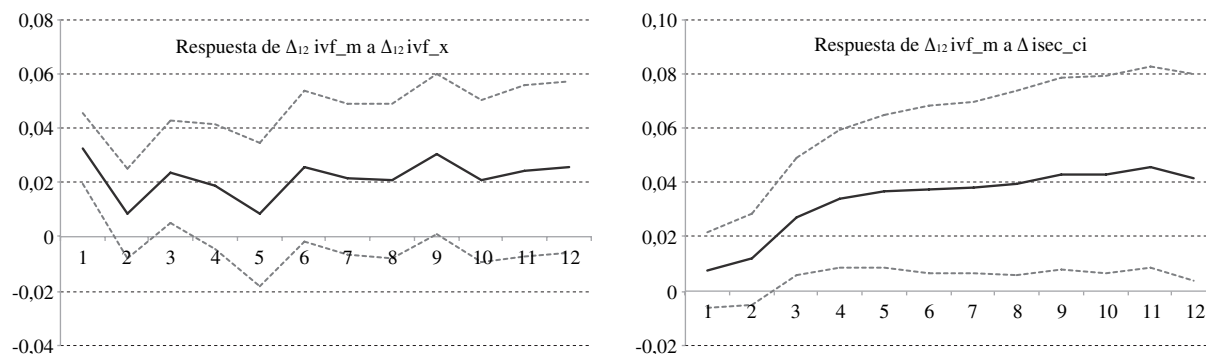


GRÁFICO 7 (conclusión)



Fuente: elaboración propia.

Nota: se incluyen solo las respuestas significativas. No se incluyen los impactos sobre el propio grupo. Los intervalos de confianza responden a errores estándar calculados por medio de simulaciones de Monte Carlo (con 1.000 repeticiones). Respuestas acumuladas.

$\Delta 12$: diferencia doceava.

VAR: modelo de autorregresión vectorial multisectorial.

VIII

Principales conclusiones

Esta investigación, de carácter predominantemente empírico y exploratorio, aporta evidencia sobre algunos aspectos de la formación de expectativas de los empresarios industriales y brinda señales de cómo estas afectan en definitiva a los niveles de producción industrial. Los principales resultados se resumen a continuación.

La investigación confirma lo que varios estudios internacionales sostienen (por ejemplo, Kangasniemi, Kangassalo y Takala, 2010; Kangasniemi y Takala, 2012, entre los más recientes): que las variables de expectativas empresariales brindan información valiosa para anticipar y predecir la evolución futura de la producción. En este estudio para la industria uruguaya se corrobora que las percepciones que los industriales forman sobre el futuro de la economía y en relación con el propio sector industrial representan indicadores anticipados del desempeño sectorial futuro para la industria manufacturera local.

Los resultados muestran que estos indicadores orientados al futuro (*forward looking*) comparten una trayectoria común en el largo plazo con la producción industrial del sector al que pertenecen. Incluso en los casos de los dos agregados industriales más importantes preceden en sentido estricto (al menos en 6 meses) su evolución. Recuérdese que la encuesta releva expectativas para el siguiente semestre, lo que sugiere que los empresarios toman decisiones sumamente consistentes

con las expectativas declaradas. Los resultados van en línea con los que reportan múltiples investigaciones a nivel internacional y estudios previos para el Uruguay, en que se destaca la relevancia de estos indicadores para adelantar la evolución de la actividad económica global. Téngase en cuenta que el uso de indicadores que recogen el parecer de los agentes económicos es extendido a nivel internacional, sobre todo en países que cuentan con una base estadística desarrollada.

El análisis desagregado en agrupamientos industriales caracterizados por su inserción comercial y su especialización productiva permite aproximarse a la forma en que se transmiten (o propagan) las expectativas entre los industriales. Se constata que las expectativas macroeconómicas de los cuatro grupos industriales comparten una única trayectoria común, determinada en última instancia por las expectativas del grupo exportador. Estos resultados surgen tanto del análisis de cointegración, como de la estimación de la tendencia común subyacente a partir de los modelos estructurales multivariantes. Por su parte, los impulsos-respuestas derivados del modelo de corrección de error estimado —que muestra la dinámica de corto plazo de las respuestas sectoriales— reafirman la importancia de las industrias exportadoras en la transmisión de *shocks* de expectativas macroeconómicas.

Entre las expectativas sectoriales no se encontraron relaciones de cointegración que involucraran a los cuatro grupos industriales, por lo que las influencias intersectoriales se estudiaron sobre la base de un modelo VAR multisectorial en primeras diferencias. Los resultados volvieron a poner de manifiesto el significativo peso de las industrias de perfil más transable en la transmisión de los *shocks* de expectativas. Los modelos VAR multisectoriales de expectativas y producción industrial confirman la influencia intersectorial tanto en las expectativas como directamente en la producción, y corroboran los resultados previos respecto de los grupos más influyentes.

El papel central que juegan las industrias de perfil más transable concuerda con el peso que estos grupos tienen en la producción industrial. Cabe recordar que las exportadoras dan cuenta de más del 50% del VBP industrial y de casi el 40% del VAB —excluyendo la refinera—, en tanto que las sustitutivas de importaciones explican más del 20% de la industria global en cada indicador. A su vez, de acuerdo con lo que indica su estructura productiva, tienen un efecto de arrastre hacia atrás si se toma en cuenta el enorme peso de los insumos, en particular los de origen nacional, en el gasto productivo total de estas industrias sustitutivas de importaciones. En este sentido, los resultados se alinean con los sugeridos por Long y Plosser (1983); Gordon (1981), y Blanchard (1987).

Además de su representatividad en términos de la producción industrial, la mayor exposición al comercio internacional refuerza las capacidades competitivas de estas industrias y permite el acceso a información

amplia y completa sobre el contexto macroeconómico e internacional relevante. Por el contrario, los sectores de comercio intra-rama y los de bajo comercio tienen relativamente menos influencia en la transmisión de expectativas. En particular, las industrias que producen para el mercado interno parecen ser más receptoras que transmisoras de las señales de expectativas. La hipótesis de aprendizaje de Eusepi y Preston (2008), en la que basan la transmisión de expectativas (que derivan en fluctuaciones económicas), puede también explicar los resultados hallados en esta investigación. Tal aprendizaje tendrá lugar por parte de aquellos agentes que no reciben directamente la información.

La identificación de una tendencia común entre las expectativas de los industriales sobre el futuro de la economía, guiada por las expectativas de los grupos exportadores, da cuenta y refleja la estructura productiva de una economía manifiestamente abierta y cuya dinámica es altamente dependiente en el largo plazo del desempeño de su sector externo. Si bien esta investigación posee un carácter exploratorio, sus resultados tienen implicancias potencialmente relevantes para la política económica. La influencia de las industrias más transables en las expectativas, y luego, en la producción del sector, ofrece una guía para los responsables de política en lo referido a afectar a las expectativas y, en contextos de recesiones, crear una atmósfera optimista para que estas puedan acortarse. Qué factores determinan en última instancia las expectativas de estos sectores clave es, seguramente, uno de los interrogantes que deja planteado este estudio y que podrá ser motivo de futuras investigaciones.

ANEXO I

Econométrico

CUADRO A.1

Contrastes de raíz unitaria

(ADF y KPSS)

Período: enero 1998-julio 2011	Dickey-Fuller aumentado (ADF) HO = existencia de raíz unitaria		Kwiatkowski, Phillips, Schmidt y Shin (KPSS) H(0) = estacionariedad
	Valor del estadístico en niveles	Valor del estadístico en 1a diferencia	Valor del estadístico en niveles
Expectativas exportadoras (iec_x)	-2,173* (5 rezagos, sin contraste) -2,243 (0 rezagos, con contraste)	-5,194 (4 rezagos, sin contraste)	0,492* (Ancho banda: 10, contraste)
Expectativas de bajo comercio (iec_bc)	-2,541* (4 rezagos, sin contraste) -2,993 (1 rezago, con contraste)	-11,335 (1 rezago, sin contraste)	0,546* (Ancho banda: 2, contraste)
Expectativas de sustitutivas de importaciones (iec_m)	-2,199* (0 rezagos, sin contraste) -2,216 (0 rezagos, con contraste)	-12,373 (0 rezagos, sin contraste)	0,523* (Ancho banda: 6, contraste)
Expectativas de comercio intra-industrial (iec_ci)	-2,485* (3 rezagos, sin contraste) -2,737 (2 rezagos, con contraste)	-9,590* (2 rezagos, sin contraste)	0,518* (Ancho banda: 6, contraste)
Expectativas de sector de exportadoras (isec_x)	-2,173* (5 rezagos, sin contraste) -2,243 (5 rezagos, con contraste)	-5,194* (4 rezagos, sin contraste)	0,469* (Ancho banda: 10, contraste)
Expectativas de sector de bajo comercio (isec_bc)	-2,569* (3 rezagos, sin contraste) -2,787 (2 rezagos, con contraste)	-13,364* (1 rezago, sin contraste)	0,479* (Ancho banda: 8, contraste)
Expectativas de sustitutivas de importaciones (isec_m)	-2,236* (0 rezagos, sin contraste) -2,339 (0 rezagos, con contraste)	-13,807* (0 rezagos, sin contraste)	0,506* (Ancho banda: 10, contraste)
Expectativas de sector de comercio intraindustrial (isec_ci)	-1,914 (2 rezagos, sin contraste) -2,091 (2 rezagos, con contraste)	-12,298* (1 rezago, sin contraste)	0,490* (Ancho banda: 102, contraste)
IVF de exportadoras (ivf_x) En rezagos, diferencia estacional	-1,560 (4 rezagos, sin contraste) -1,560 (4 rezagos, con contraste)	-5,141* (11 rezagos, sin contraste)	0,532* (Ancho banda: 1, contraste)
IVF de bajo comercio (ivf_bc) En logaritmos, diferencia estacional	-1,790 (13 rezagos, sin contraste) -1,829 (13 rezagos, con contraste)	-6,097* (13 rezagos, sin contraste)	0,537355* (Ancho banda: 9, contraste)
IVF de sustitutivas de importaciones (ivf_m) En logaritmos, diferencia estacional	-2,558 (12 rezagos, sin contraste) -2,567 (12 rezagos, con contraste)	-9,236* (11 rezagos, sin contraste)	0,559* (Ancho banda: 3, contraste)
IVF de comercio intra industrial (ivf_ci) En logaritmos, diferencia estacional	*-2,225* (14 rezagos, sin contraste) -2,861 (13 rezagos, con contraste)	-7,316* (11 rezagos, sin contraste)	0,545* (Ancho banda: 9, contraste)

Fuente: estimaciones propias.

Nota: el número de rezagos se determinó según el criterio AIC.

La especificación de las pruebas entre paréntesis. El número de rezagos se determinó según el criterio de información de Akaike (AIC). En tanto que para definir el ancho de banda se siguió el criterio de Newey-West.

* Rechazo de hipótesis nula al 95%.

CUADRO A.2

Contrastes de cointegración*(Véase la sección VII, números 1 y 2)*

Ecuación 1 [DLOG (IVF_X, 0,12), IEC_X] - Muestra ajustada: oct 2000 jul 2011, 130 observaciones

Nº de relaciones de cointegración	Valor característico	Estadística de la traza	Probabilidad	Máximo valor característico	Probabilidad
Ninguna	0,209096	36,20674	0,0002**	30,49524	0,0001**
Al menos 1	0,042983	5,711503	0,2142	5,711503	0,2142

Constante sujeta a restricción, rezagos: 1, 4, 12.

Exógenas: atípicos FE = ene 2001 FE = abr 2001 FE = dic 2001 D(FE = ago 2002) FE = abr 2003 FE = abr 2009; efectos días especiales: D(CARNA) D(PASCUA)

Ecuación 2 [DLOG(IVF_M, 0,12), IEC_M] - Muestra ajustada: oct 2000 jul 2011, 130 observaciones

Nº de relaciones de cointegración	Valor característico	Estadística de la traza	Probabilidad	Máximo valor característico	Probabilidad
Ninguna	0,135876	25,26535	0,0094**	15,8921	0,0158*
Al menos 1	0,047161	6,280279	0,1702	9,164546	0,1702

Constante sujeta a restricción, rezagos: 1, 6, 12.

Exógenas: atípicos D(FE> = abr 2001) D(FE> = feb 2003) D(FE = sep 2003) D(FE> = mar 2004) D(FE> = abr 2008) D(FE> = oct 2008); efectos días especiales: D(PASCUA)

Ecuación 3 [DLOG(IVF_CI,12), IEC_CI] - Muestra ajustada: oct 2000 jul 2011, 130 observaciones

Nº de relaciones de cointegración	Valor característico	Estadística de la traza	Probabilidad	Máximo valor característico	Probabilidad
Ninguna	0,211948	35,97638	0,0002**	30,96483	0,0001**
Al menos 1	0,037817	5,011549	0,2822	5,011549	0,2822

Constante sujeta a restricción, rezagos: 1, 2, 12.

Exógenas: atípicos FE = abr 2001 FE = dic 2001 FE = oct 2004 FE = ene 2006 D(FE = ago 2007) FE = mayo 2008 D(FE = ago 2008) FE = nov 2008 D(FE = jun 2009) FE = ago 2009 FE = dic 2009

Ecuación 4 [DLOG(IVF_BC,12), IEC_BC] - Muestra ajustada: oct 2000 jul 2011, 130 observaciones

Nº de relaciones de cointegración	Valor característico	Estadística de la traza	Probabilidad	Máximo valor característico	Probabilidad
Ninguna	0,162296	29,28397	0,0022**	23,02179	0,0032**
Al menos 1	0,047029	6,262182	0,1714	6,262182	0,1714

Constante sujeta a restricción, rezagos: 1, 12.

Exógenas: atípicos FE = abr 2001 D(FE = mar 2002) FE = feb 2003; efectos días especiales: D(PASCUA) D(CARNA)

Ecuación 5 [DLOG(IVF_X, 0,12), ISEC_X] - Muestra ajustada: oct 2000 jul 2011, 130 observaciones

Nº de relaciones de cointegración	Valor característico	Estadística de la traza	Probabilidad	Máximo valor característico	Probabilidad
Ninguna	0,203634	32,59118	0,0006**	29,60053	0,0002**
Al menos 1	0,022742	2,990645	0,5824	2,990645	0,5824

Constante sujeta a restricción, rezagos: 1, 5, 12.

Exógenas: atípicos FE = dic 2000 FE = abr 2001 D(FE = oct 2001) FE = sep 2002; efectos días especiales: D(PASCUA) D(CARNA)

Ecuación 6 [DLOG(IVF_M, 0,12), ISEC_M] - Muestra ajustada: oct 2000 jul 2011, 139 observaciones

Nº de relaciones de cointegración	Valor característico	Estadística de la traza	Probabilidad	Máximo valor característico	Probabilidad
Ninguna	0,177562	34,17117	0,0003**	25,41263	0,0012**
Al menos 1	0,065154	8,758538	0,0597	8,758538	0,0597

Constante sujeta a restricción, rezagos: 1, 3, 12.

Exógenas: atípicos D(FE> = abr 2001) D(FE> = ago 2002) D(FE> = mar 2004) D(FE> = oct 2008); efectos días especiales: D(PASCUA)

Cuadro A.2 (conclusión)

Ecuación 7 [DLOG(IVF_CI,12), ISEC_CI] - Muestra ajustada: oct 2000 jul 2011, 138 observaciones

Nº de relaciones de cointegración	Valor característico	Estadística de la traza	Probabilidad	Máximo valor característico	Probabilidad
Ninguna	0,103872	21,52488	0,0333*	15,13478	0,0654
Al menos 1	0,045249	6,390104	0,1627	6,390104	0,1627

Constante sujeta a restricción, rezagos: 1, 4.
Exógenas: atípicos D(FE = dic 2001) D(FE> = sep 2004) D(FE = jul 2007)

Ecuación 8 [DLOG(IVF_BC,12), ISEC_BC] - Muestra ajustada: oct 2000 jul 2011, 130 observaciones

Nº de relaciones de cointegración	Valor característico	Estadística de la traza	Probabilidad	Máximo valor característico	Probabilidad
Ninguna	0,323584	56,92973	0,0000**	50,82308	0,0000**
Al menos 1	0,045888	6,106644	0,1827	6,106644	0,1827

Constante sujeta a restricción, rezagos: 1, 5, 12.
Exógenas: atípicos D(FE> = feb 2003) D(FE> = feb 2008) D(FE> = dic 2008); efectos días especiales: D(PASCUA) D(CARNA)

Ecuación 9-11 [IEC_BC IEC_X IEC_CI IEC_M] - Muestra ajustada: nov 1997 jul 2011, 165 observaciones

Nº de relaciones de cointegración	Valor característico	Estadística de la traza	Probabilidad	Máximo valor característico	Probabilidad
Ninguna	0,268718	107,9238	0,0000**	51,63786	0,0000**
Al menos 1	0,194458	56,28598	0,0001**	35,67963	0,0004**
Al menos 2	0,081527	20,60635	0,0448*	14,03212	0,0958
Al menos 3	0,039061	6,574237	0,1508	6,574237	0,1508

Constante sujeta a restricción, rezagos: 1.
Exógenas: atípicos D(FE> = mayo 1999) D(FE> = abr 2001) D(FE> = dic 2001) D(FE = mar 2002) D(FE> = ene 2006) D(FE> = ago 2007) D(FE = oct 2008) D(FE> = dic 2009) D(FE> = feb 2010)

Fuente: elaboración propia.

Nota: ** Significativo al 1%; * significativo al 5%.

CUADRO A.3

Contrastes de normalidad: ecuaciones 1 al 11

(Prueba de normalidad de los residuos)

	Asimetría (Probabilidad)	Kurtosis (Probabilidad)	Jarque-Bera	Probabilidad (J-B)
Ecuación 1	0,9187	0,1246	4,335119	0,3625
Ecuación 2	0,1724	0,4442	5,138588	0,2734
Ecuación 3	0,4717	0,7125	2,180904	0,7025
Ecuación 4	0,7961	0,3879	2,349808	0,6717
Ecuación 5	0,9526	0,1809	3,516415	0,4754
Ecuación 6	0,3138	0,4853	3,763709	0,4389
Ecuación 7	0,0662	0,7151	6,101225	0,1917
Ecuación 8	0,209	0,8225	3,521203	0,4747
Ecuación 9 ^a	0,6125	0,2853	7,701276	0,4632
Ecuación 10 ^a				
Ecuación 11 ^a				

Fuente: elaboración propia.

Nota. Ortogonalización: Cholesky (Lutkepohl). H0: residuos normales multivariantes.

^a Sobre el sistema de 3 ecuaciones.

CUADRO A.4

Contrastes de exclusión: ecuaciones 1 a 11

	$\beta_1 = 0$		$\beta_2 = 0$		$\beta_3 = 0$		$\beta_4 = 0$	
	Chi cuadrado	Probabilidad	Chi cuadrado	Probabilidad	Chi cuadrado	Probabilidad	Chi cuadrado	Probabilidad
Ecuación 1 (MCE[Δ 12ivf_x, iec_x])	24,112	0,000	11,708	0,001	-	-	-	-
Ecuación 2 (MCE[Δ 12ivf_m, iec_m])	11,530	0,001	10,830	0,001	-	-	-	-
Ecuación 3 (MCE[Δ 12ivf_ci, iec_ci])	29,173	0,000	23,048	0,000	-	-	-	-
Ecuación 4 (MCE[Δ 12ivf_bc, iec_bc])	18,048	0,000	13,915	0,000	-	-	-	-
Ecuación 5 (MCE[Δ 12ivf_x, isec_x])	26,453	0,000	12,060	0,001	-	-	-	-
Ecuación 6 (MCE[Δ 12ivf_m, isec_m])	16,376	0,000	9,367	0,002	-	-	-	-
Ecuación 7 (MCE[Δ 12ivf_ci, isec_ci])	7,898	0,005	6,031	0,014	-	-	-	-
Ecuación 8 (MCE[Δ 12ivf_bc, iec_bc])	38,182	0,000	40,487	0,000	-	-	-	-
Ecuación 9 [iec_x, iec_m, iec_ci, iec_bc]	26,723	0,008	30,282	0,003	-	-	-	-
Ecuación 10 [iec_x, iec_m, iec_ci, iec_bc]	-	-	36,835	0,000	43,906	0,000	-	-
Ecuación 11 [iec_x, iec_m, iec_ci, iec_bc]	34,166	0,001	-	-	-	-	31,658	0,002

Fuente: elaboración propia.

Nota: en las ecuaciones 9, 10 y 11, los contrastes se realizaron sobre el sistema sujeto a restricción de manera que todos los vectores quedaran identificados.

MCE: coeficiente del mecanismo de corrección de error.

CUADRO A.5

Contrastes de causalidad

Hipótesis nula:	Estadístico F	Probabilidad
DLOG(ivf_X, 0,12) no causa a la Granger iec_X	1,2826	0,2378
iec_X no causa a la Granger DLOG(ivf_X, 0,12)	1,7887	0,0576
DLOG(ivf_M, 0,12) no causa a la Granger iec_M	0,7361	0,7137
iec_M no causa a la Granger DLOG(ivf_M, 0,12)	2,5935	0,0043
DLOG(ivf_BC, 0,12) no causa a la Granger iec_BC	0,6698	0,7773
iec_BC no causa a la Granger DLOG(ivf_BC, 0,12)	1,6562	0,0855
DLOG(ivf_X, 0,12) no causa a la Granger isec_X	0,9598	0,4910
isec_X no causa a la Granger DLOG(ivf_X, 0,12)	2,2826	0,0120
DLOG(ivf_M, 0,12) no causa a la Granger isec_M	1,0471	0,4113
isec_M no causa a la Granger DLOG(ivf_M, 0,12)	2,4495	0,0069

Fuente: elaboración propia.

ANEXO II

Cointegración y tendencias comunes

La existencia de cointegración entre dos series temporales integradas implica la presencia de una tendencia común a ellas. La base para la identificación de las tendencias comunes entre series temporales es la aplicación de modelos estructurales multivariantes. El marco metodológico para dicha identificación de tendencias comunes y, en términos más genéricos, de factores comunes, ha sido desarrollado por Engle y Kozicki (1993) y Vahid y Engle (1993), y aplicado en diversos trabajos, como por ejemplo, en Carvalho y Harvey (2005) y en Carvalho, Harvey y Trimbur (2007).

Para ello, considérese en primer lugar el modelo multivariante de oscilación local en el nivel (el desarrollo se basa en Koopman y otros, 2009):

$$\begin{aligned} y_t &= \mu_t + \varepsilon_t, & \varepsilon_t &\sim NID(0, \Sigma_\varepsilon) \\ \mu_t &= \mu_{t-1} + \eta_t, & \eta_t &\sim NID(0, \Sigma_\eta) \end{aligned} \tag{A.1}$$

donde Σ_ε y Σ_η son matrices de varianzas y covarianzas, y η_t y ε_t son perturbaciones normales mutuamente incorrelacionadas en todos los períodos. Supóngase ahora que el rango de Σ_η es $K < N$. En ese caso, el modelo contiene K niveles o *tendencias comunes* y puede ser escrito como:

$$\begin{aligned} y_t &= \Theta \mu_t^* + \varepsilon_t, & \varepsilon_t &\sim NID(0, \Sigma_\varepsilon) \\ \mu_t^* &= \mu_{t-1}^* + \eta_t^*, & \eta_t^* &\sim NID(0, D_\eta) \end{aligned} \tag{A.2}$$

donde η_t^* es un vector de $K \times 1$, Θ es una matriz $N \times K$ de factores de carga (*loadings factors*) estandarizados; D_η es una matriz diagonal y μ es un vector de constantes $N \times 1$, en los cuales los primeros $N - K$ elementos son nulos y los restantes K elementos están contenidos en un vector $\overline{\mu}$. La matriz Θ se compone de K filas y contiene unos en la diagonal, por lo tanto: $\theta_{ii} = 1, i = 1, \dots, K$, mientras que $\theta_{ij} = 0$ para todo $j > i$.

Para estimar tanto niveles como pendientes comunes, considérese un modelo multivariante general de tendencia

lineal local, en el que la matriz de varianzas de nivel es de rango K_η y la matriz de varianzas de la pendiente es de rango K_β :

$$\begin{aligned} y_t &= \mu_t + \varepsilon_t, & \varepsilon_t &\sim NID(0, \Sigma_\varepsilon), \\ \mu_t &= \mu_{t-1} + \Theta_\beta \beta_{t-1}^* + \beta_\theta + \eta_t, & \eta_t &\sim NID(0, \Sigma_\eta), \\ \beta_t^* &= \beta_{t-1}^* + \zeta_t^*, & \zeta_t^* &\sim NID(0, D_\zeta) \end{aligned} \tag{A.3}$$

donde la matriz Θ_β de $N \times K_\beta$ es tal que $\sum_\zeta \Theta_\beta D_\zeta \Theta_\beta'$, $\beta_\theta = (0', \overline{\beta}')'$ y con $\overline{\beta}$ un vector de largo $(N - K_\beta)$. El caso en que $K_\beta = 1$ (Θ_β es un vector de unos) y dejando $\overline{\beta} = 0$ implica que todas las series tienen la misma tasa de crecimiento subyacente (considerando logaritmos). Esto es posible aun cuando no haya niveles comunes. La implicancia es que las tendencias en la función de predicción se mantienen paralelas; en otras palabras, las trayectorias de largo plazo son las mismas. No obstante, a menos que se establezcan restricciones similares en los niveles, las trayectorias de crecimiento dentro de la muestra no necesariamente permanecen juntas.

En un modelo de tendencias comunes como el indicado en ecuación A.2, se establece expresamente un sistema cointegrado, dadas las restricciones sobre el número de componentes no observables que supone (Harvey, 1989). En tanto que los elementos de y_t sean integrados de orden 1 ($I(1)$), existen $N - K$ combinaciones lineales de y_t que son estacionarias. Es decir, existe una matriz de orden $(N - K) \times N$ de vectores de cointegración A , de modo tal que $A y_t$ es un proceso estacionario $(N - K) \times 1$. Esto significa que $A'\Theta = 0$, por consiguiente:

$$A y_t = A \mu + A \varepsilon_t \tag{A.4}$$

Los contrastes para la identificación de tendencias comunes en un modelo estructural multivariante fueron desarrollados por Nyblom y Harvey (2001).

Bibliografía

- Alfarano, S. y M. Milakovic (2010), "Identification of interaction effects in survey expectations: a cautionary note", *BERG Working Paper Series*, N° 75, Bamberg, Bamberg Economic Research Group.
- Batchelor, R.A. (1982), "Expectations, output and inflation: the European experience", *European Economic Review*, vol. 17, N° 1, Amsterdam, Elsevier.
- Beaudry, P. y F. Portier (2007), "When can changes in expectations cause business cycle fluctuations in neo-classical settings?", *Journal of Economic Theory*, vol. 135, N° 1, Amsterdam, Elsevier.
- (2006), "Stock prices, news, and economic fluctuations", *American Economic Review*, vol. 96, N° 4, Nashville, Tennessee, American Economic Association.
- Berk, J.M. (1999), "Measuring inflation expectations: a survey data approach", *Applied Economics*, vol. 31, N° 11, Taylor & Francis.
- Blanchard, O.J. (1987), "Aggregate and individual price adjustments", *Brookings Papers on Economic Activity*, N° 1, Washington, D.C., The Brookings Institution.
- Caballero, R.J. y R.K. Lyons (1990), "Internal versus external economies in the European industry", *European Economic Review*, vol. 34, N° 4, Amsterdam, Elsevier.
- Carvalho, V. y A. Harvey (2005), "Growth, cycles and convergence in US regional time series", *International Journal of Forecasting*, vol. 21, N° 4, Amsterdam, Elsevier.
- Carvalho, V., A. Harvey y T. Trimbur (2007), "A note on common cycles, common trends and convergence", *Journal of Business & Economic Statistics*, vol. 25, Taylor & Francis.
- Chan-Lee, J. (1980), "A review of recent work in the area of inflationary expectations", *Review of World Economics*, vol. 116, N° 1, Springer.
- Common, M. (1985), "Testing for rational expectations with qualitative survey data", *The Manchester School*, vol. 53, N° 2, Wiley.
- Conrad, Ch. y K. Loch (2011), "Anticipating long-run stock market volatility", Heidelberg, Universidad de Heidelberg.
- Durlauf, S. (1991), "Path dependence in aggregate output", *NBER Working Paper*, N° 3718, Cambridge, Massachusetts, National Bureau of Economic Research.
- Engle, R. y Sh. Kozicki (1993), "Testing for common features", *Journal of Business & Economic Statistics*, vol. 11, N° 4, Alexandria, American Statistical Association.
- Eusepi, S. y B. Preston (2008), "Expectations, learning and business cycle fluctuations", *NBER Working Paper*, N° 14181, Cambridge, Massachusetts, National Bureau of Economic Research.
- Floden, M. (2007), "Vintage capital and expectations driven business cycles", *CEPR Discussion Paper*, N° 6113, Londres, Centre for Economic Policy Research.
- Gordon, R. (1981), "Output fluctuations and gradual price adjustments", *Journal of Economic Literature*, vol. 19, N° 2, Pittsburgh, American Economic Association.
- Hanssens, D.M. y P.M. Vanden Abeele (1987), "A time-series study of the formation and predictive performance of EEC production survey expectations", *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 5, N° 4, Taylor & Francis.
- Harvey, A.C. (1989), *Forecasting, Structural Time Series Models and the Kalman Filter*, Cambridge, Massachusetts, Cambridge University Press.
- Johansen, S. (1995), *Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models*, Oxford, Oxford University Press.
- Johansen, S. y K. Juselius (1989), "Maximum likelihood estimation and inference on cointegration, with applications to the demand for money", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 52, N° 2, Oxford, Universidad de Oxford.
- Kangasniemi, J., P. Kangassalo y K. Takala (2010), "What affects the views about the economic sentiment? Evidence from the consumer and manufacturing surveys in Finland", documento presentado en la 30ª Conferencia del CIRET, Nueva York.
- Kangasniemi, J. y K. Takala (2012), "The role of expectation surprises in production decisions evidence from the Finnish manufacturing survey", documento presentado en la 31ª Conferencia del CIRET, Viena.
- Kamizova, L. (2010), "The spirit of capitalism and expectation-driven business cycles", *Journal of Monetary Economics*, vol. 57, N° 6, Amsterdam, Elsevier.
- Kauppi, E., J. Lassila y T. Teräsvirta (1996), "Short-term forecasting of industrial production with business survey data: experience from Finland's great depression 1990-1993", *International Journal of Forecasting*, vol. 12, N° 3, Amsterdam, Elsevier.
- Koopman, S.J. y otros (2009), *Structural Time Series Analyser, Modeller and Predictor: Stamp 8.2*, Londres, Timberlake Consultants Ltd.
- Laens, S. y R. Osimani (2000), "Patrones de comercio y desempeño exportador, el caso de Uruguay en los noventa", Montevideo, Centro de Investigaciones Económicas.
- Lanzilotta, B. (2006), "Aporte de los índices líderes de actividad económica al análisis de la coyuntura y la predicción macroeconómica en Uruguay", tesis de maestría, Montevideo, Universidad de la República.
- Leduc, S. y K. Sill (2010), "Expectations and economic fluctuations: an analysis using survey data", *Working Paper Series*, N° 2010-09, San Francisco, Banco de la Reserva Federal de San Francisco.
- Lee, K. (1994), "Formation of price and cost inflation expectations in British manufacturing industries: a multi-sectoral analysis", *The Economic Journal*, vol. 104, N° 423, Wiley.
- Lee, K. y M. Pesaran (1994), "An empirical analysis of business cycle fluctuations in the context of a multisectoral model - Full Report", Universidad de Leicester/Universidad de Cambridge.
- Lee, K., M. Pesaran y R. Pierce (1992), "Persistence of shocks and their sources in a multisectoral model of UK output growth", *Economic Journal*, vol. 102, N° 411, Wiley.
- Lee, K. y K. Shields (2000), "Expectations formation and business cycle fluctuations: an empirical analysis of actual and expected output in UK manufacturing, 1975-1996", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 62, N° 4, Wiley.
- Li, N. y M. Mehkari (2009), "Expectation Driven Firm Dynamics and Business Cycles", Columbus, Ohio, Ohio State University.
- Litterman, H.S. (1980), "Techniques for Forecasting with Vector Autorregression", tesis, Universidad de Minnesota.
- Long, J. y Ch. Plosser (1983), "Real business cycles", *Journal of Political Economy*, vol. 91, N° 1, Chicago, University of Chicago Press.
- Lorenzo, F., B. Lanzilotta e I. Sueiro (2003), "Métodos cuantitativos para el análisis y predicción de la actividad industrial uruguaya", *Documentos de trabajo*, Montevideo, Centro de Investigaciones Económicas.
- Nardo, M. (2003), "The quantification of qualitative survey data: a critical assessment", *Journal of Economic Surveys*, vol. 17, N° 5, Wiley Blackwell.
- Nardo, M. y M. Cabeza-Gutés (1999), "The role of measurement error in rational expectation testing", *Working Paper*, N° 451, Barcelona, Universidad Autónoma de Barcelona.
- Nyblom, J. y A. Harvey (2001), "Testing against smooth stochastic trends", *Journal of Applied Econometrics*, vol. 16, N° 3, Wiley.
- Öller, L. (1990), "Forecasting the business cycle using survey data", *International Journal of Forecasting*, vol. 6, N° 4, Amsterdam, Elsevier, diciembre.
- Patel, S. (2011), "Economic Optimism, Information Uncertainty and Future Investment Decisions: Evidence from the Mutual Fund Industry", Universidad McGill.

- Pesaran, M., R. Pierse y K. Lee (1993), "Persistence, cointegration and aggregation. A disaggregated analysis of output fluctuations in the U.S. economy", *Journal of Econometrics*, vol. 56, N° 1-2, Amsterdam, Elsevier.
- Pesaran, M.H. y M. Weale (2006), "Survey expectations", *Handbook of Economic Forecasting*, vol. 1, G. Elliot, C. Granger y A. Timmermann (eds.), Amsterdam, North Holland.
- Rahiala, M. y T. Teräsvirta (1993), "Business survey data in forecasting the output of Swedish and Finnish metal and engineering industries: a Kalman Filter approach", *Journal of Forecasting*, vol. 12, N° 3-4, Wiley.
- Remond-Tiedrez, I. (2005), "From opinions to facts: links between short-term business statistics and business and consumer opinion surveys", *Statistics in Focus. Industry, Trade and Services*, N° 15/2005, Eurostat.
- Smith, J. y M. McAleer (1995), "Alternative procedures for converting qualitative response data to quantitative expectations: an application to Australian manufacturing", *Journal of Applied Econometrics*, vol. 10, N° 2, Wiley.
- Stock, J. y M. Watson (2001), "Vector autoregressions", *Journal of Economic Perspectives*, vol. 15, N° 4, Nashville, Tennessee, American Economic Association.
- Svensson, L. (1997), "Inflation forecast targeting: implementing and monitoring inflation targets", *European Economic Review*, vol. 41, N° 6, Amsterdam, Elsevier.
- Vahid, F. y R. Engle (1993), "Common trends and common cycles", *Journal of Applied Econometrics*, vol. 8, N° 4, Wiley.

Argentina: efectos del programa Asignación Universal por Hijo en el comportamiento laboral de los adultos

Roxana Maurizio y Gustavo Vázquez

RESUMEN

En 2009, la Argentina impulsó el programa Asignación Universal por Hijo para Protección Social, plan de transferencias monetarias para hogares con niños. Se amplió así a los padres desempleados u ocupados en el sector informal la cobertura del programa de asignaciones familiares contributivas existente. En este artículo se evalúan los efectos a corto plazo del programa en la participación laboral de los adultos y en la generación de ingresos. Se utilizó el estimador de diferencias en diferencias en conjunto con técnicas de emparejamiento por índices de propensión (*propensity score matching*). Los resultados sugieren que, en el primer año de operación, el programa no ocasionó desincentivos importantes, pues no desalentó el trabajo de los adultos ni originó una reducción del número de horas trabajadas. Hallazgos muy relevantes en el contexto latinoamericano, donde las transferencias monetarias de este tipo se han convertido en un componente fundamental de los sistemas de protección social.

PALABRAS CLAVE

Seguridad social, bienestar de la infancia, hogares, prestación por hijos a cargo, programas de acción, ingresos familiares, evaluación, Argentina

CLASIFICACIÓN JEL

J22, I38, J08

AUTORES

Roxana Maurizio es investigadora docente de la Universidad Nacional de General Sarmiento y del Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas (CONICET), Argentina. roxanadmaurizio@gmail.com

Gustavo Vázquez es investigador docente de la Universidad Nacional de General Sarmiento, Argentina. gmvazque@ungs.edu.ar

I

Introducción

En 2009, en la Argentina se puso en marcha un importante programa de transferencias monetarias para niños y adolescentes, denominado Asignación Universal por Hijo para Protección Social, que extendió la cobertura de las asignaciones familiares contributivas a nuevos segmentos de la población.

La Asignación Universal por Hijo consiste en una transferencia monetaria que se paga mensualmente a un padre, tutor o familiar (hasta el tercer grado de consanguinidad) por cada niño menor de 18 años que esté a su cargo. En el caso de los niños con discapacidades, la edad límite no se aplica. Se trata de una transferencia monetaria semicondicionada: el 80% de su valor se paga mensualmente al beneficiario y el 20% restante se deposita en una cuenta de ahorro a su nombre. El beneficiario puede retirar esta última suma cuando demuestre que sus hijos asisten a la escuela y se realizan controles médicos. Los beneficiarios no pueden solicitar otros beneficios sociales otorgados por el gobierno nacional, provincial o municipal o por la Ciudad Autónoma de Buenos Aires; además, todos los programas anteriores orientados a grupos similares se eliminaron progresivamente.

En varios estudios se efectuaron evaluaciones previas que simulaban el efecto de la asignación en los indicadores de igualdad, pobreza y extrema pobreza¹. En todos los casos, se llegó a la conclusión de que, una vez que su cobertura alcanzara a toda la población destinataria, la Asignación Universal por Hijo reduciría significativamente la indigencia —y en menor medida, la pobreza— y tendría a la vez una incidencia positiva en la desigualdad. Sin embargo, en estos estudios no se tiene en cuenta la posible repercusión de estas transferencias en la decisión de trabajar de los adultos y en el número de horas que dedican al trabajo.

En el presente artículo se propone cerrar esta brecha, realizando una evaluación *ex post* de la Asignación

Universal por Hijo. Mediante la aplicación de una estrategia econométrica no experimental, se evalúa el efecto a corto plazo de la asignación en las decisiones relativas a la participación económica, el empleo, el desempleo, el número de horas trabajadas y la generación de ingresos. De esta manera, el estudio contribuye a enriquecer la escasa pero creciente literatura sobre el efecto de las transferencias monetarias en el comportamiento laboral de los adultos en los países en desarrollo.

Considerando los resultados obtenidos, no es posible concluir que el programa haya generado desincentivos al trabajo entre los adultos miembros de los hogares beneficiarios en los años 2009 y 2010, en el sentido de alentarlos a dejar la fuerza laboral o a reducir el número de horas de trabajo.

Sin embargo, cabe aclarar al menos cuatro puntos en relación con estos resultados. Primero, a diferencia de otros casos en los que se realizan análisis de impactos como parte de una evaluación de este tipo de programas, en la Argentina no se llevó a cabo ninguna encuesta específicamente diseñada para este propósito. Segundo, en la encuesta de hogares utilizada, los beneficiarios de la Asignación Universal por Hijo solo se identifican indirectamente. Tercero, podrían surgir diferencias en las características no observadas del grupo de tratamiento y el grupo de control, aunque la metodología empleada se orienta a reducir la probabilidad de este problema. Por último, este análisis cubre un período de tiempo relativamente corto y los resultados pueden cambiar a lo largo del horizonte temporal, sobre todo en lo que respecta a los efectos del programa en la participación laboral.

En la sección II de este artículo se describen brevemente las principales características del programa. En la sección III se presenta el marco teórico y un análisis de la evidencia empírica de América Latina. Las fuentes de información utilizadas se detallan en la sección IV, y en la quinta sección se especifica la estrategia econométrica. La sección VI contiene algunas estadísticas descriptivas, y en la sección VII se discuten los efectos en el funcionamiento del mercado laboral. Por último, en la sección VIII se ofrecen algunos comentarios finales.

□ Los autores agradecen profundamente las valiosas opiniones y sugerencias de Fabio Bertranou, Rafael Rofman y Luis Beccaria, como también los útiles comentarios de los dos revisores anónimos.

¹ Entre estos, se encuentran los de Roca (2010); Agis, Cañete y Panigo (2010); Gasparini y Cruces (2010); OIT (2010), y Bertranou y Maurizio (2012).

II

Breve descripción del programa

Dada la gran incidencia de la pobreza entre los niños y adolescentes en comparación con otros grupos etarios, desde mediados de la década de 1990 los países de América Latina han iniciado y ampliado programas de transferencias monetarias no contributivas (transferencias monetarias condicionadas) dirigidos a este segmento de la población. Gradualmente, estos programas se convirtieron en importantes mecanismos de las políticas sociales y estrategias regionales de reducción de la pobreza.

En noviembre de 2009, el Gobierno de la Argentina inició la aplicación de un importante programa de transferencias monetarias para los hogares con niños, denominado Asignación Universal por Hijo para Protección Social, mediante el cual se extendió la cobertura del plan de asignaciones familiares contributivas existente a los hijos de:

- i) los trabajadores no registrados en el sistema de seguridad social (trabajadores informales) y los empleados domésticos con un ingreso laboral inferior al salario mínimo;
- ii) los monotributistas sociales²;
- iii) los desempleados sin seguro de desempleo, y
- iv) los trabajadores económicamente inactivos que no perciben pensiones.

Se excluyeron de esta asignación dos grupos de trabajadores, a pesar de que no reciben ningún beneficio contributivo: los trabajadores domésticos cuyos ingresos exceden el salario mínimo y los trabajadores registrados en el esquema de monotributo, excepto aquellos que pertenecen al monotributo social.

La Asignación Universal por Hijo es una transferencia monetaria que se paga mensualmente a un padre, tutor o familiar (hasta el tercer grado de consanguinidad) por cada niño menor de 18 años de edad que esté a su cargo. Este límite de edad no se aplica en el caso de los niños con discapacidades. Los niños deben ser ciudadanos argentinos o haber residido en el país durante por lo menos tres años. Tanto el niño como los padres deben

tener documento nacional de identidad. Si los padres comparten la custodia, las madres tienen prioridad para recibir el beneficio, que consiste en una suma fija por cada niño a cargo hasta un máximo de cinco niños. Su valor inicial era de 180 pesos (47 dólares) por niño y 720 pesos por cada niño con discapacidad (cuatro veces el monto normal). Posteriormente, el valor se actualizó teniendo en cuenta el deterioro de su poder adquisitivo a causa de la inflación.

Actualmente, la Asignación Universal por Hijo cubre al 30% de los niños (3,5 millones) y el 15% de los hogares (1,8 millones) de la Argentina. El gasto del gobierno en el programa representa aproximadamente el 0,8% del producto interno bruto (PIB), lo que lo convierte en uno de los programas de mayor envergadura de la región.

La recepción de otro tipo de beneficio social es incompatible con esta asignación, de modo que se eliminaron los programas anteriores orientados a grupos similares. En particular, la nueva política reemplazó al Plan Jefes y Jefas de Hogar Desocupados (PJJHD) y al Programa Familias por la Inclusión Social, los dos programas de transferencias monetarias condicionadas más importantes de la década de 2000. Como resultado, en sus etapas iniciales, la Asignación Universal por Hijo dio cobertura a un gran número de personas que habían sido beneficiarias de esos dos programas.

La Asignación Universal por Hijo es un programa de transferencias monetarias semicondicionadas: el 80% de su valor se paga mensualmente al beneficiario y el 20% restante se deposita en una cuenta de ahorro a su nombre. Esta última suma puede ser retirada una vez que el beneficiario demuestre haber completado el plan de vacunación y los controles sanitarios pertinentes, en el caso de los niños menores de 5 años, o haya presentado un certificado de finalización del ciclo lectivo en el caso de los niños en edad escolar³. Por lo tanto,

² El monotributo es un régimen tributario simplificado bajo el cual el trabajador paga una única suma fija (cuyo valor depende del ingreso declarado), formada por un componente previsional y un componente impositivo. El monotributo social es una categoría tributaria para personas en situación de vulnerabilidad social que forman parte de cooperativas de trabajo o proyectos de producción de hasta tres personas, y cuyos ingresos sean inferiores a determinado nivel.

³ Las disposiciones del programa establecen que se suspenderá el pago mensual de la asignación si no se presentan debidamente los certificados y que no se podrá retirar el depósito del 20% hasta que se regularice la situación. En ciertos casos, los padres no cumplen con las condiciones debido a la ausencia de centros de vacunación cercanos o porque no conseguían concertar una cita con el médico que certificaba los controles de salud (Pautassi, Arcidiácono y Straschnoy, 2013). Por esta razón, los controles sobre el cumplimiento de las condiciones no eran exhaustivos en las primeras etapas del programa, pero se hicieron más rigurosos con el tiempo.

las condicionalidades estipuladas en la Asignación Universal por Hijo son similares a las de la mayoría de los programas de transferencias monetarias establecidos en América Latina.

Sin embargo, si bien la reducción de la pobreza y la pobreza extrema es uno de sus objetivos, la Asignación Universal por Hijo no es un programa *ad hoc* diseñado para aliviar la situación de las familias con niños socialmente vulnerables, como es el caso del programa Bolsa Familia, del Brasil, u Oportunidades, de México. Como se mencionó anteriormente, es una extensión del ya existente programa de asignaciones contributivas por hijo, que cubre a los hijos de los trabajadores formales,

a los desempleados con seguro de desempleo y a los pensionados. De hecho, la suma percibida por menor a cargo es la misma en ambos sistemas.

Este punto es importante porque, a diferencia de esos programas de transferencias monetarias condicionadas, en este caso las restricciones impuestas no se relacionan directamente con los ingresos familiares, sino con la situación laboral de los adultos encargados de los niños y con sus ingresos laborales (si trabajan en empleos informales). Sin embargo, las dificultades que acarrea supervisar los ingresos laborales de los trabajadores no registrados en la seguridad social debilitan el cumplimiento de tales restricciones.

III

Marco teórico y evidencia empírica

1. Marco teórico

Existe en la actualidad un intenso debate acerca de las consecuencias que pueden tener las transferencias monetarias a los hogares en el comportamiento laboral de los adultos. Esas consecuencias se relacionan con la percepción de nuevos ingresos no laborales, por una parte, y con el cumplimiento de las condicionalidades del programa, por otra.

En la teoría neoclásica sobre la oferta individual de trabajo se sostiene que este tipo de ingresos no laborales producen un efecto puro en el ingreso de los hogares, lo que origina un aumento de la demanda de bienes normales. Si el ocio es un bien normal, la oferta de trabajo descenderá, lo que puede conducir a salidas del mercado laboral (solución de esquina) o a una reducción del número de horas trabajadas (solución interior).

No obstante, podría argumentarse que el efecto real de las transferencias monetarias dependerá de su magnitud. Otros factores también podrían afectar a la decisión de permanecer o abandonar la fuerza laboral en respuesta a esos beneficios, como por ejemplo, ciertas características del empleo diferentes de la remuneración (condiciones de trabajo, distancia de traslado o número de horas trabajadas) o las demandas de cuidado y tareas hogareñas.

Por otra parte, puede argumentarse que si los montos de las transferencias son lo suficientemente elevados como para desalentar la participación laboral, también pudieran producir el efecto opuesto. En otras palabras,

este beneficio podría permitir que los hogares superen las barreras de ingreso a ciertas actividades productivas o empresariales o que tomen ciertas decisiones económicas que de otro modo serían imposibles (Medeiros, Britto y Veras Soares, 2008; Teixeira, 2010).

En el modelo más complejo de oferta laboral familiar (Killingsworth, 1983), las decisiones relativas a la distribución del tiempo se vinculan a las decisiones de otros miembros del hogar. De ese modo, sería posible introducir un segundo canal por cuyo intermedio las transferencias podrían originar cambios en el comportamiento laboral de los adultos, es decir, ocasionar los efectos vinculados al cumplimiento de las condiciones del programa. Al estar ligado a la concurrencia a la escuela, el beneficio reduce el costo de oportunidad de estudiar, lo que podría derivar en un descenso de la demanda de bienes sustitutos del estudio y en un incremento de la demanda de bienes complementarios del estudio. Si el trabajo es un sustituto de los estudios, se reducirá la oferta de trabajo de los menores. Sin embargo, si el trabajo y los estudios no son sustitutos perfectos, el efecto en la oferta de trabajo de los menores podría ser ambiguo (Ravallion y Wodon, 2000).

Al respecto surgen dos cuestiones relevantes sobre la oferta de trabajo de los adultos. Una se refiere a cómo reaccionaría la oferta de mano de obra de otros miembros del hogar ante una reducción de la oferta de trabajo de los niños. Esta reacción podría compensar parcialmente el efecto de las transferencias en los ingresos del hogar, de modo que el potencial desincentivo de los adultos

sería bastante exiguo. Skoufias y Parker (2001) señalan que la repercusión de estas transferencias variará de un hogar a otro dependiendo de sus circunstancias particulares. Por ejemplo, en ciertos tipos de hogares, el monto de la transferencia podría ser inferior a la pérdida del ingreso causada por la reducción de la oferta laboral de los menores una vez que comienzan a concurrir a la escuela, lo que desalentaría la afiliación al programa.

El segundo punto se relaciona con que el cumplimiento de las condiciones podría por sí mismo alterar la asignación del tiempo de los adultos: si la asistencia a la escuela reduce el tiempo dedicado al cuidado de los niños, podría incrementarse el tiempo disponible para trabajar; por el contrario, el tiempo necesario para garantizar la concurrencia al colegio y los controles médicos podría reducir las horas destinadas al trabajo (Parker y Skoufias, 2000).

Por consiguiente, la distribución del tiempo y las tareas dentro de los hogares son otro aspecto central de este tipo de transferencias, y estos factores se vuelven más relevantes desde la perspectiva de género. Como señala Gammage (2010), al analizar los resultados de estos programas deben tomarse en cuenta los efectos potenciales que tienen en el tiempo que las mujeres destinan al trabajo remunerado y al trabajo no remunerado, dado que la responsabilidad de las tareas derivadas del cumplimiento de los requisitos recae generalmente en ellas.

Por último, el hecho de que estos programas tengan una puerta de salida vinculada a la mejora de las condiciones económicas de los hogares podría desalentar la participación en el mercado laboral, dado que esto afectaría a la elegibilidad para continuar en el programa. En el caso de la Asignación Universal por Hijo, acceder al programa y permanecer en él no depende de los ingresos familiares, sino de los ingresos laborales de los adultos encargados de los niños. Sin embargo, como ya se mencionó, supervisar el cumplimiento de este requisito es bastante difícil en un contexto de informalidad laboral, lo que podría disminuir la ocurrencia de comportamientos tendientes a reducir la oferta de trabajo. En el caso de los desempleados o las personas económicamente inactivas, la Asignación Universal por Hijo no ocasiona ningún desincentivo explícito al trabajo, puesto que un trabajo formal les daría acceso a una asignación por hijo contributiva, mientras que un trabajo informal les permitiría seguir recibiendo los beneficios del programa. Además, el beneficio consiste en una suma fija por hijo y no depende del nivel de ingresos laborales. Todas estas características particulares de la Asignación Universal por Hijo podrían disminuir los posibles efectos de las transferencias en las decisiones relativas al trabajo.

2. Evidencia empírica para los países de América Latina

Los efectos de los programas de transferencias monetarias condicionadas en el comportamiento laboral de los adultos en América Latina se están analizando en un número creciente de estudios. Sin embargo, la evidencia empírica no es concluyente.

Los resultados obtenidos por Ferro y Nicolletta (2007) en el caso del programa brasileño Bolsa Familia sugieren que este no tuvo un efecto disuasivo en la oferta de mano de obra, aunque sí en el número de horas trabajadas, pero el efecto agregado parece haber sido bastante pequeño. En particular, si bien las madres beneficiarias que viven en zonas urbanas trabajan 1,5 horas por semana más que las no beneficiarias, las madres y los padres de zonas rurales presentan un comportamiento opuesto. La reducción del número de horas trabajadas podría deberse a que destinan más tiempo al cumplimiento de las condiciones del programa o a que previamente los niños se encargaban del trabajo doméstico. El potencial efecto de las transferencias en el ingreso también puede haber ejercido influencia. En un estudio posterior realizado por Ferro, Kassouf y Levison (2010) se obtuvieron resultados similares: el programa originó un aumento de la participación económica de las madres y los padres en las zonas urbanas, pero no tuvo repercusiones importantes en las zonas rurales.

Foguel y Paes de Barros (2010) encontraron que el programa tenía efectos nulos en la participación económica femenina y una pequeña repercusión en la masculina. En cuanto al número de horas trabajadas, observaron un efecto negativo de escasa magnitud en el caso de las mujeres y ningún efecto significativo en el caso de los hombres.

Según Medeiros, Britto y Veras Soares (2008), las mujeres jefas de hogar que recibían la asignación tenían menos tendencia a participar en el mercado laboral que las no beneficiarias. En los otros grupos no se observaron efectos significativos. Los resultados obtenidos por Teixeira (2010) sugieren también un efecto medio nulo del programa Bolsa Familia en la probabilidad de trabajar y una reducción muy pequeña del número de horas trabajadas por los adultos. La elasticidad de la respuesta es mayor entre las mujeres y los trabajadores informales, y se incrementa en función del tamaño del beneficio.

En cambio, Soares, Ribas y Osório (2007) observaron un aumento en las tasas de participación de hombres y mujeres vinculado al programa Bolsa Familia, con mayor variación entre las mujeres. En el mismo sentido, Tavares (2008) descubrió que la probabilidad de trabajar

se acrecienta alrededor de un 6% en el caso de las madres beneficiarias, mientras que el número de horas que trabajan por semana se incrementa un 2%.

En el caso de México, Parker y Skoufias (2000) observaron que el programa Progresá (actualmente, programa Oportunidades) no tiene efectos disuasivos en las decisiones laborales de los adultos. Un análisis más detallado de la distribución del tiempo de las mujeres revela que el programa produjo un aumento del número de horas destinadas a cumplir con las condicionalidades de este. Por otra parte, no tiene efectos significativos en el número de horas dedicadas al esparcimiento, tanto en el caso de los hombres como en el de las mujeres. Los resultados obtenidos por Skoufias y Di Maro (2008) confirman que el programa mexicano no causa efectos disuasivos.

Un esquema similar se encuentra en el Uruguay, donde la introducción del Plan de Atención Nacional a la Emergencia Social (PANES) no originó cambios en la oferta de mano de obra ni en el número de horas trabajadas (Amarante, Ferrando y Vigorito, 2011).

Soares, Ribas e Hirata (2008), al analizar el impacto del programa Tekoporã, descubrieron que tenía un efecto negativo en la oferta de mano de obra masculina, e incluso mayor en las zonas moderadamente pobres y en las rurales. Sin embargo, cuando se excluye a los trabajadores temporales, este efecto se observa solo en las zonas moderadamente pobres. En el caso de las mujeres y de la población en su conjunto, se observaron efectos no significativos.

Galasso (2006) analizó los efectos del programa Chile Solidario durante los primeros dos años de funcionamiento y encontró que, si bien el acceso a este beneficio originó una mayor participación en los programas de empleo —lo que podría mejorar la empleabilidad en

el mediano plazo—, la proporción global de miembros empleados en los hogares beneficiarios no parece haber aumentado en el corto plazo. Solo en las zonas rurales se observó un incremento de la tasa de participación en la fuerza de trabajo. En todo caso, la autora destaca que el horizonte de corto plazo del análisis podría no ser suficiente para observar cualquier repercusión en esas dimensiones.

Alzúa, Cruces y Ripani (2010) condujeron una evaluación comparativa de los programas de transferencias en Honduras, México y Nicaragua. Nuevamente hallaron que las decisiones referentes a la participación laboral y las horas de trabajo no se ven afectadas por estas transferencias, excepto en Nicaragua, donde se redujo el número de horas trabajadas a nivel de los hogares, en especial en los casos de jefatura femenina. De hecho, los autores encontraron que el programa Progresá tenía efectos positivos en los salarios por hora de los hombres y en el ingreso laboral total de los hogares beneficiarios, lo que sugiere la presencia de efectos indirectos en las condiciones del mercado de trabajo local.

Por último, Garganta y Gasparini (2012) evaluaron los efectos de la Asignación Universal por Hijo en las transiciones entre la formalidad y la informalidad, y concluyeron que el programa desalentó de manera significativa la formalización de los beneficiarios, pero no hallaron evidencia de incentivos para que los trabajadores formales se convirtieran en informales.

Por lo tanto, es posible concluir que la evaluación de los impactos de la Asignación Universal por Hijo es una cuestión empírica. Sin embargo, la evidencia más reciente para los países de América Latina sugiere, al mismo tiempo, que las transferencias monetarias no tienen efectos disuasivos importantes en la inserción laboral de los beneficiarios adultos.

IV

Datos utilizados

Los datos utilizados en este artículo provienen de la Encuesta Permanente de Hogares (EPH) de la Argentina, realizada por el Instituto Nacional de Estadística y Censos (INDEC), que cubre 31 aglomerados urbanos y recoge información especialmente sobre variables del mercado laboral.

Si bien la EPH no es longitudinal y no incluye preguntas retrospectivas, su muestra de panel rotatorio

permite obtener datos de flujo, es decir, que se entrevista a un hogar seleccionado en cuatro momentos u ondas: el hogar aparece en la muestra durante dos trimestres consecutivos, seguidos de una pausa de dos trimestres, y aparece nuevamente en dos trimestres consecutivos un año después. Comparando la situación de un individuo en determinada onda con la del mismo individuo en otra onda, es posible determinar si la persona ha

experimentado cambios en diversas variables, incluidas las ocupacionales y demográficas.

En particular, en este estudio se emplean datos de panel anuales contruidos para el período comprendido entre el primer trimestre de 2009 y el tercer trimestre de 2010, con el fin de incluir información previa y posterior a la puesta en marcha de la Asignación Universal por Hijo

en noviembre de 2009⁴. Para garantizar el mayor número de observaciones disponibles, se trabajó con una única base conteniendo los datos de estos tres paneles anuales.

⁴ Los datos del cuarto trimestre de 2009 se excluyeron debido a que el programa se lanzó en noviembre de ese año y ese período ya contiene información sobre los beneficiarios del programa.

V

Enfoque y metodología

1. Especificación econométrica

Con el propósito de evaluar los efectos de la Asignación Universal por Hijo, se utilizó un método no experimental basado en la aplicación de técnicas de emparejamiento para definir un grupo de control, lo que permite estimar cuál habría sido la situación de los beneficiarios si no hubieran accedido al programa. Tras definir con precisión el grupo de control y comparando las variables de resultado del grupo beneficiario con las del primero, es posible atribuir las diferencias observadas a la política particular que se estudia.

Siguiendo la terminología tradicional de este enfoque, D se define como la variable que indica la recepción de la transferencia ($D = 1$ si el hogar o la persona recibe la transferencia; $D = 0$ si no la recibe); Y es el resultado de interés (donde Y^1 es el resultado en presencia del beneficio e Y^0 en su ausencia). El impacto de la transferencia se mide por el efecto medio del tratamiento en los tratados, que depende de un índice de propensión $P(X)$, donde X representa un vector de características observables:

$$ATT(X) = E[Y^1 - Y^0 / P(X), D = 1]$$

donde $E[\cdot]$ es el valor esperado de la diferencia entre los dos resultados, con y sin el tratamiento, en la población que recibe la transferencia ($D = 1$).

Dado que el contrafactual $E[Y^0 / P(X), D = 1]$ no refiere a una situación observable, para estimarlo se emplean técnicas de emparejamiento a partir de un índice de propensión. Teniendo en cuenta que solo es necesario identificar el efecto medio del tratamiento en los tratados, es suficiente verificar los supuestos sugeridos en Heckman, Ichimura y Todd (1997 y 1998): i) la “ignorabilidad” o independencia del tratamiento en media condicional, y

ii) la condición de emparejamiento o *matching*. La primera condición implica que el grupo de tratados y el grupo de control se seleccionaron solo sobre la base del índice de propensión; entonces, después de dar cuenta de ello, la asignación al tratamiento es independiente de la media de los resultados; la segunda condición garantiza que por cada valor posible del índice de propensión existen casos beneficiarios y no beneficiarios.

Para estimar el parámetro asociado con el efecto medio del tratamiento en los tratados, se implementará un estimador de diferencias en diferencias (DD) sobre la base de la información disponible correspondiente a los períodos anterior y posterior a la implementación de la política, comparando los cambios temporales de la variable de resultado en el grupo beneficiario con los cambios de la misma variable en el grupo de control. La ventaja de esta estrategia reside en la posibilidad de controlar los sesgos derivados de las características no observables invariables en el tiempo. Su expresión está dada por:

$$\widehat{ATT}^{DD} = \frac{1}{n^1} \sum_{\substack{i=1 \\ \{D_i=1\}}}^{n^1} Y_{i,t_1}^1(X_{i,t_1}) - Y_{i,t_0}^1(X_{i,t_0}) - \widehat{E}\left[Y_{i,t_1}^0(X_{i,t_1}) - Y_{i,t_0}^0(X_{i,t_0}) / P(X_{i,t_0}), D_i = 0\right]$$

donde n^1 representa la cantidad de casos que reciben el beneficio, t_0 es el momento anterior a la puesta en marcha del programa y t_1 el momento posterior a su implementación.

De este modo, adaptando los supuestos i) y ii) al contexto de este estimador, se derivan las siguientes expresiones:

$$E\left[Y_{t_1}^0(X) - Y_{t_0}^0(X) / P(X), D = 1\right] = E\left[Y_{t_1}^0(X) - Y_{t_0}^0(X) / P(X), D = 0\right]$$

$$0 < Pr(D = 1/X) < 1$$

Finalmente, la atención se centrará en la estimación del parámetro del efecto medio del tratamiento en los tratados, en el soporte del índice de propensión común al grupo de beneficiarios y de control. Para estimar el contrafactual involucrado, se aplican alternativamente dos métodos de emparejamiento: el método del “vecino” más cercano⁵ y el de regresiones lineales locales⁶.

2. Estrategias para identificar el grupo de tratamiento y el grupo de control

Este estudio se basa en la identificación correcta de los hogares beneficiarios de la Asignación Universal por Hijo (grupo de tratamiento) y los que constituirán el grupo de control.

Lamentablemente, en la EPH no se indaga sobre este tema de manera directa, de modo que la identificación se debe efectuar indirectamente. Con el objetivo de identificar los hogares que recibían la asignación en 2010, se recurrió a la pregunta que captura la suma de transferencias monetarias otorgadas a los miembros del

hogar por el gobierno, las instituciones privadas o la Iglesia, entre otras instituciones. La pregunta incluye un amplio rango de entidades, por lo que no puede asumirse que las respuestas se relacionen exclusivamente con este programa. En consecuencia, los hogares se clasificaron en un comienzo como beneficiarios de la Asignación Universal por Hijo solo cuando los montos declarados coincidían con los valores establecidos en el programa, es decir, el monto de la transferencia se utilizó como indicador de tratamiento.

Al considerar la frecuencia de los valores monetarios que aparecen en esta pregunta, puede asumirse que algunos hogares declararon la suma que realmente recibían cada mes como beneficio (el 80% de la suma del beneficio), en tanto que otros declararon el monto total. Los valores de la asignación por número de hijos a cargo en el período analizado se presentan en el cuadro 1.

CUADRO 1

Argentina: valor de la Asignación Universal por Hijo, por número de hijos, 2010 (En pesos argentinos)

Número de hijos	Valor de la Asignación Universal por Hijo	
	Total	80%
1	180	144
2	360	288
3	540	432
4	720	576
5	900	720

Fuente: elaboración propia sobre la base de datos de la Encuesta Permanente de Hogares (EPH) del Instituto Nacional de Estadística y Censos (INDEC).

⁵ De acuerdo con esta alternativa, la construcción del contrafactual de la variable de resultado para cada caso tratado se efectúa a partir de un promedio simple de las realizaciones de la misma variable para un subconjunto de casos pertenecientes al grupo de control, cercanos en términos de la probabilidad condicional de recibir el beneficio, dado un conjunto de atributos observables. En el presente trabajo, cada subconjunto estará compuesto por los 5 “vecinos” más cercanos.

⁶ En este caso, cada contrafactual se compone a partir de un promedio ponderado de las realizaciones de la variable de resultado del subconjunto de casos del grupo de control asignado a cada unidad beneficiaria, en términos de la medida de proximidad comentada en la nota al pie 5. En este sentido, los pesos se construyen de forma tal de asignar mayor importancia a las unidades de comparación más cercanas al caso beneficiario respectivo, y se estiman para cada subgrupo a partir de regresiones lineales ponderadas de la variable de resultado en una constante y la diferencia entre las estimaciones de los índices de propensión con la correspondiente al caso beneficiario que se trate. Los ponderadores empleados en las regresiones involucran una función de kernel cuyos argumentos están dados por la medida de proximidad considerada, y el ancho de banda o parámetro de suavizado seleccionado (concepto análogo al número de “vecinos” considerados en el contexto de la primera alternativa). Fan (1992) analiza las propiedades de este estimador comparadas con aquellas asociadas a otros de su tipo, y concluye que es el más eficiente en términos asintóticos y en muestras finitas, a la vez que se adapta a diferentes diseños de densidad de datos.

Sin embargo, los valores cercanos a la suma del beneficio también se consideraron como Asignación Universal por Hijo teniendo en cuenta la posibilidad de errores en las declaraciones de ingresos y el hecho de que los hogares tienden a redondear los montos declarados. Para minimizar la posibilidad de una mala clasificación, la frecuencia de cada uno de estos valores en 2010 se comparó con la de 2009 (antes de la puesta en marcha del programa), con el fin de verificar que los valores considerados como Asignación Universal por Hijo no estaban presentes el año anterior a la implementación. Este procedimiento mostró con claridad cómo los valores correspondientes a las transferencias de la asignación comenzaron a aparecer mientras los pagos hechos por otros programas nacionales habían empezado a desaparecer (esto se aplica al Plan Jefes y Jefas de Hogares Desocupados (PJJHD), al Programa Familias por la Inclusión Social y al Seguro de Capacitación y Empleo), debido a que la

Asignación Universal por Hijo no puede percibirse junto con otro tipo de beneficio social (véase el gráfico 1)⁷.

Además, cuando los valores observados sugerían que más de una persona por hogar estaba recibiendo la asignación, el total del beneficio recibido por el hogar se comparó con el número de hijos. Dado que se encontraron muchos casos en que la suma del beneficio aparecía erróneamente para más de un miembro adulto, se excluyó del análisis a los hogares con más de un miembro receptor y a aquellos cuyo ingreso total de la asignación sugería la presencia de más niños que los que realmente vivían en el hogar⁸.

⁷ Sobre la base del gráfico 1, parece razonable asumir que los valores tales como 140 pesos y 280 pesos también corresponden a la Asignación Universal por Hijo porque, por una parte, estos valores aparecen en 2010 y, por otra, porque los montos son muy similares a los establecidos en el programa (144 pesos y 288 pesos, respectivamente).

⁸ Estos hogares representaban un 3% del número total de hogares clasificados inicialmente como beneficiarios de la Asignación Universal por Hijo. Si bien esto podría significar que algunos hogares quedan excluidos del análisis a pesar de haber declarado correctamente más de un beneficiario por hogar, la comparación entre el verdadero número de hijos residentes y el número que se deriva del monto total del beneficio por hogar sugiere que el error de incluir estos casos sería más significativo que el error de excluirllos.

Asimismo, se siguió reduciendo el grupo de hogares clasificados como beneficiarios al excluir a los que no tenían niños. Esto respondió a la necesidad de disminuir la heterogeneidad de este grupo en relación con el grupo de control, que estaba formado por hogares elegibles para la asignación (los que, por ende, tienen niños).

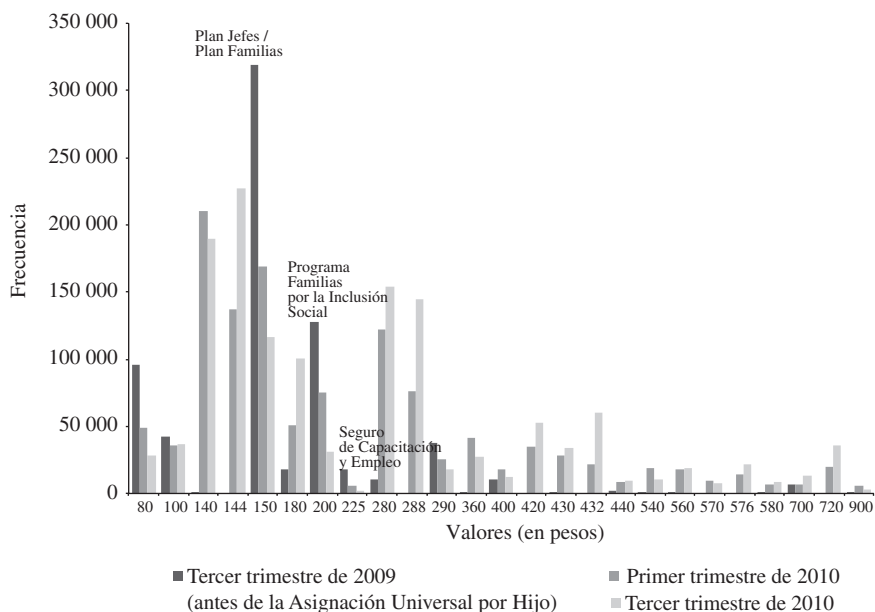
Los hogares elegibles (grupo de control) son los que cumplen con todos los requisitos para recibir la Asignación Universal por Hijo, pero no la perciben. Como se mencionó, los beneficiarios potenciales son:

- i) los hogares con hijos menores de 18 años cuyos jefes o cónyuges son asalariados no registrados (trabajadores informales) o trabajadores domésticos con ingresos inferiores al salario mínimo;
- ii) los monotributistas sociales;
- iii) los desempleados que no perciben seguro por desempleo, y
- iv) los trabajadores económicamente inactivos sin pensiones.

Por lo tanto, el análisis se limitará a los hogares (y sus miembros) con hijos que eran elegibles para la Asignación Universal por Hijo en 2009, diferenciándolos según hayan accedido al beneficio en 2010 (grupo de tratamiento) o no (grupo de control). Así, la condición

GRÁFICO 1

Argentina: frecuencia de los valores monetarios de las transferencias públicas antes y después de la puesta en marcha de la Asignación Universal por Hijo, 2010
(En pesos argentinos)



Fuente: elaboración propia sobre la base de datos de la Encuesta Permanente de Hogares (EPH) del Instituto Nacional de Estadística y Censos (INDEC).

de elegibilidad corresponde a 2009, pero la condición de recepción corresponde a 2010.

Los hogares con información incompleta o con valores imputados a los ingresos individuales o familiares se excluyeron de la muestra. Además, los valores extremos de los ingresos familiares totales y sus componentes (los ingresos laborales y los no laborales) se suprimieron del análisis usando un método de estandarización robusto de los datos.

Dado que el objetivo es evaluar los efectos de la Asignación Universal por Hijo en el comportamiento laboral de los adultos, la muestra de análisis de los individuos está compuesta por grupos de personas en edad económicamente activa: hombres de 18 a 64 años y mujeres de 18 a 59 años. En ambos casos, la edad límite superior corresponde a la edad legal de jubilación.

Antes de finalizar esta sección, se deben aclarar algunos puntos referidos a la composición del grupo de hogares elegibles. Puesto que la Asignación Universal por Hijo se orienta a alcanzar una cobertura universal de los hogares con niños no cubiertos por el sistema de contribuciones, llama la atención que un grupo de hogares haya quedado fuera del programa durante el primer año, a pesar de reunir los requisitos. Si bien no se conocen por completo las causas de este fenómeno, hay ciertos factores que tal vez hayan influido.

Primero, como se señaló anteriormente, a fin de ingresar al programa tanto los niños como los padres deben tener documentos nacionales de identidad como prueba de identificación. Según algunos estudios cualitativos, al parecer este requisito representó una importante barrera de acceso, al menos en las primeras etapas del programa. En el caso de los hogares que tuvieron a su primer hijo, la demora en la afiliación del recién nacido pudo haber sido una razón adicional para que quedaran fuera del programa. Asimismo, otros problemas familiares pueden haber contribuido a esta situación (Pautassi, Arcidiácono y Straschnoy, 2013).

Además, algunas personas que al parecer estarían en condiciones de reunir los requisitos para obtener el beneficio según la EPH, podrían en realidad estar registradas como monotributistas y, por consiguiente, no ser elegibles. Sin embargo, dado que es imposible identificar a este grupo en la encuesta, durante el análisis dichas personas permanecieron en el grupo elegible.

Según se analizó, la repercusión del programa puede variar de acuerdo con las limitaciones y preferencias de los hogares (Moffit, 2002; Skoufias y Parker, 2001). En particular, los hogares elegibles podrían quedar excluidos del programa debido a ciertos procesos administrativos o requisitos vinculados a las condiciones de acceso.

En tal sentido, es importante mencionar que no se utiliza el cumplimiento de las condicionalidades para determinar la elegibilidad de los hogares, por dos razones. En primer lugar, la EPH no brinda información completa sobre esta materia, particularmente en lo que respecta a los controles de salud. En cuanto a la educación, si bien en la encuesta se identifica la concurrencia de un niño a la escuela, si el niño no asiste, el hogar no necesariamente se vuelve no elegible porque aún puede recibir la asignación por otro menor que sí concurre. No obstante, no es posible identificar en la encuesta al menor por el cual el hogar recibe el beneficio. De todas maneras, el 90% de los hogares elegibles seguirían siéndolo si se impusiera la restricción de que cada hijo que vive en el hogar debe asistir al colegio. En segundo lugar, el control de las condiciones fue más relajado en las primeras etapas del programa y solo se hizo más riguroso posteriormente.

Como se hizo presente, la evaluación se refiere al primer año de implementación del programa y, por ende, la existencia de un grupo de hogares elegibles no beneficiarios también podría deberse a demoras en el registro. La distancia entre los hogares y las oficinas administrativas del programa pudo haber sido otro factor disuasivo para la afiliación en las primeras etapas, antes de la puesta en marcha de medidas destinadas a alcanzar a la población de las zonas más alejadas.

Cabe agregar dos temas adicionales. Primero, para identificar con precisión el impacto del programa se requiere de la ausencia de efectos de anticipación (*Ashenfelter's Dip*), es decir, el grupo elegible no debe cambiar su comportamiento porque anticipa la ejecución del programa⁹. Dado que el anuncio de la Asignación Universal por Hijo fue totalmente inesperado, que se puso en marcha con mucha rapidez, que a noviembre de 2009 —el primer mes de operación— el programa ya había cubierto a 3,3 millones de niños y que este número se ha mantenido relativamente estable (en 3,5 millones), puede asumirse que no hubo en la población efectos significativos de anticipación destinados a ganar elegibilidad y acceso al programa, lo que podría haber ocasionado un sesgo de selección en esta evaluación.

Segundo, lamentablemente, dada la estructura de panel de corto plazo de la EPH, no es posible controlar si los hogares de los grupos de tratamiento y de control muestran tendencias similares en las variables de resultado antes de la puesta en marcha del programa, como sugiere, por ejemplo, Duflo (2001).

⁹ Ashenfelter (1978) y Heckman y Smith (1999).

VI

Estadísticas descriptivas

En esta sección se presentan las características de los beneficiarios de la Asignación Universal por Hijo (grupo de tratamiento), que luego se comparan con los hogares elegibles no beneficiarios (grupo de control) antes de la implementación del programa.

1. Características de los beneficiarios

En el cuadro A.1 del anexo se resumen las características demográficas y laborales de los beneficiarios de la Asignación Universal por Hijo y sus familias en 2010¹⁰. Con fines comparativos, en el cuadro se incluyen además a las personas en edad económicamente activa que viven en hogares no beneficiarios. Aproximadamente el 58% de los beneficiarios son cónyuges y el 34% son jefes de hogar. Como es de esperar, las cifras varían significativamente por género, ya que casi un 90% de los hombres son jefes de hogar, mientras que un 64% de las mujeres son cónyuges. Las mujeres conforman la gran mayoría de los beneficiarios (89%), lo que podría deberse, al menos en parte, a la reasignación de beneficiarios de programas anteriores de transferencias públicas, entre los que había un elevado número de mujeres. Además, como ya se dijo, las disposiciones del programa dan prioridad a las madres para recibir el beneficio. El relativamente alto nivel de informalidad entre las mujeres, en promedio, también podría ser un factor vinculado a este resultado.

El promedio de edad de los beneficiarios es de 35 años, siendo las mujeres más jóvenes que los hombres. Los niveles educativos son bastante bajos en los dos casos: rondan los 9,4 años de escolaridad en el caso de los hombres y los 9,6 en el caso de las mujeres. En cuanto a la población general no beneficiaria en edades económicamente activas, las cifras son de 10,9 y 11,8 años de escolaridad para hombres y mujeres, respectivamente.

¹⁰ Si bien los datos de la EPH, que abarca a todo el país, muestran un número menor de beneficiarios respecto del total que presentan los registros administrativos, la composición de la población en términos de variables personales es muy similar en ambas fuentes de información. La subestimación de beneficiarios se debe —al menos en parte— a que la EPH no está específicamente diseñada para identificar este tipo de transferencias. Al mismo tiempo, extender la encuesta a todo el país podría de por sí provocar algunos errores. No obstante, algunos autores como Galasso y Ravallion (2004) emplearon la misma fuente de información para evaluar el PJJHD, también en un contexto de subestimación del número de beneficiarios.

Con respecto a la situación de empleo de los beneficiarios, la proporción de trabajadores empleados y de inactivos resultó similar. Sin embargo, entre las mujeres el 52% eran inactivas y el 42% estaban empleadas, mientras que en el caso de los hombres estas cifras alcanzaban al 5% y el 90%, respectivamente. En promedio, las mujeres beneficiarias trabajan 27 horas semanales y los hombres 43 horas. La participación laboral es, por consiguiente, menor en el caso femenino, tanto en términos de la tasa de actividad como de la carga horaria.

En promedio, los hogares beneficiarios tienen 4,7 miembros y los no beneficiarios, 4,4; en cuanto a los niños, el número es de 2,5 y de 2,0, respectivamente. A pesar del beneficio, la incidencia de la pobreza en esos hogares era todavía muy elevada en 2010: aproximadamente el 64% de los hogares beneficiarios eran pobres y un 18% eran extremadamente pobres¹¹. En el caso de los hogares no beneficiarios, estas cifras eran del 18% y el 7%, respectivamente.

Finalmente, en 2010, la Asignación Universal por Hijo cubrió aproximadamente a dos niños por hogar beneficiario, lo que representa unos 300 pesos argentinos (75 dólares). Este valor corresponde a alrededor del 40% del total de los ingresos familiares netos de transferencias. Si bien este beneficio es considerable en relación con los ingresos propios de estos hogares, la brecha de pobreza seguía siendo muy amplia tras la recepción del beneficio (en torno del 40%).

2. Comparación entre los hogares beneficiarios y los hogares no beneficiarios elegibles en 2009 (línea de base)

Como puede observarse en el cuadro A.2 del anexo, los hogares que recibieron el beneficio en 2010 tienen familias más grandes y con mayor número de niños que los no beneficiarios observados en 2009. Además, los ingresos familiares son significativamente más bajos. Las

¹¹ Los hogares se identifican como pobres si sus ingresos totales se ubican por debajo de la línea de pobreza. La línea de pobreza de 2009 y 2010 se construyó mediante una actualización del valor registrado en 2007, empleando la variación del índice oficial de precios al consumidor calculado en nueve provincias del país. Esta decisión se basó en la controversia surgida acerca del índice de precios al consumidor (IPC) publicado por el INDEC.

funciones de densidad de kernel de los ingresos familiares per cápita muestran claramente que la distribución de los hogares elegibles que accedieron a la Asignación Universal por Hijo está desplazada hacia la izquierda en relación con el resto de los hogares, seguidos por los hogares elegibles no beneficiarios y luego por los hogares no beneficiarios y no elegibles con niños y los hogares solo con miembros adultos (véase el gráfico 2). Esto sugiere que la asignación estuvo dirigida, principalmente, a los hogares que se encuentran en el extremo inferior de la distribución de ingresos.

Debido a sus menores niveles de ingresos familiares, los hogares beneficiarios mostraban tasas de pobreza y extrema pobreza más elevadas. En 2009, el 74% de los hogares eran pobres, mientras que en los hogares no beneficiarios la cifra alcanzaba al 65%. En el caso de la extrema pobreza, las cifras de los hogares beneficiarios y de los no beneficiarios eran del 31% y el 26%, respectivamente.

Dado que alrededor de un 92% de los beneficiarios son jefes de hogar o cónyuges, en el cuadro A.2 del anexo se comparan las características de estos individuos con las de sus homólogos en los hogares no beneficiarios. No se observaron diferencias estadísticamente significativas en el porcentaje de cónyuges mujeres entre los grupos.

Tampoco fueron significativas las diferencias de los porcentajes de jefatura de hogar femenina entre el grupo de tratamiento y el grupo de control.

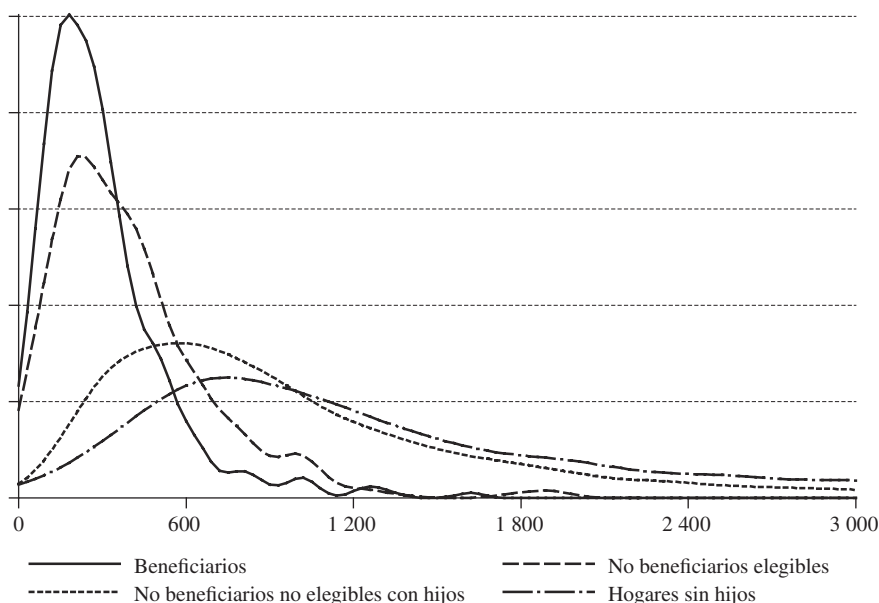
En los hogares que accedieron al beneficio en 2010, tanto los jefes de hogar como los cónyuges tenían, en promedio, menos edad en comparación con el grupo de hogares de 2009. El nivel educativo medio de los jefes y cónyuges también era significativamente más bajo en los hogares beneficiarios que en el otro grupo.

Finalmente, no se encontraron diferencias significativas entre los cónyuges de ambos grupos en lo que respecta a la participación y la composición laboral. El comportamiento de los jefes de ambos tipos de hogares con relación a estas variables tampoco fue diferente. Sin embargo, se observa lo contrario en cuanto a la carga horaria de los cónyuges: en 2009, los que vivían en hogares beneficiarios trabajaban, en promedio, 5,8 horas menos por semana que los de los hogares no beneficiarios.

En resumen, los dos grupos mostraron diferencias en algunas variables observables antes de que se lanzara el programa. Estas disparidades se tomarán en cuenta en el análisis econométrico, con el fin de estimar con precisión los efectos de la Asignación Universal por Hijo en el funcionamiento del mercado laboral.

GRÁFICO 2

Argentina: curvas de densidad de kernel de los ingresos familiares per cápita, tercer trimestre de 2009
(En pesos argentinos)



Fuente: elaboración propia sobre la base de datos de la Encuesta Permanente de Hogares (EPH) del Instituto Nacional de Estadística y Censos (INDEC).

VII

Resultados econométricos

En esta sección se analizan los resultados econométricos derivados del estimador de diferencias en diferencias (DD), calculado a partir de la base de microdatos conteniendo los paneles correspondientes a los tres primeros trimestres de 2009 y 2010. Como se apuntó previamente, este estimador se aplica a todos los hogares con hijos que eran elegibles en 2009, de los cuales algunos recibieron el beneficio en 2010 y otros no accedieron al programa.

El análisis se efectúa en tres niveles de comparación:

i) los hogares beneficiarios en comparación con los hogares no beneficiarios elegibles; ii) los miembros de cada uno de los hogares (beneficiarios y no beneficiarios), diferenciados por género y por su condición de jefe o cónyuge, y iii) los beneficiarios directos en relación con individuos comparables que viven en hogares del grupo de control¹².

1. Hogares beneficiarios en comparación con hogares elegibles no beneficiarios

En el cuadro A.3 del anexo se presentan los resultados de las estimaciones con respecto a los hogares. En cada variable de resultado se muestra el cambio medio del grupo de tratamiento y el grupo de control, el efecto medio del tratamiento en los tratados, los errores estándar¹³, los valores p y el número de observaciones incluidas en cada grupo.

Si bien el signo de los parámetros del efecto medio del tratamiento en los tratados correspondientes a las variables del mercado laboral sugiere que la Asignación Universal por Hijo tiene un efecto negativo en las decisiones sobre participación económica —medidas por la proporción de miembros activos respecto del total de adultos del hogar— y en la tasa de empleo de los hogares, estos cambios no son estadísticamente significativos en ninguna de las dos alternativas de emparejamiento utilizadas: el método de vecino más cercano y la regresión lineal local. Asimismo, no se observa un efecto significativo en la incidencia del

desempleo ni en el promedio de horas trabajadas por los miembros del hogar empleados.

De la misma manera, las diferencias entre los hogares beneficiarios y los del grupo de control en cuanto a la evolución de los ingresos familiares totales y per cápita no son estadísticamente diferentes de cero. No obstante, este patrón común observado en la dinámica del total de ingresos de ambos grupos de hogares es, de hecho, el resultado de mayores aumentos de los ingresos no laborales, que superan el relativamente débil dinamismo de los ingresos laborales en los hogares beneficiarios en comparación con el grupo de control. El coeficiente negativo asociado con la estimación del efecto medio de la Asignación Universal por Hijo, en los ingresos laborales de sus beneficiarios, resulta estadísticamente relevante considerando un nivel de significancia del 10%, y empleando la técnica de emparejamiento asociada con regresiones lineales locales. Sin embargo, al considerar los ingresos no laborales, los efectos resultan positivos y estadísticamente significativos al 1% en las dos alternativas de emparejamiento contempladas.

En resumen, la falta de significatividad estadística de los efectos estimados en variables asociadas con el mercado laboral parece sugerir que la implementación del programa no ha creado ningún desincentivo importante entre los adultos en el corto plazo (considerando que los datos de panel utilizados en este estudio solo incluyen el seguimiento a los hogares durante unos pocos trimestres). Sin embargo, a nivel de los hogares, esta situación podría ser el resultado neto de los distintos efectos de la asignación en sus miembros. A fin de analizar estos hallazgos con mayor detalle, a continuación se presentan los resultados de las estimaciones efectuadas separadamente para los distintos miembros adultos de los hogares.

2. Comparación entre los miembros de hogares beneficiarios y los miembros de hogares no beneficiarios elegibles

En el cuadro 2 se presenta la composición de los hogares beneficiarios por género y la posición de los miembros adultos dentro del hogar. Como puede observarse, los grupos más importantes son: i) el total de jefes y cónyuges; ii) el total de las mujeres; iii) el subgrupo de las mujeres cónyuges; iv) el total de los jefes; v) el subgrupo de las mujeres jefas, y vi) el subgrupo de los

¹² No se incluyen los resultados de las estimaciones de los modelos *logit* utilizadas para obtener los índices de propensión, debido a limitaciones de espacio. Sin embargo, se encuentran disponibles previa solicitud.

¹³ Los errores estándares teóricos también se calcularon, pero no se presentan aquí porque no hubo diferencias significativas con respecto a los errores estándar obtenidos mediante la técnica de *bootstrap*.

CUADRO 2

Argentina: composición de los miembros de hogares beneficiarios, por género y posición en el hogar, 2010

(En porcentajes)

	Hombres	Mujeres	Total
Jefes	31	14	45
Cónyuges	3	30	33
Subtotal	34	44	78
Niños	8	10	18
Otros miembros	2	2	4
Total	44	56	100

Fuente: elaboración propia sobre la base de datos de la Encuesta Permanente de Hogares (EPH) del Instituto Nacional de Estadística y Censos (INDEC).

hombres jefes. Por esta razón, en el nivel individual, el análisis se limitará a esos grupos, los que se compararán con sus contrapartes de los hogares del grupo de control.

En el cuadro A.4 del anexo se presentan las estimaciones econométricas correspondientes a estos grupos. En este nivel de análisis, los resultados son coherentes con los obtenidos en el nivel de los hogares, en cuanto a que la mayoría de los miembros de los hogares beneficiarios no se comporta de manera significativamente diferente de los correspondientes a los hogares del grupo de control. En particular, los efectos medios del tratamiento en los tratados relativos a la actividad y las condiciones de empleo resultaron no ser estadísticamente significativos para los miembros de todos los hogares y con las dos técnicas de emparejamiento utilizadas. No obstante, el aumento relativo observado en la tasa de desempleo de las cónyuges en los hogares beneficiarios es estadísticamente significativo al 5% o al 10%, dependiendo de la técnica de emparejamiento que se aplique.

Con relación al promedio de horas trabajadas (calculado solo sobre los individuos que en las dos observaciones estaban empleados), es notorio que si bien en los hogares beneficiarios el número de horas que trabajan las mujeres disminuye mientras que en los no beneficiarios ocurre lo contrario, las diferencias medias entre los dos grupos no son estadísticamente significativas, ni lo son en el caso del resto de los miembros considerados.

Respecto de las variaciones del ingreso familiar y sus fuentes, el mayor incremento de los ingresos no laborales registrado entre los hogares beneficiarios es una consecuencia de lo que ocurría con las mujeres en general y con las cónyuges en particular. Esto coincide con el hecho de que las mujeres representan alrededor de un 90% del total de beneficiarios de la asignación. La significatividad

muy baja o nula que se observó en las diferencias de los ingresos laborales en el nivel de los hogares también se confirma en el nivel individual. Como resultado, las diferencias de los ingresos no laborales se trasladan a la dinámica de las brechas de los ingresos totales. De hecho, las mujeres en general y las cónyuges en particular (al aplicar el método de vecino más cercano) experimentan aumentos significativos de los ingresos individuales totales como consecuencia de recibir la asignación.

En síntesis, al igual que en los resultados anteriores, los hallazgos relativos a los miembros de los hogares no permiten concluir que recibir una transferencia monetaria como la Asignación Universal por Hijo representa un desincentivo en el corto plazo para participar en el mercado laboral o reduzca el número de horas trabajadas en el caso de las personas que siguen empleadas.

3. Comparación entre las mujeres receptoras de la Asignación Universal por Hijo (jefas de hogar o cónyuges) y las mujeres de hogares elegibles no beneficiarios

Por último, se evaluará la Asignación Universal por Hijo comparando el comportamiento de los beneficiarios con el de los miembros de los hogares del grupo de control. La diferencia respecto del ejercicio anterior es que allí se compara a los miembros de los hogares beneficiarios con los del grupo de control sin identificar a los beneficiarios del primer grupo.

Dado que casi todos los beneficiarios son mujeres, el análisis se restringirá a este subgrupo de personas. En particular, se evalúan las decisiones laborales y la generación de ingresos de todas las beneficiarias (y se comparan con las de las mujeres adultas de los hogares elegibles no beneficiarios) y luego se consideran las de las jefas de hogar y las cónyuges por separado. En los últimos dos casos, la comparación se realiza con respecto a las jefas de hogar y mujeres cónyuges de los hogares del grupo de control, respectivamente.

Los resultados, que se presentan en el cuadro A.5 del anexo, confirman nuevamente que la Asignación Universal por Hijo no tuvo efectos significativos en las decisiones laborales entre 2009 y 2010. En particular, este programa no parece haber alentado salidas netas hacia la inactividad, ni haber causado una reducción del número de horas trabajadas por las mujeres, y en consecuencia, no originó un descenso de su oferta de mano de obra (ni en las jefas de hogar ni en las cónyuges). Es importante destacar que el incremento relativo observado en la tasa de desempleo femenino en los hogares beneficiarios

(aunque la diferencia entre los grupos fue significativa solo en un 5% y un 10%) resulta insignificante cuando el análisis se restringe a las beneficiarias mujeres. El efecto estimado es significativo solo en un nivel del 10% al aplicar la técnica de emparejamiento basada en regresiones lineales locales.

La ausencia de efectos significativos de la Asignación Universal por Hijo en las decisiones sobre el trabajo es coherente con el efecto nulo del programa en los ingresos laborales de las beneficiarias mujeres. Por el contrario, en el caso de los ingresos no laborales de las beneficiarias (en particular, de las que son cónyuges), se observa un estimado del efecto medio significativo

como resultado de la percepción del beneficio, lo que, en la ausencia de cambios negativos en otras fuentes de ingresos, produce aumentos netos del total de los ingresos recibidos por las beneficiarias¹⁴.

¹⁴ Las estimaciones están basadas en la comparación de los grupos de hogares e individuos que permanecen en la muestra tras las exclusiones mencionadas en la sección III. Sin embargo, existen algunos beneficiarios en el soporte común cuyas probabilidades estimadas de ser tratados resultan próximas a cero. De acuerdo con la propuesta de Heckman, Ichimura y Todd (1997), se evaluaron diversas alternativas de corte sobre el soporte común para evitar el sesgo que podría surgir en las estimaciones al incluir estos casos. Los resultados apoyan las conclusiones previas.

VIII

Conclusiones

La introducción de la Asignación Universal por Hijo representa un importante paso adelante hacia la superación de los retos que implica el cierre de la brecha existente en la cobertura de la protección social infantil en la Argentina. Este programa tiene una relación directa con el sistema de seguridad social contributiva, en el sentido de que extiende el sistema de asignaciones familiares para niños y adolescentes al que acceden los trabajadores de la economía formal.

Este es el primer estudio en que se miden los efectos de la asignación en la participación laboral, el empleo, el desempleo, las horas trabajadas y la generación de ingresos laborales y no laborales de los adultos, utilizando el estimador de diferencias en diferencias (DD) en conjunto con técnicas de emparejamiento basadas en la estimación de índices de propensión.

Teniendo en cuenta los resultados obtenidos, no es posible concluir que el programa haya generado desincentivos al trabajo entre los adultos miembros de los hogares beneficiados en los años 2009 y 2010, en el sentido de alentarlos a dejar la fuerza laboral o a reducir el número de horas de trabajo. Tales resultados son coherentes con gran parte de la evidencia empírica sobre programas de transferencias similares de otros países latinoamericanos y altamente relevantes para la discusión acerca de la formulación de políticas públicas sociales en la región, teniendo en cuenta que se deben minimizar los potenciales efectos colaterales negativos de dichos programas en el mercado laboral y que las transferencias monetarias de este tipo han adquirido

una relevancia creciente como parte constitutiva del sistema de protección social de América Latina. Sin embargo, conviene aclarar al menos cuatro puntos sobre estas conclusiones. Primero, a diferencia de otros estudios en que se realizan análisis de impactos como parte de una evaluación de este tipo de programas, no se realizó ninguna encuesta específicamente diseñada para este propósito en el país. Segundo, en la encuesta de hogares utilizada, los beneficiarios de la Asignación Universal por Hijo solo se identifican indirectamente. Tercero, podrían surgir diferencias en las características no observadas entre el grupo de tratamiento y el grupo de control, aunque la metodología empleada se orienta a reducir la probabilidad de este problema. Finalmente, en este artículo se cubre un período de tiempo relativamente corto y los efectos en la participación en el mercado laboral podrían cambiar si se analizara un horizonte temporal más prolongado.

Por lo tanto, es esencial contar con información fiable y actualizada para efectuar un seguimiento continuo y una evaluación precisa de los posibles efectos de la Asignación Universal por Hijo y otros programas de protección social. La Argentina presenta un rezago considerable en esta área, en comparación con otros países de la región que tienen niveles similares de ingresos y desarrollo de la seguridad social.

Asimismo, si bien la implementación de este programa marca una mejora significativa en la cobertura social de los niños, quedan importantes retos por resolver. Por ejemplo, el programa excluye a los trabajadores

informales que ganan un monto superior al salario mínimo. En la medida en que la Asignación Universal por Hijo se considera una extensión del sistema de contribuciones, se debería progresar en la estandarización de los requisitos de los dos sistemas, sobre todo respecto del límite máximo de ingresos, que en la actualidad es considerablemente más alto en el sistema contributivo que en este programa.

Con respecto al cumplimiento de las condiciones para acceder al beneficio monetario, se debería tener en cuenta la disponibilidad de centros de salud y establecimientos educativos en los barrios donde residen los beneficiarios y las zonas cercanas, así como la calidad de los servicios que brindan. Por otra parte, se estableció que los beneficiarios de la Asignación Universal por Hijo no pueden participar en ningún otro programa

social. Esta disposición parece razonable cuando el beneficio reemplaza a otros programas de transferencias monetarias que se orientan a necesidades similares, pero no toma en cuenta que estos tienen distintos objetivos: por ejemplo, algunos se destinan a mejorar la empleabilidad de los trabajadores desempleados o de los que se encuentran en la economía informal. En consecuencia, se debe avanzar hacia la integración y articulación de los varios componentes del sistema de protección social.

Por último, todas estas políticas deberían enmarcarse dentro de una estrategia económica de largo plazo construida sobre la base de una estructura de producción integrada que conduzca a una mayor eficiencia y competitividad sistémica y al incremento de la demanda laboral.

ANEXO

CUADRO A.1

Argentina: características de los beneficiarios y no beneficiarios de la Asignación Universal por Hijo, 2010

Características	Beneficiarios			No beneficiarios (activos)		
	Total	Mujeres	Hombres	Total	Mujeres	Hombres
Relación familiar						
Jefe	33,6%	26,8%	88,5%	41,9%	19,8%	69,3%
Cónyuge o pareja	57,9%	64,3%	6,2%	34,9%	57,8%	6,7%
Otros miembros	8,5%	8,9%	5,3%	23,2%	22,4%	24,1%
Años de edad	35,1	34,6	38,8	35,9	35,4	36,6
Años de educación	9,6	9,6	9,4	11,4	11,8	10,9
Situación laboral						
Empleados	47,1%	41,8%	89,6%	65,7%	49,1%	86,3%
Desempleados	6,6%	6,7%	5,6%	5,3%	5,5%	5,2%
Inactivos	46,4%	51,6%	4,8%	29,0%	45,4%	8,6%
Horas trabajadas	30,0	26,6	43,0	40,0	31,5	45,9
Género						
Mujeres	88,9%			55,3%		
Número de miembros del hogar (<i>en promedio</i>)						
Miembros de 0 a 5 años	1,4			1,3		
Miembros de 6 a 12 años	1,6			1,4		
Miembros de 13 a 17 años	1,4			1,4		
Miembros de 18 a 59 o 64 años	2,2			2,3		
Número de niños	2,5			2,0		
Total	4,7			4,4		
Hogares pobres	63,7%			26,1%		
Hogares en extrema pobreza	17,9%			7,1%		
Niños cubiertos por la Asignación Universal por Hijo	2,1					
Monto de la asignación (<i>en pesos argentinos</i>)	305,08					
Monto de la asignación en porcentajes del ingreso familiar	38,5%					
Brecha de pobreza (<i>ingreso familiar neto</i>)	45,0%					
Brecha de pobreza (<i>ingreso familiar</i>)	38,0%					

Fuente: elaboración propia sobre la base de datos de la Encuesta Permanente de Hogares (EPH) del Instituto Nacional de Estadística y Censos (INDEC).

CUADRO A.2

**Argentina: características de los beneficiarios y no beneficiarios
de la Asignación Universal por Hijo, 2009**

Características	No beneficiarios	Beneficiarios	Diferencia	
Hogar				
Miembros	4,6	4,8	-0,13	
Hijos	2,3	2,6	-0,31	***
Ingreso total (<i>en pesos argentinos</i>)	1 253,5	1 130,7	122,9	***
Ingreso per cápita (<i>en pesos argentinos</i>)	290,3	251,6	38,7	***
Ingreso laboral (<i>en pesos argentinos</i>)	1 112,2	979,9	132,2	***
Ingreso no laboral (<i>en pesos argentinos</i>)	141,4	150,7	-9,4	
Pobres	65,1%	74,4%	-9,3 p.p.	***
En extrema pobreza	26,2%	30,5%	-4,4 p.p.	**
Jefes				
Mujeres	64,9%	68,5%	-3,5 p.p.	
Años de edad	39,9	37,5	2,3	***
Años de educación	9,3	9,0	0,3	**
Situación laboral				
Empleados	80,5%	79,4%	1,1 p.p.	
Desempleados	6,5%	8,5%	-2,0 p.p.	*
Inactivos	13,0%	12,1%	0,9 p.p.	
Horas trabajadas	42,0	42,2	-0,2	
Cónyuges				
Mujeres	8,2%	7,8%	0,4 p.p.	
Años de edad	36,1	34,1	1,9	***
Años de educación	10,0	9,4	0,6	***
Situación laboral				
Empleados	41,1%	41,2%	-0,1 p.p.	
Desempleados	6,1%	5,1%	1,0 p.p.	
Inactivos	52,8%	53,7%	-0,9 p.p.	
Horas trabajadas	33,6	27,8	5,8	***

Fuente: elaboración propia sobre la base de datos de la Encuesta Permanente de Hogares (EPH) del Instituto Nacional de Estadística y Censos (INDEC).

Nota: *** = valor $p < 0,01$; ** = valor $p < 0,05$; * = valor $p < 0,1$; p.p. = puntos porcentuales.

Argentina: efectos de la Asignación Universal por Hijo en las decisiones laborales y en la generación de ingresos de los hogares, 2010

CUADRO A.3

Variable de resultado	Técnica de emparejamiento ^a	Diferencias en diferencias						Observaciones en el soporte común	
		Cambio medio del grupo de tratamiento	Cambio medio del grupo de control	Efecto medio del tratamiento en los tratados	Errores estándar ^b	Valor p ^c	Grupo de tratados	Grupo de control	Total
Actividad	nn(5) llr	-0,024 -0,024	-0,005 -0,006	-0,019 -0,018	0,018 0,017	0,279 0,283	749 749	1 291 1 291	2 040 2 040
Empleo	nn(5) llr	-0,011 -0,011	0,002 0,008	-0,013 -0,019	0,020 0,021	0,512 0,366	749 749	1 291 1 291	2 040 2 040
Desempleados / total de miembros del hogar	nn(5) llr	-0,013 -0,013	-0,007 -0,014	-0,006 0,001	0,013 0,012	0,619 0,923	749 749	1 291 1 291	2 040 2 040
Desempleo	nn(5) llr	-0,007 -0,007	-0,026 -0,014	0,019 0,008	0,017 0,131	0,266 0,953	687 687	1 200 1 200	1 887 1 887
Horas trabajadas	nn(5) llr	1,0 1,0	0,0 0,4	1,1 0,6	1,2 1,2	0,388 0,631	626 626	1 111 1 111	1 737 1 737
Ingreso familiar total	nn(5) llr	543,5 543,5	510,9 526,0	32,6 17,5	53,1 60,5	0,540 0,773	749 749	1 291 1 291	2 040 2 040
Ingreso familiar per cápita	nn(5) llr	104,2 104,2	111,1 111,6	-6,9 -7,4	13,0 12,3	0,596 0,549	749 749	1 291 1 291	2 040 2 040
Ingreso laboral	nn(5) llr	302,6 302,6	389,5 404,5	-86,8 -101,9	54,4 55,3	0,111 0,066	749 749	1 291 1 291	2 040 2 040
Ingreso no laboral	nn(5) llr	240,9 240,9	121,5 121,5	119,4 119,4	19,0 18,2	0,000 0,000	749 749	1 291 1 291	2 040 2 040

Fuente: elaboración propia sobre la base de datos de la Encuesta Permanente de Hogares (EPH) del Instituto Nacional de Estadística y Censos (INDEC).

^a Las ponderaciones de las regresiones lineales locales se calcularon empleando la función kernel de Epanechnikov y el estimador del parámetro de suavizado de Silverman.

^b Calculados mediante la técnica de *bootstrap* considerando 300 réplicas.

^c *** = valor p<0,01; * = valor p<0,1.

Argentina: efectos de la Asignación Universal por Hijo en las decisiones laborales de diferentes grupos de adultos y en la generación de ingresos, 2010

CUADRO A.4

Variable de resultado	Técnica de emparejamiento ^a	Grupo	Diferencias en diferencias					Observaciones en el soporte común		
			Cambio medio del grupo de tratamiento	Cambio medio del grupo de control	Efecto medio del tratamiento en los tratados	Errores estándar ^b	Valor p ^c	Grupo de tratados	Grupo de control	Total de observaciones
Actividad	nn(5)	Jefes y cónyuges	-0,019	-0,002	-0,017	0,018	0,341	1 231	2 061	3 292
		Total de jefes	-0,013	-0,007	-0,006	0,019	0,759	689	1 170	1 859
		Jefes hombres	0,004	-0,009	0,014	0,016	0,412	473	767	1 240
		Total de mujeres	-0,024	0,004	-0,027	0,027	0,315	886	1 635	2 521
		Jefas mujeres	-0,051	-0,021	-0,030	0,056	0,592	215	394	609
	Cónyuges mujeres	-0,022	-0,013	-0,009	0,038	0,810	502	820	1 322	
	Ilr	Jefes y cónyuges	-0,019	-0,006	-0,013	0,042	0,758	1 231	2 061	3 292
		Total de jefes	-0,013	-0,011	-0,002	0,017	0,902	689	1 170	1 859
		Jefes hombres	0,004	-0,007	0,011	0,015	0,430	472	767	1 239
		Total de mujeres	-0,024	0,001	-0,025	0,025	0,326	886	1 635	2 521
Jefas mujeres		-0,051	-0,048	-0,003	0,218	0,989	215	394	609	
Cónyuges mujeres	-0,022	-0,006	-0,016	0,034	0,644	502	820	1 322		
Empleo	nn(5)	Jefes y cónyuges	-0,004	0,018	-0,022	0,019	0,261	1 231	2 061	3 292
		Total de jefes	0,015	0,020	-0,006	0,024	0,811	689	1 170	1 859
		Jefes hombres	0,030	0,019	0,011	0,027	0,692	473	767	1 240
		Total de mujeres	-0,017	0,024	-0,041	0,028	0,140	886	1 635	2 521
		Jefas mujeres	-0,019	0,010	-0,029	0,058	0,620	215	394	609
	Cónyuges mujeres	-0,022	0,015	-0,037	0,035	0,293	502	820	1 322	
	Ilr	Jefes y cónyuges	-0,004	0,016	-0,020	0,018	0,261	1 231	2 061	3 292
		Total de jefes	0,015	0,010	0,005	0,024	0,844	689	1 170	1 859
		Jefes hombres	0,030	0,021	0,008	0,052	0,874	472	767	1 239
		Total de mujeres	-0,017	0,022	-0,039	0,026	0,143	886	1 635	2 521
Jefas mujeres		-0,019	-0,022	-0,003	0,122	0,979	215	394	609	
Cónyuges mujeres	-0,022	0,019	-0,041	0,039	0,299	502	820	1 322		
Desempleo	nn(5)	Jefes y cónyuges	-0,015	-0,019	0,005	0,013	0,707	1 231	2 061	3 292
		Total de jefes	-0,028	-0,028	0,000	0,018	1,000	689	1 170	1 859
		Jefes hombres	-0,025	-0,028	0,003	0,025	0,905	473	767	1 240
		Total de mujeres	-0,007	-0,020	0,014	0,014	0,320	886	1 635	2 521
		Jefas mujeres	-0,033	-0,032	-0,001	0,032	0,977	215	394	609
	Cónyuges mujeres	0,000	-0,028	0,028	0,016	0,074	502	820	1 322	
	Ilr	Jefes y cónyuges	-0,015	-0,022	0,007	0,010	0,475	1 231	2 061	3 292
		Total de jefes	-0,028	-0,021	-0,007	0,015	0,644	689	1 170	1 859
		Jefes hombres	-0,025	-0,029	0,003	0,031	0,918	472	767	1 239
		Total de mujeres	-0,007	-0,021	0,014	0,010	0,188	886	1 635	2 521
Jefas mujeres		-0,033	-0,026	-0,006	0,162	0,970	215	394	609	
Cónyuges mujeres	0,000	-0,025	0,025	0,012	0,041	502	820	1 322		

Cuadro A.4 (continuación)

Variable de resultado	Técnica de emparejamiento ^a	Grupo	Diferencias en diferencias						Observaciones en el soporte común	
			Cambio medio del grupo de tratamiento	Cambio medio del grupo de control	Efecto medio del tratamiento en los tratados	Errores estándar ^b	Valor p ^c	Grupo de tratados	Grupo de control	Total de observaciones
Horas trabajadas	nn(5)	Jefes y cónyuges	-0,4	-0,8	0,4	1,1	0,740	623	1 104	1 727
		Total de jefes	-0,5	0,0	-0,4	1,4	0,750	475	838	1 313
		Jefes hombres	-0,3	-2,1	1,8	1,6	0,251	367	623	990
		Total de mujeres	-0,8	0,1	-0,9	2,2	0,678	255	531	786
		Jefas mujeres	-1,3	4,1	-5,5	3,9	0,161	106	198	304
	Cónyuges mujeres	-1,1	-0,7	-0,4	2,9	0,877	116	195	311	
	IIR	Jefes y cónyuges	-0,4	0,0	-0,4	1,3	0,749	623	1 104	1 727
		Total de jefes	-0,5	-0,8	0,4	1,7	0,827	475	838	1 313
		Jefes hombres	-0,3	0,7	-1,0	2,3	0,659	367	623	990
		Total de mujeres	-0,8	0,7	-1,5	2,9	0,604	255	531	786
Jefas mujeres		-1,3	4,1	-5,5	13,1	0,676	106	198	304	
Cónyuges mujeres	-1,3	-0,2	-1,1	4,9	0,828	115	195	310		
Ingreso total	nn(5)	Jefes y cónyuges	246,1	214,2	31,9	27,7	0,250	1 231	2 061	3 292
		Total de jefes	227,5	281,1	-53,7	43,6	0,218	689	1 170	1 859
		Jefes hombres	234,6	273,3	-38,7	57,4	0,500	473	767	1 240
		Total de mujeres	242,9	176,5	66,4	24,7	0,007	886	1 635	2 521
		Jefas mujeres	212,2	243,0	-30,8	62,9	0,625	215	394	609
	Cónyuges mujeres	280,1	172,1	108,0	34,7	0,002	502	820	1 322	
	IIR	Jefes y cónyuges	246,1	222,3	23,8	28,0	0,395	1 231	2 061	3 292
		Total de jefes	227,5	98,2	129,3	2 972,0	0,965	689	1 170	1 859
		Jefes hombres	234,3	263,7	-29,4	71,8	0,682	472	767	1 239
		Total de mujeres	242,9	169,9	73,0	22,8	0,001	886	1 635	2 521
Jefas mujeres		212,2	225,6	-13,4	104,5	0,898	215	394	609	
Cónyuges mujeres	280,1	173,0	107,2	107,2	0,318	502	820	1 322		
Ingreso laboral	nn(5)	Jefes y cónyuges	114,2	148,0	-33,7	25,0	0,177	1 231	2 061	3 292
		Total de jefes	158,0	223,4	-65,4	39,8	0,100	689	1 170	1 859
		Jefes hombres	202,1	251,6	-49,6	56,2	0,378	473	767	1 240
		Total de mujeres	62,2	89,3	-27,2	21,9	0,214	886	1 635	2 521
		Jefas mujeres	61,2	118,2	-57,1	58,9	0,333	215	394	609
	Cónyuges mujeres	54,0	79,4	-25,4	30,2	0,400	502	820	1 322	
	IIR	Jefes y cónyuges	114,2	158,9	-44,7	23,9	0,062	1 231	2 061	3 292
		Total de jefes	158,0	46,1	111,9	628,1	0,859	689	1 170	1 859
		Jefes hombres	201,7	243,5	-41,8	129,6	0,747	472	767	1 239
		Total de mujeres	62,2	83,5	-21,3	17,6	0,225	886	1 635	2 521
Jefas mujeres		61,2	104,1	-43,0	110,0	0,696	215	394	609	
Cónyuges mujeres	54,0	88,2	-34,2	26,8	0,203	502	820	1 322		

Cuadro A.4 (conclusión)

Variable de resultado	Técnica de emparejamiento ^a	Grupo	Diferencias en diferencias							
			Cambio medio del grupo de tratamiento	Cambio medio del grupo de control	Efecto medio del tratamiento en los tratados	Errores estándar ^b	Valor p ^c	Observaciones en el soporte común		
								Grupo de tratados	Grupo de control	Total de observaciones
Ingreso no laboral	nn(5)	Jefes y cónyuges	131,9	66,2	65,6	10,3	0,000	1 231	2 061	3 292
		Total de jefes	69,5	57,7	11,7	12,3	0,341	689	1 170	1 859
		Jefes hombres	32,5	21,7	10,8	10,8	0,315	473	767	1 240
		Total de mujeres	180,8	87,2	93,6	13,2	0,000	886	1 635	2 521
		Jefas mujeres	151,1	124,8	26,3	34,4	0,445	215	394	609
		Cónyuges mujeres	226,1	92,7	133,4	17,6	0,000	502	820	1 322
Ingreso no laboral	llr	Jefes y cónyuges	131,9	63,4	68,5	10,0	0,000	1 231	2 061	3 292
		Total de jefes	69,5	52,1	17,3	11,1	0,118	689	1 170	1 859
		Jefes hombres	32,6	20,2	12,4	9,8	0,208	472	767	1 239
		Total de mujeres	180,8	86,5	94,3	54,5	0,084	886	1 635	2 521
		Jefas mujeres	151,1	121,5	29,6	250,8	0,906	215	394	609
		Cónyuges mujeres	226,1	84,8	141,3	31,5	0,000	502	820	1 322

Fuente: elaboración propia sobre la base de datos de la Encuesta Permanente de Hogares (EPH) del Instituto Nacional de Estadística y Censos (INDEC).

^a Las ponderaciones de las regresiones lineales locales se calcularon empleando la función kernel de Epanechnikov y el estimador del parámetro de suavizado de Silverman.

^b Errores estándar calculados mediante la técnica de *bootstrap* considerando 300 réplicas.

^c *** = valor p<0,01; ** = valor p<0,05; * = valor p<0,1.

Argentina: efectos de la Asignación Universal por Hijo en las mujeres beneficiarias, 2010

Variable de resultado	Técnica de emparejamiento ^a	Grupo	Diferencias en diferencias					Observaciones en el soporte común		
			Cambio medio del grupo de tratamiento	Cambio medio del grupo de control	Efecto medio del tratamiento en los tratados	Errores estándar ^b	Valor p ^c	Grupo de tratados	Grupo de control	Total de observaciones
Actividad	nn(5)	Total de mujeres	-0,030	-0,003	-0,027	0,027	0,314	701	1 695	2 396
		Jefas mujeres	-0,056	-0,034	-0,021	0,060	0,727	180	404	584
		Cónyuges mujeres	-0,009	0,008	-0,017	0,040	0,670	448	838	1 286
Empleo	lir	Total de mujeres	-0,030	-0,002	-0,028	0,025	0,260	701	1 695	2 396
		Jefas mujeres	-0,056	-0,041	-0,014	0,188	0,940	180	404	584
		Cónyuges mujeres	-0,009	0,002	-0,011	0,216	0,961	448	838	1 286
Desempleo	nn(5)	Total de mujeres	-0,020	0,014	-0,034	0,031	0,271	701	1 695	2 396
		Jefas mujeres	-0,006	0,003	-0,009	0,071	0,900	180	404	584
		Cónyuges mujeres	-0,013	0,022	-0,035	0,036	0,327	448	838	1 286
Horas trabajadas	lir	Total de mujeres	-0,020	0,021	-0,041	0,058	0,482	701	1 695	2 396
		Jefas mujeres	-0,006	-0,004	-0,001	0,121	0,991	180	404	584
		Cónyuges mujeres	-0,013	0,020	-0,033	0,034	0,326	448	838	1 286
Ingreso total	nn(5)	Total de mujeres	-0,010	-0,017	0,007	0,015	0,655	701	1 695	2 396
		Jefas mujeres	-0,050	-0,038	-0,012	0,033	0,712	180	404	584
		Cónyuges mujeres	0,004	-0,014	0,018	0,017	0,291	448	838	1 286
Ingreso total	lir	Total de mujeres	-0,010	-0,023	0,013	0,012	0,300	701	1 695	2 396
		Jefas mujeres	-0,050	-0,037	-0,013	0,050	0,798	180	404	584
		Cónyuges mujeres	0,004	-0,018	0,023	0,013	0,084	448	838	1 286
Ingreso total	nn(5)	Total de mujeres	-1,3	0,6	-2,0	2,3	0,383	208	541	749
		Jefas mujeres	-1,5	1,7	-3,2	4,2	0,444	90	199	289
		Cónyuges mujeres	-1,9	0,9	-2,8	3,3	0,399	105	200	305
Ingreso total	lir	Total de mujeres	-1,3	0,9	-2,2	5,7	0,694	208	541	749
		Jefas mujeres	-1,5	7,4	-8,9	15,2	0,559	90	199	289
		Cónyuges mujeres	-1,9	0,2	-2,1	11,9	0,860	104	200	304
Ingreso total	nn(5)	Total de mujeres	281,7	173,7	108,0	***	0,000	701	1 695	2 396
		Jefas mujeres	251,2	218,6	32,6	66,0	0,622	180	404	584
		Cónyuges mujeres	304,1	167,0	137,0	***	0,000	448	838	1 286
Ingreso total	lir	Total de mujeres	281,7	178,6	103,1	***	0,002	701	1 695	2 396
		Jefas mujeres	251,2	242,2	9,0	167,6	0,957	180	404	584
		Cónyuges mujeres	304,1	136,2	167,8	***	0,000	448	838	1 286

Cuadro A.5 (conclusión)

Variable de resultado	Técnica de emparejamiento ^a	Grupo	Diferencias en diferencias						Observaciones en el soporte común	
			Cambio medio del grupo de tratamiento	Cambio medio del grupo de control	Efecto medio del tratamiento en los tratados	Errores estándar ^b	Valor p ^c	Grupo de tratados	Grupo de control	Total de observaciones
Ingreso laboral	nn(5)	Total de mujeres	57,1	83,2	-26,1	24,4	0,286	701	1 695	2 396
		Jefas mujeres	76,9	108,1	-31,1	57,8	0,590	180	404	584
		Cónyuges mujeres	52,9	80,0	-27,1	29,9	0,364	448	838	1 286
Ingreso no laboral	llr	Total de mujeres	57,1	89,8	-32,7	23,8	0,170	701	1 695	2 396
		Jefas mujeres	76,9	116,3	-39,4	330,4	0,905	180	404	584
		Cónyuges mujeres	52,9	92,9	-40,1	29,2	0,171	448	838	1 286
Ingreso no laboral	nn(5)	Total de mujeres	224,6	90,5	134,1	15,5	0,000	701	1 695	2 396
		Jefas mujeres	174,3	110,6	63,7	42,2	0,131	180	404	584
		Cónyuges mujeres	251,2	87,0	164,2	17,4	0,000	448	838	1 286
Ingreso no laboral	llr	Total de mujeres	224,6	88,8	135,9	15,7	0,000	701	1 695	2 396
		Jefas mujeres	174,3	125,9	48,4	47,0	0,994	180	404	584
		Cónyuges mujeres	251,2	43,3	207,9	16,9	0,000	448	838	1 286

Fuente: elaboración propia sobre la base de datos de la Encuesta Permanente de Hogares (EPH) del Instituto Nacional de Estadística y Censos (INDEC).

^a Las ponderaciones de la regresión lineal local se calcularon empleando la función kernel de Epanechnikov y el estimador del parámetro de suavizado de Silverman.

^b Errores estándar calculados mediante la técnica de *bootstrap* considerando 300 réplicas.

^c *** = valor $p < 0,01$; * = valor $p < 0,1$.

Bibliografía

- Agis, E., C. Cañete y D. Panigo (2010), "El impacto de la asignación universal por hijo en Argentina", Centro de Estudios para el Desarrollo Argentino (CENDA)/Programa de Formación Popular en Economía (PROFPE)/Centro de Estudios e Investigaciones Laborales – Programa de Investigaciones Económicas sobre Tecnología, Trabajo y Empleo (CEIL-PIETTE).
- Alzúa, M., G. Cruces y L. Ripani (2010), "Welfare programmes and labour supply in developing countries. Experimental evidence from Latin America", *Documento de trabajo*, N° 95, La Plata, Centro de Estudios Distributivos, Laborales y Sociales (CEDLAS), Universidad Nacional de La Plata.
- Amarante, V., M. Ferrando y A. Vigorito (2011), "School attendance, child labour and cash transfers: an impact evaluation of PANES", *Working Paper*, N° 22/11, Poverty and Economic Policy Network-PIERI.
- Ashenfelter, O. (1978), "Estimating the effect of training programmes on earnings", *Review of Economics and Statistics*, vol. 60, N° 1, Cambridge, Massachusetts, MIT Press.
- Bertranou, F. y R. Maurizio (2012), "Semi-conditional cash transfers in the form of family allowances for children and adolescents in the informal economy in Argentina", *International Social Security Review*, vol. 65, N° 1, Ginebra, Asociación Internacional de la Seguridad Social.
- Duflo, E. (2001), "Schooling and labour market consequences of school construction in Indonesia: evidence from an unusual policy experiment", *American Economic Review*, vol. 91, N° 4, Nashville, Tennessee, American Economic Association.
- Fan, J. (1992), "Design-adaptive nonparametric regression", *Journal of the American Statistical Association*, vol. 87, N° 420, Alexandria, American Statistical Association, diciembre.
- Ferro, A., A. Kassouf y D. Levison (2010), "The impact of conditional cash transfer programmes on household work decisions in Brazil", *Child Labour and the Transition between School and Work, Research in Labour Economics*, R. Akee, E. Edmonds y K. Tatsiramos (eds.), Emerald Group Publishing Limited.
- Ferro, A. y A. Nicolletta (2007), "The Impact of Conditional Cash Transfers Programmes on Household Work Decision in Brazil" [en línea] http://www.iza.org/conference_files/worldb2007/ferro_a3468.pdf.
- Foguel, M. y R. Paes de Barros (2010), "The effects of conditional cash transfer programmes on adult labour supply: an empirical analysis using a time-series-cross-section sample of Brazilian municipalities", *Estudos Econômicos*, vol. 40, N° 2, São Paulo, Universidad de São Paulo.
- Galasso, M. (2006), "With their effort and one opportunity: alleviating extreme poverty in Chile", *Documento de Trabajo*, Washington, D.C., Banco Mundial.
- Galasso, M. y M. Ravallion (2004), "Social protection in a crisis: Argentina's Plan Jefes y Jefas", *The World Bank Economic Review*, vol. 18, N° 3, Washington, D.C., Banco Mundial.
- Gammage, S. (2010), "Time pressed and time poor: unpaid household work in Guatemala", *Feminist Economics*, vol. 16, N° 3, Taylor & Francis.
- Garganta, S. y L. Gasparini (2012), "El impacto de un programa social sobre la informalidad laboral: El caso de la AUH en Argentina", *Documento de Trabajo*, N° 133, La Plata, Centro de Estudios Distributivos, Laborales y Sociales (CEDLAS), Universidad Nacional de La Plata.
- Gasparini, L. y G. Cruces (2010), "Las asignaciones universales por hijo: Impacto, discusión y alternativas", *Documento de Trabajo*, N° 102, La Plata, Centro de Estudios Distributivos, Laborales y Sociales (CEDLAS), Universidad Nacional de La Plata.
- Heckman, J., H. Ichimura y P. Todd (1998) "Matching as an Econometric Evaluation Estimator", *The Review of Economic Studies*, vol. 65, N° 2, Oxford, Oxford University Press.
- _____ (1997), "Matching as an econometric evaluation estimator: evidence from evaluating a job training programme", *The Review of Economic Studies*, vol. 64, N° 4, Oxford, Oxford University Press.
- Heckman, J. y J. Smith (1999), "The pre-programme earnings dip and the determinants of participation in a social programme. Implications for simple programme evaluation strategies", *The Economic Journal*, vol. 109, N° 457, Wiley.
- Killingsworth, M. (1983), *Labour supply*, Cambridge, Massachusetts, Cambridge University Press.
- Medeiros, M., T. Britto y F. Veras Soares (2008), "Targeted cash transfer programmes in Brazil: BPC and the Bolsa Família", *Working Paper*, N° 46, Brasilia, Centro Internacional de Políticas para el Crecimiento Inclusivo.
- Moffit, R. (2002), "Welfare programmes and labour supply", *NBER Working Paper*, N° 9168, Cambridge, Massachusetts, National Bureau of Economic Research.
- OIT (Organización Internacional del Trabajo) (2010), *Aportes para la construcción de un piso de protección social en Argentina: El caso de las asignaciones familiares*, Buenos Aires, Oficina de País de la OIT para la Argentina.
- Parker, S. y E. Skoufias (2000), "The impact of PROGRESA on work, leisure, and time allocation", *Documento de trabajo*, Washington, D.C., Instituto Internacional de Investigación sobre Políticas Alimentarias.
- Pautassi, L., P. Arcidiácono y M. Straschnoy (2013), "Asignación universal por hijo para la protección social de la Argentina. Entre la satisfacción de necesidades y el reconocimiento de derechos", *Serie Políticas Sociales*, N° 184 (LC/L.3662), Santiago de Chile, Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL).
- Ravallion, M. y Q. Wodon (2000), "Does child labour displace schooling? Evidence on behavioural responses to an enrollment subsidy", *The Economic Journal*, vol. 110, N° 462, Royal Economic Society, marzo.
- Roca, E. (2010), "Ingreso universal por hijo para protección social", documento presentado en el taller internacional "Compartiendo experiencias innovadoras sobre el piso de protección social", Turín, Centro Internacional de Formación.
- Skoufias, E. y V. di Maro (2008), "Conditional cash transfers, adult work incentives, and poverty", *Journal of Development Studies*, vol. 44, N° 7, Taylor & Francis, julio.
- Skoufias, E. y S. Parker (2001), "Conditional cash transfers and their impact on child work and schooling", *FCND Discussion Paper*, N° 123, Washington, D.C., Instituto Internacional de Investigación sobre Políticas Alimentarias.
- Soares, F., R. Ribas y G. Hirata (2008), "Achievements and shortfalls of conditional cash transfers: impact evaluation of Paraguay's Tekoporã Programme", *IPC Evaluation Note*, N° 3, Brasilia, Centro Internacional de la Pobreza.
- Soares, F., R. Ribas y R. Osório (2007), "Evaluating the impact of Brazil's Bolsa Família: cash transfer programmes in comparative perspective", *IPC Evaluation Note*, N° 1, Brasilia, Centro Internacional de la Pobreza.
- Tavares, P. (2008), "Efeito do Programa Bolsa Família sobre a oferta de trabalho das mães", *Anais do XXXVI Encontro Nacional de Economia*, Río de Janeiro, Asociación Nacional de Centros de Posgrado en Economía (ANPEC).
- Teixeira, C. (2010), "A heterogeneity analysis of the Bolsa Família Programme effect on men and women's work supply", *Working Paper*, N° 61, Brasilia, Centro Internacional de Políticas para el Crecimiento Inclusivo.

Movilidad ocupacional y diferencial de ingresos: la experiencia del Brasil entre 2002 y 2010

Sandro Eduardo Monsueto, Julimar da Silva Bichara y André Moreira Cunha

RESUMEN

Desde comienzos del siglo XXI, la economía brasileña ha experimentado un ciclo de crecimiento de características peculiares en comparación con su experiencia histórica previa, consistentes en una combinación de crecimiento, estabilidad macroeconómica y avances en el perfil distributivo. En ese contexto, este trabajo tiene como objetivo analizar los factores y efectos distributivos de la movilidad ocupacional en el Brasil, sobre la base de los datos de la Encuesta Mensual de Empleo. Los resultados sugieren que: i) la movilidad se ha utilizado en el Brasil como vía de aumento salarial, incluso cuando da lugar a una caída del estatus socio-ocupacional; ii) sin embargo, el incremento salarial al cambiar de empleo o de segmento ocupacional es diferente para los más ricos y los más pobres y resulta menor para los segundos; iii) por consiguiente, la movilidad contribuye a acrecentar los ingresos, pero al mismo tiempo, tiende a ensanchar las diferencias salariales.

PALABRAS CLAVE

Empleo, mercado de trabajo, movilidad de la mano de obra, salarios, igualdad, Brasil

CLASIFICACIÓN JEL

J31, J62

AUTORES

Sandro Eduardo Monsueto es profesor adjunto del Núcleo de Estudios e Investigaciones Económicas (Nepec) de la Facultad de Administración, Ciencias Contables y Ciencias Económicas de la Universidad Federal de Goiás, Brasil. monsueto@ufg.br

Julimar da Silva Bichara es profesor de la Universidad Autónoma de Madrid (UAM), España. julimar.dasilva@uam.es

André Moreira Cunha es profesor asociado en el Programa de Posgrado en Economía de la Universidad Federal de Rio Grande do Sul (UFRGS) e investigador del Consejo Nacional de Desarrollo Científico y Tecnológico (CNPq), Brasil. andre.cunha@ufrgs.br

I

Introducción

El Brasil es uno de los países con mayor desigualdad del mundo. Sin embargo, desde el comienzo de este nuevo siglo, la desigualdad de ingresos en el Brasil sigue una trayectoria de reducción lenta pero casi continua, ya se mida por medio del coeficiente de desigualdad de Gini o mediante la relación de los ingresos correspondientes a los distintos estratos de la distribución (Barros, De Carvalho y Mendonça, 2010). Otro aspecto significativo vinculado a esta disminución de la desigualdad consiste en su coincidencia con un ciclo de expansión de los ingresos con relativa estabilidad macroeconómica, caracterizada —entre otras cosas— por una inflación moderada, la tendencia a la disminución de la deuda neta del sector público y el incremento de la solvencia externa. Además, han crecido la oferta neta de empleos, su formalización y los salarios reales, al tiempo que ha retrocedido la pobreza económica (IPEA, 2010; Ferrari-Filho, Cunha y Bichara, 2014).

Las causas de esta disminución de la desigualdad de los ingresos son múltiples. Entre ellas, destacan la persistencia de la estabilidad económica (Rocha, 2000), los programas de transferencias condicionadas del gobierno federal y la evolución favorable de los ingresos del trabajo (Barros, De Carvalho y Mendonça, 2007 y 2010). Ese comportamiento virtuoso del mercado laboral podría estar vinculado a la pronunciada creación de empleos formales, la optimización del capital humano, la reducción de la discriminación salarial por razones de género y color de la piel y la disminución de la segmentación sectorial y geográfica.

La relevancia del mercado de trabajo en el proceso de desarrollo no es una novedad en el análisis económico, pero no ha sido muy destacada, especialmente en los países en desarrollo. El mercado de trabajo es el factor clave que explica cómo se reparte el crecimiento en la sociedad. La distribución de los beneficios del crecimiento está estrechamente ligada a la cantidad y calidad de los empleos creados durante el período de expansión (Paci y Serneels, 2007). No obstante, también resulta

significativa la evolución temporal de esa estructura, es decir, la movilidad en el mercado laboral. Saber cómo puede acceder el trabajador a empleos mejor remunerados es fundamental para comprender la forma en que se distribuyen los ingresos del crecimiento económico. En ese sentido, es necesario entender los factores que determinan la movilidad ocupacional, las barreras existentes, la prima salarial de la movilidad y los efectos de esa movilidad en la distribución de los ingresos del trabajo. Ese es el objetivo fundamental de este artículo.

Existen indicios de que los trabajadores pueden utilizar la movilidad ocupacional para obtener aumentos salariales y también como forma de salir de situaciones precarias de trabajo, como la informalidad o una elevada incidencia de desempleo involuntario (Holzer, Lane y Vilhuber, 2003; García Pérez y Rebollo Sanz, 2005; Davia, 2006). Por otra parte, esos beneficios pueden ser nulos o limitados cuando existen barreras impuestas por la segmentación del mercado laboral. En el Brasil, aparte de los trabajos de Oliveira y Machado (2000) y Pinto y Neri (2000), que encontraron diferencias en el retorno de la movilidad entre los diversos grupos de población, existen pocos datos que muestren adecuadamente la repercusión de la movilidad ocupacional en la desigualdad de los ingresos. Por lo tanto, todavía no está claro si la movilidad ocupacional ha contribuido o no a lograr que aminore la desigualdad, sobre todo durante el período más reciente. Para contribuir al debate, este artículo tiene como objetivo analizar los factores que influyen en la movilidad ocupacional y verificar si esta supone un progreso socioeconómico y cuáles son sus efectos en la desigualdad de los ingresos en el Brasil, utilizando los datos de la Encuesta Mensual de Empleo para el período comprendido entre 2002 y 2010.

En particular, se pretende analizar el efecto de la movilidad en el diferencial de los salarios, en términos de la segmentación del mercado de trabajo (que determina las diferencias relativas al progreso socioeconómico y ocupacional, por ejemplo) y de las diferencias en el retorno de la movilidad, observando si los movimientos ocupacionales alteran o no la distribución de los ingresos, reduciendo el diferencial de los salarios. Se aportan nuevos datos sobre el efecto del capital humano y un análisis del destino socioeconómico de los trabajadores, que permiten constatar si la movilidad se está utilizando para avanzar en la estructura social y en la distribución

□ Este trabajo se desarrolló en el ámbito del *Programa de Fomento a Pesquisa em Desenvolvimento Econômico* (PDE) - Banco de Desarrollo del Brasil (BNDES), publicación de 2010, en el proyecto denominado "El nuevo ciclo de crecimiento de la economía brasileña: movilidad ocupacional y desigualdad de los ingresos".

de los ingresos o si la distribución está limitada por la segmentación del mercado de trabajo. Este enfoque de la movilidad y de la desigualdad permite evaluar la magnitud del grupo de trabajadores que, a pesar de los cambios ocupacionales que llevan a cabo, no consiguen salir de una estructura de reducido incremento salarial y tecnológico, con menor protección institucional. Después

de esta Introducción, en la sección II se presenta una breve revisión de la bibliografía sobre la relación entre la movilidad ocupacional y los salarios. A continuación, en la sección III se exponen la metodología, los datos, los resultados y el correspondiente análisis. Por último, en las consideraciones finales de la sección IV se resumen los principales resultados.

II

Revisión de la bibliografía: datos empíricos y sus consecuencias analíticas

Los datos empíricos acerca de la movilidad ocupacional y sus efectos en el salario son abundantes, especialmente con respecto a los Estados Unidos de América y, más recientemente, en relación con los países europeos, además de algunos de América Latina (Beccaria y Maurizio, 2003). En el trabajo de Paci y Serneels (2007), centrado en la relación entre el mercado de trabajo y el desarrollo, se considera la estructura del mercado laboral y la movilidad ocupacional como variables clave para explicar la distribución de los ingresos. En el caso del Brasil, destacan los estudios de Pinto y Neri (2000) y de Oliveira y Machado (2000), en que se utilizaron los datos longitudinales de la Encuesta Mensual de Empleo del Instituto Brasileño de Geografía y Estadística (IBGE).

En la mayoría de los estudios empíricos se subraya el papel de la distribución ocupacional de los trabajadores como una herramienta esencial para explicar los salarios. Por lo tanto, los factores sociales y laborales, la discriminación y las diferencias de inversión o de acceso al capital humano son temas inherentes al debate sobre la distribución de ingresos en el Brasil. Según ese enfoque, el mercado de trabajo simplemente refleja las desigualdades sociales existentes en el país (Barros y Mendonça, 1995), además de actuar como creador de desigualdades, ya que se caracteriza por la presencia de segmentación y de discriminación de género y raza (Oliveira y Ribeiro, 1998; Oliveira, 1998 y 2003; Soares y Oliveira, 2004; Matos y Machado, 2006). Sin embargo, el mercado laboral brasileño también puede funcionar como una salida para situaciones de nivel muy bajo de ingresos o de pobreza (Barros, Machado y Mendonça, 1997).

En la bibliografía internacional se recalca el papel del capital humano, tanto el específico como el general, en la explicación de la movilidad ocupacional y del resultado

salarial vinculado a ella. Booth y Francesconi (1999), por ejemplo, observan que la antigüedad en el mercado laboral tiene un efecto negativo en la movilidad de los trabajadores británicos y que el tiempo de experiencia específica en el empleo está negativamente correlacionado con los cambios internos. En el Brasil, se encontraron los mismos resultados (Orellano y Picchetti, 2001; Menezes-Filho, 2004; Flore y Menezes-Filho, 2008). Sin embargo, aparentemente la educación superior puede reducir la probabilidad de movilidad (Kambourov y Manovskii, 2004). Este resultado también se encuentra al considerar el capital humano específico, representado por la formación recibida dentro de la empresa, como consecuencia del aumento del costo de oportunidad (Dolton y Kidd, 1998).

Además, la movilidad ocupacional depende en apariencia del sector de actividad económica que se considera y del nivel de intensidad tecnológica (Zimmermann, 1998), y puede relacionarse con el tamaño de la empresa (Cheng y Kalleberg, 1996). En las investigaciones realizadas, se han encontrado diferencias en los patrones de movilidad de los diversos grupos de población, géneros, razas y niveles de ingresos. En general, pareciera que la tasa de movilidad es mayor entre los hombres que entre las mujeres (Gabriel, 2003; Parrado y Wolff, 1999) y que los grupos con ingresos más altos son más estables (Parrado, Caner y Wolff, 2007). También se observa alguna limitación en la movilidad ocupacional para empleos con altos salarios, ya que para estos el movimiento estaría limitado por la discriminación, la información parcial, las deficientes redes de empleo y la preferencia de los actores (Holzer, Lane y Vilhuber, 2003).

Para los fines de este artículo, cabe destacar el efecto de la movilidad ocupacional en el salario. En

este sentido, la movilidad parece contribuir a mejorar la distribución de los ingresos (Fitzenberger y Kunze, 2005) e incluso puede incrementar la tasa de crecimiento salarial (García Pérez y Rebollo Sanz, 2005). Como se ha destacado anteriormente, existen muy pocos estudios sobre la movilidad ocupacional y sus efectos en la distribución de los ingresos en los países en desarrollo. Un buen ejemplo es el trabajo de Paci y Serneels (2007), donde se presentan resultados para algunos países en desarrollo y se muestra que existen significativas barreras para la movilidad ocupacional en los países de Oriente Medio y del norte de África, según el análisis de la movilidad entre segmentos formales e informales. Estos autores también señalan que existen grandes barreras para la movilidad ascendente de los trabajadores autónomos en México, determinadas por la educación y el acceso al capital. En otro estudio sobre Etiopía, Ghana y la República Unida de Tanzania, analizaron el efecto de la movilidad entre sectores, definidos según el estatus ocupacional, y encontraron que hay fuertes barreras para la movilidad y que el factor principal del incremento salarial, cuando existe movilidad, es el tamaño de la empresa.

Como en los casos anteriores, una característica significativa del mercado de trabajo brasileño es la segmentación entre trabajadores formales e informales. Esta segmentación supone claras diferencias, ya que la movilidad ocupacional es menor entre los trabajadores formales y, especialmente, entre los que tienen más experiencia (Neri y otros, 1997). Por otra parte, el patrón de movilidad es diferente dependiendo del género y de la raza, de forma que las mujeres y las personas de raza negra en el Brasil están sobrerrepresentados en empleos de baja remuneración y en trayectorias laborales

generalmente desfavorables, como por ejemplo, la movilidad descendente y la reducción salarial (Oliveira y Machado, 2000; Pinto y Neri, 2000). Para estos grupos, por lo tanto, la movilidad sería un sinónimo de simple rotación de la mano de obra, con cambios frecuentes de empleo y sin agregación de calificación ni aumento de la productividad.

De este modo, se constata que la estructura ocupacional es relevante para explicar la brecha salarial. La manera en que los trabajadores cambian de empleo o consiguen salir de un determinado segmento ocupacional puede alterar la configuración de la distribución de los ingresos. Por otra parte, la segmentación y la segregación ocupacionales son fenómenos que limitan la movilidad de los trabajadores y provocan, entre otras cosas, que un cambio de empleo solo reproduzca a lo largo del tiempo la estructura desigual de asignación de la mano de obra y no suponga progresos en la condición social del individuo (Fitzenberger y Kuzne, 2005; Maltseva, 2005). Es decir, la desigualdad salarial puede estar influida tanto por la estructura ocupacional como por los movimientos de los trabajadores que alteran esa estructura. Sin embargo, como se mostró en la revisión de la bibliografía, todavía no está claro el papel que ha desempeñado la movilidad ocupacional durante el período reciente de la economía brasileña. En ese sentido, en el presente artículo se procura avanzar en la comprensión de la movilidad ocupacional y sus efectos en la estructura socioeconómica de los trabajadores y en la distribución de los ingresos en el Brasil. También se procura determinar si la movilidad se ha utilizado para que el trabajador progrese dentro de la distribución de los ingresos o si únicamente está reproduciendo un mercado de trabajo segmentado.

III

Datos y metodología

Para avanzar hacia el objetivo de este estudio se han utilizado los microdatos de la Encuesta Mensual de Empleo, que permiten comparar la situación de los trabajadores en lo relativo a sus características laborales, su nivel de educación, su edad o su salario, por medio de un panel de datos mensuales en seis regiones metropolitanas del país: Belo Horizonte, Porto Alegre, Recife, Río de Janeiro, Salvador y São Paulo. La estrategia econométrica se divide en dos etapas. En la primera, se analizan los

factores de la movilidad entre empleos o segmentos ocupacionales y, en la segunda, se estiman los efectos de esta movilidad en la distribución de los ingresos.

El esquema en forma de panel de la Encuesta Mensual de Empleo permite comparar la información sobre el empleo que tenía el individuo en dos puntos distintos del tiempo, de modo que pueden obtenerse cuatro tipos de resultados con respecto a los trabajadores con empleo, sin tener en cuenta a las personas que se salen de la muestra:

- i) el individuo tenía el mismo empleo en los dos períodos;
- ii) tenía dos empleos diferentes;
- iii) estaba desempleado, y
- iv) se hallaba inactivo.

La tasa de movilidad ocupacional expresa el porcentaje de trabajadores con empleo que, en cada período, tenían un empleo distinto del declarado anteriormente. De esta forma, la primera parte de la investigación consiste en determinar la probabilidad de que un individuo cambie de empleo.

Los empleos se clasifican en grupos de estatus sociolaboral, con una metodología inspirada en el trabajo de Jannuzzi (2004), tomando como base los promedios del salario por hora, el nivel de educación, la informalidad y la similitud entre actividades, como se muestra en el cuadro 1. Esa clasificación puede utilizarse para describir la estructura sociolaboral del mercado de trabajo brasileño y también para analizar la movilidad ocupacional (ascendente o descendente) en términos socioeconómicos (salario y estatus social) de los trabajadores.

Para captar esos múltiples cambios, en el estudio se estima un modelo *logit* multinomial, que amplía los modelos de opción binaria, dado por:

$$Pr(Y_i = j) = \frac{e^{\beta_j' x_i}}{1 + \sum_{k=0}^2 e^{\beta_k' x_i}}, \quad j = 0, 1, 2 \quad (1)$$

donde *Pr* representa la probabilidad de que el individuo pase por el evento *j*; x_i es el vector de variables explicativas, y β es el vector de parámetros que se desea estimar. El modelo ha sido utilizado, por ejemplo, por Budría y

Pereira (2004), para analizar la probabilidad de que los trabajadores de Portugal participen en programas de formación, y por Souza y Lima (2011), para investigar la probabilidad de que una persona esté desempleada, tenga un empleo formal o tenga un empleo informal en el Brasil.

Como variables explicativas de la probabilidad de realizar un ascenso o un descenso sociolaboral se utilizan factores demográficos, de capital humano y del mercado de trabajo, y se estima el siguiente modelo para captar elementos de los dos principales grupos teóricos de explicación de la movilidad (capital humano y mercados segmentados):

$$Pr(Y_i = j) = f \left(\text{sexo}, \text{color}, \text{jefe}, \text{edad}, \sum \text{calificación}, \text{formal}, \sum \text{sector}, \sum \text{región}, \sum \text{año} \right) \quad (2)$$

donde *y* toma el valor 0 si el trabajador permanece en la misma categoría sociolaboral en los dos períodos considerados, 1 si asciende de categoría y 2 si pasa a una categoría inferior; *sexo* es una variable binaria que designa el género; *color* toma el valor 1 para las personas de raza blanca y 0 para los demás casos; *jefe* es una variable ficticia que capta la condición del trabajador en la familia; *edad* es la edad del trabajador; *calificación* representa el nivel de educación¹; *formal* es una variable binaria de valor 1 en el caso de los trabajadores formales;

¹ Sin calificación (hasta 3 años de estudio); baja calificación (4 a 7 años de estudio); semicalificados (8 a 10 años de estudio), y calificados (más de 10 años de estudio).

CUADRO 1

Brasil: categorías de estatus sociolaboral y empleos típicos de la Encuesta Mensual de Empleo, 2002-2010

(En reales y años)

Estatus sociolaboral	Promedio de salario por hora (en reales)	Promedio de nivel educativo (en años de estudio)	Algunos empleos típicos
1. Superior	14,50	10,18	Directivos; directores de empresa; técnicos de laboratorio; profesionales de nivel superior; profesionales de la navegación, y supervisores.
2. Mediano	6,43	9,08	Técnicos de nivel medio en general; joyeros y orfebres; supervisores industriales; operarios industriales; técnicos de navegación; trabajadores de transporte y vendedores.
3. Inferior	3,86	7,14	Trabajadores de hotelería, alimentación, seguridad, entre otros; supervisores y trabajadores agrícolas; trabajadores comerciales y residenciales; empleados domésticos; vendedores ambulantes; reponedores comerciales y servicios personales.

Fuente: Encuesta Mensual de Empleo, 2002-2010.

sector representa un conjunto de variables ficticias para los sectores de actividad económica²; *región* corresponde a variables ficticias para las seis regiones metropolitanas, y *año* se refiere a las variables ficticias de efectos anuales.

Después de haber estimado los factores de la movilidad ocupacional, se analizan —a través de regresiones cuantílicas (Koenker y Basset, 1978)— el efecto de la movilidad en el salario y la distribución de los ingresos salariales. Las regresiones cuantílicas permiten comparar los efectos marginales, o primas salariales de los factores, de los trabajadores más ricos y de los más pobres dentro de la distribución del salario. De esta manera, es posible verificar si la movilidad tiene un efecto distinto según el nivel de ingresos del individuo. Si los trabajadores más pobres tienen, por ejemplo, primas más elevadas por ascender sociolaboralmente, entonces la movilidad puede contribuir a reducir la diferencia salarial entre los diversos estratos de ingresos. Para determinar si estas diferencias son reales y significativas, es posible utilizar regresiones intercuantílicas (Koenker, 2000).

El modelo estimado, tanto para las regresiones condicionales a los cuantiles como para las intercuantílicas, viene dado por la siguiente ecuación:

$$\ln(w_2) = f\left(\text{sexo, color, jefe, edad, edad}^2, \sum \text{calificación, formal, } \sum \text{sector, } \sum \text{región, } \sum \text{año, ascenso, descenso}\right)^{(3)}$$

donde w_2 es el salario recibido en el segundo período (después de la decisión de cambiar o no de empleo);

² Sectores de productos básicos; industria; construcción; terciario y otras actividades.

sexo, color, jefe, edad, calificación, formal, sector, región y *año* se definen de la misma forma que se señaló anteriormente; “*ascenso*” y “*descenso*” son variables ficticias que marcan la dirección de la movilidad de los trabajadores, tomando como referencia a aquellos que cambiaron de segmento sociolaboral. De esta forma, dentro del modelo de regresión intercuantílica, si la movilidad tiene un efecto negativo significativo, eso supone que los movimientos ocupacionales contribuyen a reducir la diferencia salarial entre los cuantiles considerados y, por lo tanto, reducen la desigualdad. Los cuantiles analizados son el 10°, el 25°, el 75° y el 90°, ya que los dos primeros tienen la función de captar los ingresos de los trabajadores más pobres, mientras que los dos últimos representan a los individuos con salarios por hora más elevados.

El período de análisis corresponde al lapso comprendido entre 2002 y 2010, utilizando una muestra de trabajadores asalariados del sector privado (incluidos los empleados del hogar) que tienen empleo en la semana de referencia, con una edad entre 18 y 65 años. La movilidad se analiza al comparar la información de la cuarta y octava entrevistas y los paneles se combinan según la propuesta de Ribas y Soares (2008). Los valores monetarios se convirtieron a reales de diciembre de 2010, de acuerdo con lo indicado por Corseuil y Foguel (2002). En total, la base contiene 79.736 observaciones, como se indica en el cuadro 2, donde también se presentan algunas breves estadísticas sobre la base de datos utilizada. La matriz de varianzas de cada modelo se estimó mediante la técnica de *bootstrap*, para garantizar el control de la heterocedasticidad (Buchinsky, 1998). A continuación, se muestran los resultados del análisis econométrico y se estudian sus consecuencias analíticas.

CUADRO 2

Brasil: promedio de estadísticas descriptivas, 2002-2010

(En porcentajes, reales y años de estudio)

	Promedio	25% más pobres	25% más ricos
Trabajadores que cambiaron de empleo	29,0	27,7	32,4
Trabajadores que cambiaron de segmento	15,3	12,6	19,7
Salario por hora en el segundo período (<i>en reales</i>)	6,2	2,3	14,4
Hombres	59,9	45,0	70,9
Personas de raza blanca	54,7	38,6	73,3
Jefes de familia	51,9	40,4	63,9
Edad media	35,7	34,8	37,9
Nivel de calificación			
Sin calificación (hasta 3 años de estudio)	7,0	12,6	1,6
Baja calificación (4 a 7 años de estudio)	23,2	33,0	8,6
Semicalificados (8 a 10 años de estudio)	19,7	23,7	10,6
Calificados (más de 10 años de estudio)	50,1	30,7	79,3
Tasa de formalidad	79,3	66,6	87,6

Cuadro 2 (conclusión)

	Promedio	25% más pobres	25% más ricos
Sector de actividad económica			
Sector de productos básicos	9,0	8,8	8,2
Industria	14,3	6,1	23,4
Construcción	5,4	5,7	4,4
Terciario	70,1	78,2	62,1
Otras actividades	1,3	1,2	2,0
Regiones metropolitanas			
Recife	5,8	10,8	2,7
Salvador	7,7	12,8	6,0
Belo Horizonte	17,7	20,4	15,1
Río de Janeiro	27,3	32,0	23,2
São Paulo	25,65	13,3	36,7
Porto Alegre	15,9	10,82	16,29
Número de observaciones	79 736	19 992	19 906

Fuente: elaboración propia sobre la base de datos de la Encuesta Mensual de Empleo.

IV

Resultados y análisis

En esta sección se presentan los resultados del análisis del papel de la movilidad sobre el diferencial de los salarios con los datos de la Encuesta Mensual de Empleo y se muestran los resultados del modelo de probabilidad de cambio ocupacional y las regresiones de salario estimadas con regresiones cuantílicas.

1. Los factores de la movilidad sociolaboral

Las categorías sociolaborales utilizadas se basan en los promedios del salario por hora, el nivel de educación y la tasa de informalidad dentro de cada empleo, agrupados en tres niveles: superior, medio e inferior. Teniendo en cuenta que el mercado de trabajo es la principal fuente de ingresos y que el modo en que los trabajadores se integran en este mercado puede determinar su horizonte de oportunidades, se puede sugerir que estas categorías representan una visión general de la estructura socioeconómica del país. En el cuadro 3 se denota que la estructura sociolaboral permaneció relativamente estable en la década de 2000 y solo hay que subrayar el aumento de dos puntos porcentuales de los trabajadores en actividades del segmento inferior.

Considerando la clasificación original de los empleos en la Encuesta Mensual de Empleo, en promedio, casi el 30% de los trabajadores tenía un empleo diferente al declarado inicialmente. Entre los que cambiaron de empleo se constató que: i) el 53% pasó a otro segmento

sociolaboral, y ii) el 47% permaneció en el mismo segmento. La tasa de movilidad entre los segmentos es, en promedio, del 15% para toda la muestra, ya que un 7,6% de los trabajadores mostró una movilidad ascendente, es decir, salió de un segmento ocupacional más bajo y pasó a uno mejor, mientras que un 7,7% registró una movilidad descendente.

Los resultados del modelo de probabilidad plasmado en la ecuación (2) se exponen en el cuadro 4, tomando como referencia la situación de inmovilidad sociolaboral. Como las categorías se forman teniendo en cuenta, entre otros factores, el nivel educativo de los trabajadores, se prepararon dos modelos, con y sin las variables binarias de

CUADRO 3

Brasil: categorías sociolaborales, 2002-2009 (En porcentajes)

Año	Superior	Mediana	Inferior
2002	11,5	42,0	46,4
2003	11,0	40,9	48,1
2004	11,0	39,8	49,2
2005	11,0	40,5	48,5
2006	10,8	41,3	47,8
2007	10,4	40,9	48,7
2008	11,6	40,4	48,0
2009	10,3	40,3	49,4
Total	10,9	40,7	48,4

Fuente: elaboración propia sobre la base de datos de la Encuesta Mensual de Empleo.

CUADRO 4

Brasil: efectos marginales de la probabilidad de movilidad sociolaboral, 2002-2010

	Modelo 1			Modelo 2		
	Inmovilidad	Ascenso	Descenso	Inmovilidad	Ascenso	Descenso
Sexo	-0,0543 ^a (0,003)	0,0262 ^a (0,002)	0,0280 ^a (0,002)	-0,0555 ^a (0,003)	0,0272 ^a (0,002)	0,0282 ^a (0,002)
Color de la piel	-0,0126 ^a (0,003)	0,0065 ^a (0,002)	0,0061 ^a (0,002)	-0,0226 ^a (0,003)	0,0112 ^a (0,002)	0,0113 ^a (0,002)
Jefe de familia	0,0136 ^a (0,003)	-0,0107 ^a (0,002)	-0,0029 (0,002)	0,0177 ^a (0,003)	-0,0122 ^a (0,002)	-0,0055 ^b (0,002)
Edad	0,0014 ^a (0,000)	-0,0010 ^a (0,000)	-0,0004 ^a (0,000)	0,0021 ^a (0,000)	-0,0013 ^a (0,000)	-0,0007 ^a (0,000)
Baja calificación (4 a 7 años de estudio)	-0,0185 ^a (0,007)	0,0077 (0,005)	0,0108 ^b (0,005)			
Semicalificados (8 a 10 años de estudio)	-0,0556 ^a (0,008)	0,0220 ^a (0,006)	0,0336 ^a (0,006)			
Calificados (más de 10 años de estudio)	-0,0792 ^a (0,006)	0,0337 ^a (0,005)	0,0455 ^a (0,005)			
Formal	0,0035 (0,003)	0,0093 ^a (0,002)	-0,0128 ^a (0,003)			
Industria	-0,0025 (0,005)	-0,0082 ^a (0,003)	0,0107 ^a (0,004)	-0,0100 ^b (0,005)	-0,0050 (0,003)	0,0150 ^a (0,004)
Construcción	0,0470 ^a (0,005)	-0,0107 ^a (0,004)	-0,0363 ^a (0,003)	0,0543 ^a (0,005)	-0,0152 ^a (0,004)	-0,0392 ^a (0,003)
Terciario	0,0610 ^a (0,005)	-0,0309 ^a (0,003)	-0,0301 ^a (0,003)	0,0580 ^a (0,005)	-0,0300 ^a (0,003)	-0,0280 ^a (0,003)
Otras actividades	-0,0282 ^b (0,011)	0,0258 ^a (0,009)	0,0024 (0,007)	-0,0300 ^a (0,011)	0,0269 ^a (0,009)	0,0031 (0,008)
Recife	-0,0493 ^a (0,006)	0,0250 ^a (0,005)	0,0243 ^a (0,005)	-0,0521 ^a (0,006)	0,0263 ^a (0,005)	0,0259 ^a (0,005)
Salvador	0,0113 ^b (0,005)	-0,0055 (0,004)	-0,0058 (0,003)	0,0057 (0,005)	-0,0030 (0,004)	-0,0027 (0,004)
Belo Horizonte	-0,0127 ^a (0,004)	0,0067 ^b (0,003)	0,0060 ^b (0,003)	-0,0105 ^a (0,004)	0,0062 ^b (0,003)	0,0042 (0,003)
Río de Janeiro	0,0410 ^a (0,003)	-0,0196 ^a (0,002)	-0,0214 ^a (0,002)	0,0434 ^a (0,003)	-0,0208 ^a (0,002)	-0,0226 ^a (0,002)
Porto Alegre	-0,0085 ^b (0,004)	0,0055 ^c (0,003)	0,0030 (0,003)	-0,0014 (0,004)	0,0027 (0,003)	-0,0012 (0,003)
Pseudo R ²	0,0339			0,0286		
Nº de observaciones	79 736			79 736		
χ ²	2 982,34			2 480,89		

Fuente: elaboración propia sobre la base de datos de la Encuesta Mensual de Empleo.

^a p<0,01.

^b p<0,05.

^c p<0,10.

Nota: variables ficticias anuales suprimidas. Desviaciones estándar robustas entre paréntesis.

calificación y de formalidad. Los resultados se expresan en términos de efectos marginales y, por razones de espacio, se omiten las variables ficticias anuales, si bien siguen estando disponibles a través de los autores (este procedimiento se utilizará también en los otros cuadros de resultados econométricos).

Los dos modelos estimados muestran resultados similares, de modo que se mantiene la coherencia entre los signos de los efectos marginales. Las mujeres tienen una probabilidad mayor de permanecer sin cambios en términos ocupacionales, mientras que los hombres son

más flexibles tanto para la movilidad ascendente como para la descendente. Un efecto semejante se advierte al analizar el efecto de la variable ficticia relativa al color de la piel, ya que los trabajadores de raza blanca muestran mayor movilidad que los de otras razas, con resultados similares a los encontrados por Pinto y Neri (2000), que también utilizaron los datos de la Encuesta Mensual de Empleo, pero con respecto a la década de 1990. Entre los individuos que son jefes de familia, el signo positivo y el carácter significativo del efecto marginal en la probabilidad de inmovilidad puede indicar una

mayor aversión al riesgo por parte de los responsables de asegurar el sustento familiar.

En relación con los factores de capital humano, la edad y la educación muestran signos contrarios, lo que confirma la hipótesis de que distintas formas de capital humano tienen efectos diferenciados en la movilidad ocupacional (Mincer y Jovanovic, 1979). La edad, que puede interpretarse como variable representativa de la experiencia y, por lo tanto, del capital humano específico, señala que los individuos más viejos tienden a permanecer en el mismo segmento ocupacional. En cambio, los trabajadores con mayor nivel educativo o capital humano general son más flexibles y cambian con más facilidad de segmento sociolaboral.

En promedio, los trabajadores formales e informales poseen una tasa similar de movilidad entre empleos, de alrededor del 29% para ambos grupos. Sin embargo, el modelo estimado deja ver que esa movilidad no conduce a resultados iguales cuando se consideran los destinos de los trabajadores. Los que tienen empleos formales y cambian de empleo suelen realizar movimientos ascendentes hacia ocupaciones en mejores segmentos, mientras que la movilidad de los trabajadores informales tiende a ser descendente con más frecuencia. En ese sentido, además de fomentar la estabilidad en el empleo, la posesión del contrato de trabajo podría estar promoviendo una protección adicional de las personas. La formalización del trabajador, como evidencian estos resultados, puede considerarse un factor que fomenta el progreso en la carrera profesional y, en consecuencia, en su estatus sociolaboral.

Estos resultados demuestran que la movilidad y la flexibilidad —que pueden entenderse, respectivamente, como el flujo de trabajadores entre empleos o segmentos y como el grado de libertad que ofrece el mercado para estos cambios y también para la contratación o el despido de la mano de obra— son dos temas estrechamente relacionados. Si, por una parte, el análisis corrobora los resultados, por ejemplo, de Barros y otros (1997), que ponen de manifiesto una considerable flexibilidad del mercado de trabajo en el país, por otra, ofrece información adicional al mostrar que el efecto de esa flexibilidad no es homogéneo entre grupos de trabajadores. Los asalariados informales que —en principio— son los más flexibles, no se están beneficiando de esa flexibilidad tanto como los trabajadores protegidos institucionalmente por el contrato de trabajo. Esta constatación permite sugerir que la eliminación o la disminución de la protección institucional no parecen coherentes, en este sentido, con políticas que procuran lograr una redistribución de los ingresos por medio del mercado laboral.

Tomando como verdadera la hipótesis de que la integración ocupacional es uno de los principales factores que determinan el nivel de ingresos, la manera y la velocidad con que los trabajadores pasan de un segmento ocupacional a otro también pueden indicar cambios en la distribución de los ingresos del país. En la subsección siguiente se presentan los resultados de la estimación de ecuaciones de salarios que captan el efecto de la movilidad sociolaboral a lo largo de los cuantiles de la distribución del salario por hora.

2. Determinación del salario: regresiones cuantílicas

Las regresiones cuantílicas forman la base de la determinación del retorno de la movilidad según estratos de ingresos. Se estimaron regresiones condicionales con respecto a los cuantiles 10°, 25°, 75° y 90°. Los dos primeros tienen la función de captar a los trabajadores más pobres, mientras que los dos últimos representan a los individuos con salarios por hora más elevados.

Los resultados se pueden ver en el cuadro 5, que —además del modelo general— presenta también una estimación alternativa sin las variables de educación y formalidad, ya que estas forman la base de la agregación de los segmentos de ocupación y podrían estar demasiado correlacionadas con las variables ficticias de movilidad. Para cada característica personal o del mercado de trabajo, en los cuatro cuantiles condicionales se determinan los ingresos marginales por medio de la primera derivada aplicada a la ecuación de la distribución condicional del salario por hora.

Las variables típicas de las ecuaciones de Mincer presentan los signos esperados (Corseuil, 2002), pero con distintas intensidades en los diversos cuantiles condicionales. La variable binaria de género, por ejemplo, capta la diferencia entre hombres y mujeres en el mercado de trabajo, mientras que la variable relativa al color de la piel muestra el diferencial de salario entre personas de raza blanca y de otras razas. En ambos casos, los efectos marginales aumentan a medida que se avanza hacia la parte superior de la distribución condicional del salario por hora, lo que muestra que las diferencias entre los grupos demográficos se intensifican en los trabajadores más ricos. Con respecto a la calificación de los trabajadores, se pueden sacar dos conclusiones de los resultados estimados. Por una parte, tomando como referencia los trabajadores sin calificación, los efectos marginales son crecientes para mayores calificaciones. Por otra, los trabajadores de cuantiles más elevados registran mayores efectos marginales, es decir, más

CUADRO 5

Brasil: ecuaciones cuantílicas de los salarios, 2002-2010

Cuantiles	Modelo 1				Modelo 2			
	10°	25°	75°	90°	10°	25°	75°	90°
Sexo	0,1216 ^a (0,0048)	0,1524 ^a (0,0052)	0,1991 ^a (0,0060)	0,1927 ^a (0,0108)	0,1333 ^a (0,0052)	0,1739 ^a (0,0039)	0,2085 ^a (0,0057)	0,1844 ^a (0,0123)
Color de la piel	0,0821 ^a (0,0048)	0,1085 ^a (0,0045)	0,2321 ^a (0,0068)	0,2749 ^a (0,0084)	0,1056 ^a (0,0046)	0,1468 ^a (0,0037)	0,4381 ^a (0,0073)	0,7193 ^a (0,0091)
Jefe de familia	0,0754 ^a (0,0042)	0,0857 ^a (0,0050)	0,1452 ^a (0,0060)	0,1804 ^a (0,0092)	0,0526 ^a (0,0053)	0,0588 ^a (0,0045)	0,1102 ^a (0,0081)	0,1714 ^a (0,0146)
Edad	0,0054 ^a (0,0002)	0,0081 ^a (0,0002)	0,0172 ^a (0,0002)	0,0206 ^a (0,0004)	0,0013 ^a (0,0003)	0,0029 ^a (0,0002)	0,0095 ^a (0,0003)	0,0154 ^a (0,0006)
Baja calificación (4 a 7 años de estudio)	0,0982 ^a (0,0083)	0,1116 ^a (0,0058)	0,1459 ^a (0,0105)	0,1508 ^a (0,0123)				
Semicalificados (8 a 10 años de estudio)	0,1773 ^a (0,0063)	0,2017 ^a (0,0070)	0,2968 ^a (0,0090)	0,3310 ^a (0,0130)				
Calificados (más de 10 años)	0,3408 ^a (0,0068)	0,4343 ^a (0,0078)	0,8844 ^a (0,0101)	1,1918 ^a (0,0131)				
Formal	0,2807 ^a (0,0060)	0,2116 ^a (0,0058)	0,1356 ^a (0,0054)	0,1116 ^a (0,0098)				
Industria	0,1270 ^a (0,0080)	0,1585 ^a (0,0093)	0,1993 ^a (0,0094)	0,1906 ^a (0,0174)	0,1514 ^a (0,0111)	0,1989 ^a (0,0079)	0,3371 ^a (0,0156)	0,2929 ^a (0,0211)
Construcción	0,0633 ^a (0,0106)	0,0617 ^a (0,0096)	0,0677 ^a (0,0142)	0,0855 ^a (0,0207)	-0,0674 ^a (0,0130)	-0,0390 ^a (0,0095)	-0,0295 (0,0198)	-0,0203 (0,0325)
Terciario	-0,0174 ^b (0,0070)	-0,0042 (0,0061)	0,0118 ^c (0,0066)	0,0056 (0,0132)	-0,0212 ^b (0,0084)	0,0076 ^b (0,0034)	0,0491 ^a (0,0156)	0,0107 (0,0155)
Otras actividades	-0,0302 (0,0257)	0,0641 ^a (0,0241)	0,2412 ^a (0,0392)	0,2929 ^a (0,0490)	-0,0975 ^a (0,0223)	-0,0217 (0,0345)	0,4702 ^a (0,0505)	0,5001 ^a (0,0698)
Recife	-0,3474 ^a (0,0124)	-0,3876 ^a (0,0087)	-0,4731 ^a (0,0135)	-0,4999 ^a (0,0180)	-0,3103 ^a (0,0145)	-0,3484 ^a (0,0066)	-0,4691 ^a (0,0156)	-0,5422 ^a (0,0282)
Salvador	-0,3163 ^a (0,0070)	-0,3198 ^a (0,0074)	-0,3210 ^a (0,0113)	-0,3438 ^a (0,0168)	-0,2797 ^a (0,0117)	-0,2865 ^a (0,0063)	-0,2120 ^a (0,0168)	-0,1779 ^a (0,0273)
Belo Horizonte	-0,1583 ^a (0,0066)	-0,1629 ^a (0,0048)	-0,1832 ^a (0,0084)	-0,2110 ^a (0,0134)	-0,1302 ^a (0,0054)	-0,1575 ^a (0,0044)	-0,2166 ^a (0,0111)	-0,2923 ^a (0,0187)
Río de Janeiro	-0,1647 ^a (0,0063)	-0,1689 ^a (0,0031)	-0,1956 ^a (0,0090)	-0,2107 ^a (0,0109)	-0,1686 ^a (0,0044)	-0,1839 ^a (0,0051)	-0,2396 ^a (0,0151)	-0,3270 ^a (0,0142)
Porto Alegre	-0,0703 ^a (0,0077)	-0,0998 ^a (0,0045)	-0,2224 ^a (0,0068)	-0,2685 ^a (0,0120)	-0,0688 ^a (0,0066)	-0,1052 ^a (0,0061)	-0,3415 ^a (0,0142)	-0,5461 ^a (0,0209)
Ascenso	0,0089 (0,0070)	0,0197 ^a (0,0071)	0,0470 ^a (0,0162)	0,0121 (0,0190)	0,0108 (0,0114)	0,0362 ^a (0,0077)	0,1401 ^a (0,0115)	0,0996 ^a (0,0199)
Descenso	-0,0063 (0,0081)	-0,0031 (0,0061)	0,0277 ^b (0,0109)	-0,0212 ^c (0,0127)	-0,0003 (0,0074)	0,0183 ^a (0,0058)	0,1261 ^a (0,0127)	0,0877 ^a (0,0178)
Constante	0,0972 ^a (0,0137)	0,2104 ^a (0,0141)	0,3357 ^a (0,0147)	0,5075 ^a (0,0215)	0,6159 ^a (0,0145)	0,7451 ^a (0,0100)	1,0699 ^a (0,0243)	1,3469 ^a (0,0334)
Pseudo R ²	0,1819	0,1749	0,2393	0,3025	0,1092	0,1041	0,1166	0,1515
N° de observaciones	79 736	79 736	79 736	79 736	79 736	79 736	79 736	79 736

Fuente: elaboración propia sobre la base de datos de la Encuesta Mensual de Empleo.

^a p<0,01.

^b p<0,05.

^c p<0,10.

Nota: variables ficticias anuales suprimidas. Desviaciones estándar robustas por *bootstrap* entre paréntesis.

oportunidades o una mayor facilidad de transformar en salario la calificación adquirida. Se trata de resultados consistentes tanto con los primeros estudios que usaron regresiones cuantílicas en el Brasil, como el de Maciel, Campelo y Raposo (2001), como con los análisis más recientes, como el de Sampaio (2009). La posesión del contrato de trabajo parece perder fuerza para explicar el nivel de ingresos de los trabajadores con mayores salarios, ya que para ellos influyen otros factores más allá de la formalización del trabajo por medio del contrato (Pianto y Pianto, 2002).

Con respecto a la movilidad entre los segmentos sociolaborales, los signos positivos y el carácter significativo en la mayoría de los casos indican que, en el mercado de trabajo brasileño, la movilidad tiene el efecto de aumentar el salario de los individuos, incluso cuando se produce en dirección a un segmento sociolaboral inferior. Estos resultados revelan que cuando se comparan dos trabajadores, uno de los cuales cambió recientemente de empleo, mientras que el otro ha permanecido más tiempo en la misma actividad, el primero tiende a tener un salario por hora más elevado. En este sentido, la movilidad en el Brasil parece estar utilizándose como estrategia de aumento salarial, en lugar de la antigüedad o del tiempo de servicio en el empleo o en la categoría laboral (Fitzenberger y Kunze, 2005).

No obstante, el resultado positivo de la movilidad no debe considerarse necesariamente contradictorio con lo esperado según el tiempo de servicio. Albuquerque (2008) sugiere que, al menos en el caso de los trabajadores más jóvenes, la rotación se relaciona con los incrementos salariales, que también pueden interpretarse como un ascenso profesional. Por otra parte, el tiempo en un empleo igualmente tiene signo positivo, lo que indica que los trabajadores más experimentados suelen contar con mayores remuneraciones. En este sentido, podrían

realizarse investigaciones más específicas por grupos de edad, para comparar el efecto de la movilidad entre los jóvenes que entran en el mercado de trabajo y otras personas de mayor edad y experiencia profesional.

Cuando se analizan los efectos a largo plazo de los cuantiles, la movilidad sociolaboral parece tener escasa repercusión en el salario de los trabajadores más pobres, pero adquiere mayor relevancia en los dos cuantiles intermedios de la distribución. Para los trabajadores más ricos, la movilidad—incluso descendente— supone una prima salarial positiva. Dentro del enfoque de los *matches* o ajustes ocupacionales (McLaughlin, 1991), los trabajadores con mayores salarios y, en general, con mejores empleos, solo deciden cambiar de empleo cuando esa decisión les proporciona beneficios, lo que demuestra la mayor presencia de cambios voluntarios en este grupo. Los resultados aquí presentados indican, pues, que la movilidad podría ser el efecto de la constatación por parte del trabajador de nuevos ajustes ocupacionales que dan lugar a una mayor productividad. Entre los más pobres, por otra parte, la frecuencia de la movilidad involuntaria puede ser mayor, como consecuencia de la percepción de la empresa de que la productividad del trabajador es menor de lo que se esperaba. En ese sentido, convendría realizar estudios adicionales para verificar si la movilidad de los más pobres proporciona menores beneficios, precisamente debido a una posible mayor incidencia de los cambios ocupacionales forzosos entre ellos.

Cuando los resultados se desagregan considerando el tipo de contrato de trabajo, en el cuadro 6 se denota que los efectos marginales de la movilidad sociolaboral solo son significativos para los trabajadores que tienen contrato de trabajo firmado, incluidos los situados en puntos más elevados de la distribución salarial. Entre los trabajadores informales, la movilidad sociolaboral

CUADRO 6

Brasil: efectos marginales de la movilidad para trabajadores formales e informales por cuantiles, 2002-2010

Cuantiles	Sectores formales				Sectores informales			
	10°	25°	75°	90°	10°	25°	75°	90°
Ascenso	0,0183 ^a (0,0066)	0,0325 ^a (0,0086)	0,1404 ^a (0,0141)	0,0912 ^a (0,0178)	-0,0102 (0,0333)	0,0201 (0,0178)	0,0803 ^b (0,0328)	0,1337 ^a (0,0367)
Descenso	0,0165 ^a (0,0062)	0,0408 ^a (0,0093)	0,1379 ^a (0,0173)	0,1059 ^a (0,0241)	-0,0360 (0,0224)	-0,0146 (0,0139)	0,0313 (0,0294)	0,0464 (0,0363)

Fuente: elaboración propia sobre la base de datos de la Encuesta Mensual de Empleo.

^a $p < 0,01$.

^b $p < 0,05$.

Nota: desviaciones estándar robustas por *bootstrap* entre paréntesis.

solo produce efectos positivos y significativos para los individuos con mayor salario por hora. Este resultado parece demostrar que los trabajadores informales, supuestamente los más flexibles, no se benefician financieramente de esa flexibilidad, de modo que se refuerza la idea de que, para este grupo, la movilidad es sinónimo de simple rotación de la mano de obra.

Estos análisis de los datos de la Encuesta Mensual de Empleo permiten no rechazar la hipótesis de que la movilidad entre empleos y segmentos ocupacionales tiene un efecto significativo en los salarios de los trabajadores, tal como se señala en Oliveira y Machado (2000). No obstante, la estimación al considerar tanto el análisis por cuantiles como el tipo de desagregación de los empleos añade nueva información al análisis empírico en el Brasil. Utilizando las regresiones cuantílicas, se descubren diferencias entre los cuantiles de la distribución del salario por hora. La movilidad tiene un efecto más relevante en los trabajadores con mayor remuneración y, dependiendo del nivel de desagregación, una repercusión prácticamente nula o negativa en los más pobres. Esto supone que la movilidad, a pesar de su capacidad de aumentar los ingresos, puede provocar un incremento de la distorsión de la distribución salarial y atenuar la caída esperada de la desigualdad de ingresos.

3. Determinación del diferencial entre ricos y pobres: regresiones intercuantílicas

Los resultados anteriores evidencian un valor más elevado del efecto marginal de la movilidad en los trabajadores con mayores ingresos. Teniendo en cuenta ese hecho, en esta subsección se presenta la estimación de regresiones intercuantílicas, que evalúan si esta diferencia entre los retornos marginales de dos cuantiles condicionales es o no significativa.

En el cuadro 7 se exponen los resultados para las diferencias entre los cuantiles 10° y 90° y entre los cuantiles 25° y 75°. Los signos positivos, siempre que se trate de cantidades significativas, indican que el factor analizado tiene un mayor efecto marginal en el salario por hora de los cuantiles superiores. De esta forma, pueden interpretarse como factores que aumentan la diferencia salarial entre los dos cuantiles comparados, mientras que los signos negativos indican que el componente contribuye a que disminuya la desigualdad entre puntos de la distribución. En el caso de variables binarias, un signo positivo del coeficiente estimado puede interpretarse como un incremento del diferencial intercuantílico del salario por hora, en relación con la categoría de referencia.

Entre las variables utilizadas en los modelos, solo las variables ficticias regional y de formalidad presentan signos negativos, lo que indica que la diferencia entre los trabajadores más ricos y los más pobres podría estar reduciéndose a través de la convergencia de los salarios regionales y de la formalización, entre otras causas. En el caso de los empleos informales, este hecho puede ayudar a explicar la caída reciente de la desigualdad en el país, ya que el porcentaje de empleos informales también ha ido disminuyendo sistemáticamente (Mello y Santos, 2009). Esto ofrece una prueba más del papel desempeñado por la protección institucional, ante todo para equilibrar las diferencias entre los extremos de la distribución de ingresos. Una vez más, de este efecto se deduce la necesidad de realizar nuevos estudios sobre el papel de la segmentación entre empleos formales e informales del mercado de trabajo, quizás ampliando el análisis realizado por Curi y Menezes-Filho (2004), que investigaron la transición de trabajadores entre estos dos segmentos, el desempleo y la inactividad, pero sin analizar la repercusión que tienen esos desplazamientos en los ingresos laborales. Según los datos presentados en este estudio, puede plantearse la hipótesis de la existencia de una relación significativa entre la movilidad de empleos formales e informales y la desigualdad de ingresos.

Las variables que captan las transiciones entre los segmentos sociolaborales definidos en este estudio presentan signos positivos y significativos en la gran mayoría de los casos. Esto permite comprobar que el retorno o prima salarial de la movilidad es más alto entre los trabajadores de las franjas de ingresos superiores.

Si se consideran de manera conjunta con los datos analizados anteriormente, estos resultados dejan ver que la movilidad ha tenido el doble efecto en los salarios de los trabajadores, aumentando por una parte los ingresos y, por otra, contribuyendo a engrosar las diferencias salariales. En otras palabras, si se comparan dos grupos distintos de trabajadores, uno formado por personas que han cambiado recientemente de segmento ocupacional y otro con aquellos que se mantuvieron en la misma categoría durante ambos períodos de evaluación, el primer grupo presenta un salario por hora más alto, especialmente entre las personas cuyo cambio de empleo fue ascendente. Sin embargo, la prima salarial por este cambio, medida en términos del efecto marginal de las variables ficticias de movilidad, es significativamente más elevada entre los trabajadores con mayores ingresos en comparación con los que tienen un salario por hora correspondiente a la parte inferior de la distribución. Esto demuestra que los trabajadores de mayores ingresos se benefician más de los cambios de empleo que los más

CUADRO 7

Brasil: regresiones intercuantílicas, 2002-2010

Cuantiles	Modelo 1		Modelo 2	
	10° - 90°	25° - 75°	10° - 90°	25° - 75°
Sexo	0,0711 ^a (0,0105)	0,0468 ^a (0,0051)	0,0510 ^a (0,0174)	0,0346 ^a (0,0072)
Color de la piel	0,1928 ^a (0,0099)	0,1236 ^a (0,0071)	0,6137 ^a (0,0081)	0,2913 ^a (0,0062)
Jefe de familia	0,1050 ^a (0,0078)	0,0595 ^a (0,0044)	0,1188 ^a (0,0127)	0,0513 ^a (0,0092)
Edad	0,0152 ^a (0,0005)	0,0090 ^a (0,0003)	0,0141 ^a (0,0005)	0,0066 ^a (0,0003)
Baja calificación (4 a 7 años de estudio)	0,0526 ^a (0,0139)	0,0343 ^a (0,0091)		
Semicalificados (8 a 10 años de estudio)	0,1537 ^a (0,0184)	0,0951 ^a (0,0090)		
Calificados (más de 10 años)	0,8510 ^a (0,0159)	0,4501 ^a (0,0110)		
Formal	-0,1691 ^a (0,0097)	-0,0760 ^a (0,0063)		
Industria	0,0637 ^a (0,0209)	0,0408 ^a (0,0098)	0,1415 ^a (0,0265)	0,1382 ^a (0,0163)
Construcción	0,0222 (0,0209)	0,0061 (0,0140)	0,0471 (0,0418)	0,0095 (0,0155)
Terciario	0,0230 (0,0169)	0,0160 ^c (0,0092)	0,0319 (0,0200)	0,0415 ^a (0,0096)
Otras actividades	0,3231 ^a (0,0705)	0,1771 ^a (0,0403)	0,5975 ^a (0,0560)	0,4919 ^a (0,0431)
Recife	-0,1525 ^a (0,0193)	-0,0855 ^a (0,0116)	-0,2319 ^a (0,0319)	-0,1207 ^a (0,0114)
Salvador	-0,0275 ^b (0,0150)	-0,0012 (0,0152)	0,1017 ^a (0,0232)	0,0745 ^a (0,0115)
Belo Horizonte	-0,0527 ^a (0,0136)	-0,0204 ^b (0,0109)	-0,1622 ^a (0,0217)	-0,0591 ^a (0,0110)
Río de Janeiro	-0,0460 ^a (0,0153)	-0,0267 ^a (0,0079)	-0,1584 ^a (0,0204)	-0,0557 ^a (0,0084)
Porto Alegre	-0,1982 ^a (0,0124)	-0,1227 ^a (0,0106)	-0,4774 ^a (0,0240)	-0,2363 ^a (0,0138)
Ascenso	0,0032 (0,0128)	0,0273 ^c (0,0110)	0,0889 ^a (0,0176)	0,1040 ^a (0,0153)
Descenso	-0,0149 (0,0221)	0,0308 ^a (0,0094)	0,0880 ^a (0,0197)	0,1078 ^a (0,0153)
Constante	0,4103 ^a (0,0236)	0,1253 ^a (0,0157)	0,7310 ^a (0,0478)	0,3247 ^a (0,0189)
Nº de observaciones	79 736	79 736	79 736	79 736

Fuente: elaboración propia sobre la base de datos de la Encuesta Mensual de Empleo.

^a p<0,01.

^b p<0,10.

^c p<0,05.

Nota: variables ficticias anuales suprimidas. Desviaciones estándar robustas por *bootstrap* entre paréntesis.

pobres, o que los primeros están en mejores condiciones para transformar ese cambio en una prima salarial, incluso cuando el cambio se produce hacia una categoría ocupacional inferior.

De este modo, si el retorno de la movilidad es distinto y más favorable a los trabajadores situados en la parte superior de la distribución de ingresos, la movilidad, tal como se ha producido hasta ahora, parece contribuir a un aumento de las diferencias salariales entre trabajadores ricos y pobres.

Si los resultados muestran que la movilidad entre segmentos fomenta el acrecentamiento de la diferencia entre los trabajadores que tienen mayores ingresos y los más pobres, ¿cómo se puede explicar la reciente disminución de la desigualdad? En realidad, estos hechos pueden considerarse como complementarios y no contradictorios, ya que la explicación más plausible consiste en que el mercado laboral en el país ha actuado como creador de desigualdades, limitando los efectos distributivos del ambiente macroeconómico más favorable de los dos últimos años. Una causa significativa de esta limitación, por lo tanto, consiste en la forma en que este mercado ha promovido los cambios de los trabajadores de un empleo a otro o de un segmento ocupacional a otro.

En el cuadro 8 se aprecian los coeficientes estimados cuando la muestra de trabajadores se divide en formales e informales. Se observa que los signos de la diferencia intercuantílica siguen siendo positivos, la mayoría de las veces con valores significativos, y solo varían en cuanto a la intensidad. La movilidad entre segmentos sociolaborales tiene un efecto mayor en la diferencia entre los extremos de la distribución del salario de los trabajadores informales. Estos resultados parecen indicar que la movilidad ocupacional entre los trabajadores con mayores ingresos podría utilizarse principalmente como estrategia para obtener mayores incrementos salariales,

ya que solo se realiza cuando el impacto en el salario es suficientemente grande como para cubrir el costo de oportunidad de la estabilidad. En contrapartida, es posible que, entre los trabajadores más pobres, la movilidad se esté usando como estrategia de supervivencia social.

En síntesis, los resultados indican que la movilidad entre segmentos sociolaborales tiene un doble efecto en el mercado de trabajo. Por una parte, los trabajadores han utilizado este mecanismo para lograr aumentos salariales, como alternativa a la estabilidad y acumulación de capital humano específico. Esto confirma la hipótesis de que las transiciones ocupacionales pueden emplearse como forma de salir de situaciones de mayor riesgo o también como medio de avance profesional. Por otra, este uso no ha provocado una disminución de los diferenciales de salarios entre los distintos estratos de la distribución de los ingresos. Esto se debe al hecho de que los trabajadores con salarios más altos gozan de mejores condiciones para transformar la movilidad en incrementos salariales significativos.

Una posible explicación de este efecto podría ser que, entre los trabajadores con mayores salarios, la movilidad solo tendría lugar cuando sus beneficios superasen los costos del cambio, como la pérdida de antigüedad en el empleo anterior y otros costos de tipo no económico. Para estos trabajadores, el cambio de empleo o de segmento sociolaboral parece ser más bien el resultado de decisiones voluntarias, en la búsqueda de ajustes ocupacionales más productivos o con la intención de lograr un mayor retorno salarial. Entre los trabajadores más pobres, en cambio, especialmente entre los informales, la movilidad puede deberse a otros factores, quizás con un mayor componente involuntario, que obliguen al trabajador a cambiar a un empleo del mismo nivel sociolaboral que no represente un efecto marginal significativo (Hachen, 1992).

CUADRO 8

Brasil: coeficientes de movilidad de las regresiones intercuantílicas para trabajadores formales e informales

	Cuantiles formales		Cuantiles informales	
	10° - 90°	25° - 75°	10° - 90°	25° - 75°
Ascenso	0,0729 ^a (0,0199)	0,1079 ^a (0,0148)	0,1439 ^a (0,0415)	0,0602 ^b (0,0321)
Descenso	0,0894 ^a (0,0212)	0,0971 ^a (0,0159)	0,0824 (0,0521)	0,0459 (0,0344)

Fuente: elaboración propia sobre la base de datos de la Encuesta Mensual de Empleo.

^a $p < 0,01$.

^b $p < 0,10$.

Nota: desviaciones estándar robustas por *bootstrap* entre paréntesis.

En consecuencia, esta movilidad, a pesar de contribuir a un aumento salarial, fomenta la existencia de una mayor diferencia entre los salarios de los trabajadores de los extremos de la distribución de los ingresos. Incluso si se tienen en cuenta los datos recientes que indican que la movilidad puede contribuir a reducir la diferencia salarial entre algunos grupos (hombres y mujeres, personas de raza negra y de raza blanca, entre otros) (Monsueto, 2008; Ruesga, Bichara y Monsueto, 2009), los resultados de este trabajo parecen indicar que esas reducciones ocurren dentro del mismo grupo de la distribución de los ingresos. Es decir, se produce una reducción del diferencial de salarios entre hombres y mujeres pobres y entre hombres y mujeres con mayor salario, pero no entre mujeres pobres y ricas, por ejemplo.

Los resultados parecen apuntar a la necesidad de un nuevo enfoque para las políticas públicas relativas al mercado de trabajo, de manera que se fortalezca el papel que juega la movilidad en el aumento salarial y se compense el efecto de incremento de las disparidades de ingresos. La creación de empleos debe privilegiar a los sectores en que la movilidad puede generar beneficios a los trabajadores, en particular a los de ingresos más bajos. En ese sentido, la reestructuración o la elaboración de nuevos programas podría basarse, por ejemplo, en los sistemas de “flexiseguridad” o flexibilidad con seguridad, adoptados de forma directa o indirecta por algunos países europeos (Auer, Berg y Coulibaly, 2005; Andersen y Svarer, 2006). Para eso, la economía debería funcionar de manera que concediese una cierta flexibilidad a las empresas a la hora de planear el volumen de mano de

obra según los ciclos económicos, pero con un sistema de protección o de pensiones vinculado a los programas de actualización de la calificación profesional y de reubicación laboral. Al mismo tiempo, deben existir políticas dirigidas a mejorar las condiciones de trabajo en los empleos con estatus sociolaboral más bajo, como los incentivos para el aumento de la formalización y los incrementos reales de los ingresos por medio del salario mínimo. Como señalan Fontes, Pero y Berg (2012), estos segmentos suelen ser los más beneficiados por aumentos reales del salario mínimo, lo que puede contribuir a la reducción de la desigualdad de ingresos.

Además, cabe destacar que el análisis realizado en este artículo se refiere a un período con perspectivas favorables de empleo e incrementos reales de los salarios en la economía brasileña y que estos resultados pueden ser distintos en momentos de estancamiento económico, en los que la incidencia de movilidad involuntaria tiende a ser mayor, también entre los trabajadores formales, y se eleva la necesidad de tomar medidas de protección laboral. De la misma forma, como muestran Firpo y Reis (2007), la política de aumento real del salario mínimo definido por la legislación brasileña ha contribuido a aminorar la desigualdad. Esta política puede haber sido esencial para atenuar los efectos negativos que produce la movilidad ocupacional en las diferencias salariales entre los extremos de la distribución de los ingresos, limitando las pérdidas salariales de los trabajadores que realizaron cambios entre los empleos con estatus más bajo, es decir, los más afectados por la simple rotación de la mano de obra.

V

Consideraciones finales

Este trabajo parte de la hipótesis de que la desigualdad de salarios en el Brasil no es el resultado de un único factor, sino de un conjunto de factores relacionados, entre los que destaca el papel del mercado de trabajo y de la distribución ocupacional de los trabajadores. Si la forma en que está distribuida la mano de obra afecta a los salarios, entonces la movilidad ocupacional y entre segmentos debe ser capaz de alterar la distribución de los ingresos en el país. Así pues, la investigación tuvo como objetivo analizar el efecto de la movilidad en los salarios y en el diferencial de los ingresos entre los trabajadores más ricos y los más pobres, buscando datos

sobre el papel que tuvo esa movilidad en la caída reciente de la desigualdad en el país. Se utilizaron los datos de la Encuesta Mensual de Empleo de los años 2002 a 2010, mediante modelos de probabilidad de la movilidad entre segmentos de ocupación y regresiones cuantílicas sobre ecuaciones salariales de Mincer, empleando variables ficticias que captan los movimientos ascendentes y descendentes de los trabajadores.

El análisis ofrece puntos de discusión a través de nuevos resultados para el caso brasileño, los que muestran, por ejemplo, que los trabajadores más pobres presentan un menor efecto marginal positivo de la movilidad en

comparación con la repercusión del mismo factor en los salarios de los individuos con mayor remuneración. Eso indica que la movilidad ocupacional, tal como se ha producido en el país, no genera los mismos beneficios para las distintas franjas de remuneración.

En consecuencia, se puede plantear la hipótesis de que, entre los trabajadores con mayor remuneración, la movilidad solo se produce cuando los beneficios del cambio superan sus costos, como la pérdida de capital humano específico y otros costos no económicos. Dicho de otra forma, los cambios voluntarios de empleo podrían ser más frecuentes entre esta parte de la mano de obra, como consecuencia de la búsqueda de ajustes ocupacionales más lucrativos. Entre los trabajadores más pobres, por el contrario, la hipótesis consiste en que los cambios entre segmentos y empleos son causados con más frecuencia por movimientos involuntarios o simple rotación de la mano de obra, de manera que los efectos en el salario no son significativos o incluso son negativos.

Por lo tanto, la movilidad de los trabajadores brasileños, por una parte, puede contribuir a los aumentos salariales, ya que presenta retornos marginales positivos. Sin embargo, también fomenta una mayor diferencia salarial entre los trabajadores en los extremos de la distribución de los ingresos. Si bien algunos datos recientes muestran que la movilidad puede contribuir a reducir las diferencias salariales entre algunos grupos (hombres y mujeres, personas de raza negra y de raza blanca, entre

otros), como se observa en Ruesga, Bichara y Monsueto (2009), los resultados del presente trabajo parecen indicar que estas reducciones se producen dentro del mismo grupo de la distribución de los ingresos. Es decir, tiene lugar una disminución del diferencial de salarios entre hombres y mujeres pobres y entre hombres y mujeres con mayor salario, pero no entre mujeres pobres y ricas, por ejemplo. Además, los modelos de probabilidad de cambio ocupacional muestran que los trabajadores más flexibles, es decir, los informales, tienden a descender a segmentos con menor estatus sociolaboral cuando cambian de empleo. Eso supone que la eliminación o la reducción de la protección institucional no parecen ser coherentes con las políticas de redistribución de los ingresos por medio del mercado de trabajo.

Así, entender estos resultados parece fundamental para formular un conjunto de políticas de empleo eficientes que no solo mejoren la empleabilidad, sino que también promuevan el aumento de la calidad de vida de los trabajadores brasileños, reduciendo las desigualdades sociales. De esa forma, se podría fomentar un crecimiento óptimo de la productividad del trabajo y de la competitividad de toda la economía. Al mismo tiempo, una política de incremento del salario mínimo tiende a hacer que aminoren los efectos negativos de la movilidad ocupacional entre los trabajadores en empleos con menor estatus sociolaboral, es decir, los que tienen una remuneración más baja.

Bibliografía

- Albuquerque, L.S.G. (2008), "Mobilidade de emprego entre os jovens brasileiros", Río de Janeiro, Universidad Federal de Río de Janeiro.
- Andersen, T.M. y M. Svarer (2006), "Flexicurity-the Danish labour market model", *Ekonomisk Debatt*, N° 1.
- Auer, P., J.E. Berg e I. Coulbaly (2005), "¿El trabajo estable mejora la productividad?", *Revista Internacional del Trabajo*, vol. 124, N° 3, Ginebra, Organización Internacional del Trabajo (OIT).
- Barros, R.P., A.F. Machado y R.S.P. Mendonça (1997), "A desigualdade da pobreza: estratégias ocupacionais e diferenciais por gênero", *Texto para Discussão*, N° 453, Río de Janeiro, Instituto de Investigación Económica Aplicada (IPEA).
- Barros, R.P. y R.S.P. Mendonça (1995), "Os determinantes da desigualdade no Brasil", *Texto para Discussão*, N° 377, Río de Janeiro, Instituto de Investigación Económica Aplicada (IPEA).
- Barros, R., M. de Carvalho y R.S.P. Mendonça (2010), "Determinantes da queda na desigualdade de renda no Brasil", *Texto para Discussão*, N° 1460, Río de Janeiro, Instituto de Investigación Económica Aplicada (IPEA).
- _____. (2007), "A queda recente da desigualdade de renda no Brasil", *Texto para Discussão*, N° 1258, Río de Janeiro, Instituto de Investigación Económica Aplicada (IPEA).
- Barros, R.P. y otros (1997), "Uma avaliação empírica do grau de flexibilidade alocativa do mercado de trabalho brasileiro", *Texto para Discussão*, N° 499, Río de Janeiro, Instituto de Investigación Económica Aplicada (IPEA).
- Beccaria, L. y R. Maurizio (2003), "Movilidad ocupacional en Argentina", *6° Congreso Nacional de Estudios del Trabajo*, Buenos Aires, Asociación Argentina de Especialistas en Estudios del Trabajo.
- Booth, A. y M. Francesconi (1999), "Job mobility in 1990s Britain: does gender matter?", *ISER Working Paper Series*, N° 1999-26, Essex, Institute for Social and Economic Research.
- Buchinsky, M. (1998), "Recent advances in quantile models: a practical guideline for empirical research", *The Journal of Human Resources*, vol. 33, N° 1, Madison, Wisconsin, University of Wisconsin Press.
- Budría, S. y P.T. Pereira (2004), "On the returns to training in Portugal", *CEEApLA, Working Paper Series*, N° 01/2004, Bonn, 2004.
- Cheng, M.M. y A.L. Kalleberg (1996), "Labor market structures in Japan: an analysis of organizational and occupational mobility patterns", *Social Forces*, vol. 74, N° 4, Oxford, Oxford University Press.
- Corseuil, C.H. (ed.) (2002), *Estrutura salarial: aspectos conceituais e novos resultados para o Brasil*, Río de Janeiro, Instituto de Investigación Económica Aplicada (IPEA).
- Corseuil, C.H. y M.N. Foguel (2002), "Uma sugestão de deflatores para rendas obtidas a partir de algumas pesquisas domiciliares do IBGE", *Texto para Discussão*, N° 897, Río de Janeiro, Instituto de Investigación Económica Aplicada (IPEA).

- Curi, A.Z. y N.A. Menezes-Filho (2004), "Os determinantes das transições ocupacionais no mercado de trabalho brasileiro", *Anais do XXXII Encontro Nacional de Economia*, Rio de Janeiro, Associação Nacional de Centros de Pós-graduação em Economia (ANPEC).
- Davia, M.A. (2006), "Studying the impact of job mobility on wage growth at the beginning of the employment career in Spain", documento presentado en el IX Encuentro de Economía Aplicada, Jaén.
- Dolton, P.J. y M.P. Kidd (1998), "Job changes, occupational mobility and human capital acquisition: an empirical analysis", *Bulletin of Economic Research*, vol. 50, N° 4, Blackwell Publishing.
- Ferrari-Filho, F., A.M. Cunha y J.S. Bichara (2014), "Brazilian countercyclical economic policies as a response to the Great Recession: a critical analysis and an alternative proposal to ensure macroeconomic stability", *Journal of Post Keynesian Economics*, vol. 36, N° 3, M.E. Sharpe.
- Firpo, S. y M.C. Reis (2007), "O salário mínimo e a queda recente da desigualdade no Brasil", *Desigualdade de renda no Brasil: uma análise da queda recente (volume 2)*, R.P. Barros, M.N. Foguel y G. Ulysses (orgs.), Brasília, Instituto de Investigação Económica Aplicada (IPEA).
- Fitzenberger, B. y A. Kunze (2005), "Vocational training and gender: wages and occupational mobility among young workers", *ZEW Discussion Papers*, N° 05-66, Mannheim, Zentrum für Europäische Wirtschaftsforschung (ZEW).
- Flore, P. y N. Menezes-Filho (2008), "Mobilidade entre ocupações e efeitos salariais", *Anais do XXXVI Encontro Nacional de Economia*, Rio de Janeiro, Associação Nacional de Centros de Pós-graduação em Economia (ANPEC).
- Fontes, A., V. Pero y J. Berg (2012), "Low-paid employment in Brazil", *International Labour Review*, vol. 151, N° 3, Wiley.
- Gabriel, P.E. (2003), "An examination of occupational mobility among full-time workers", *Monthly Labor Review*, vol. 129, N° 9, Washington, D.C., Oficina de Estadísticas Laborales.
- García Pérez, J.I. e Y. Rebollo Sanz (2005), "Wages changes through job mobility in Europe: a multinomial endogenous switching approach", *Labour Economics*, vol. 12, N° 4, Amsterdam, Elsevier.
- Hachen, D.S. Jr. (1992), "Industrial characteristics and job mobility rates", *American Sociological Review*, vol. 57, N° 1, Washington, D.C., American Sociological Association.
- Holzer, H.J., J.I. Lane y L. Vilhuber (2003), "Escaping low earnings: the role of employer characteristics and changes", *Discussion Paper*, N° 1269-03, Institute of Research on Poverty.
- IPEA (Instituto de Investigação Económica Aplicada) (2010), "O Brasil em 4 décadas", *Texto para Discussão*, N° 1500, Brasília.
- Jannuzzi, P.M. (2004), "As ocupações brasileiras segundo a CBO 2002: caracterização empírica com base no Censo 2000", *Revista da ABET*, vol. 4, N° 2, Associação Brasileira de Estudos do Trabalho (ABET).
- Kambourov, G. e I. Manovskii (2004), "Rising occupational and industry mobility in the United States: 1968-1993", *IZA Discussion Paper*, N° 1110, Bonn, Institute for the Study of Labor (IZA).
- Koenker, R. (2000), *Quantile Regression*, Illinois, Universidad de Illinois.
- Koenker, R. y G. Basset (1978), "Regression quantiles", *Econometrica*, vol. 46, N° 1, Washington, D.C., The Econometric Society.
- Maciel, M.C., A.C. Campelo y M.C.F. Raposo (2001), "A dinâmica das mudanças na distribuição salarial e no retorno em educação para mulheres: uma aplicação de regressão quantílica", *Anais do XXIX Encontro Nacional de Economia*, Rio de Janeiro, Associação Nacional de Centros de Pós-graduação em Economia (ANPEC).
- Maltseva, I. (2005), "Gender differences in occupational mobility and segregation at the labor market: the case of Russian economy", *EERC Working Paper Series*, N° 05/11, EERC Research Network.
- Matos, R.S.E. y A.F. Machado (2006), "Diferencial de rendimento por cor e sexo no Brasil (1987-2001)", *Econômica*, vol. 8 N° 1, Rio de Janeiro, Universidad Federal Fluminense.
- McLaughlin, K.J. (1991), "A theory of quits and layoffs with efficient turnover", *Journal of Political Economy*, vol. 99, N° 1, Chicago, University of Chicago Press.
- Mello, R.F. y D.D. Santos (2009), "Aceleração educacional e a queda recente da informalidade", *Boletim de Mercado de Trabalho*, N° 39, Rio de Janeiro, Instituto de Investigação Económica Aplicada (IPEA).
- Menezes-Filho, N. (2004), "The costs of displacement in Brazil", *XXVI Encontro Brasileiro de Econometria*, João Pessoa, Sociedad Brasileira de Econometría.
- Mincer, J. y B. Jovanovic (1979), "Labor mobility and wages", *NBER Working Paper*, N° 357, Cambridge, Massachusetts, National Bureau of Economic Research.
- Monsueto, S.E. (2008), "Movilidad ocupacional e impactos sobre la renta en Brasil", tesis de doctorado, Madrid, Universidad Autónoma de Madrid (UAM).
- Neri, M. y otros (1997), "Aspectos dinámicos do desemprego e da posição na ocupação", *Encontro Nacional de Estudos do Trabalho*, Rio de Janeiro, Associação Brasileira de Estudos do Trabalho (ABET).
- Oliveira, A.M.H.C. (2003), "A segregação ocupacional por gênero e seus efeitos sobre os salários no Brasil", *Mercado de trabalho: uma análise a partir das pesquisas domiciliares no Brasil*, S. Wajman y A.F. Machado (orgs.), Belo Horizonte, Editora UFMG.
- (1998), "Indicadores da segregação ocupacional por sexo no Brasil", *Anais do XI Encontro Nacional de Estudos Populacionais*, Associação Brasileira de Estudios Poblacionales (ABEP).
- Oliveira, A.M.H.C. y A.F. Machado (2000), "Mobilidade ocupacional e rendimentos no Brasil metropolitano: 1991/96", *Pesquisa e Planejamento Econômico*, vol. 30, N° 1, Instituto de Investigação Económica Aplicada (IPEA).
- Oliveira, A.M.H.C. y P.M. Ribeiro (1998), "Diferenciais ocupacionais por raça e gênero no mercado de trabalho metropolitano no Brasil", *XI Encontro Nacional de Estudos Populacionais*, Associação Brasileira de Estudios Poblacionales (ABEP).
- Orellano, V. y P. Picchetti (2001), "A bi-variate probit analysis of job turnover in Brazil", *XXIII Encontro Brasileiro de Econometria*, Salvador, Sociedad Brasileira de Econometría.
- Paci, P. y P. Serneels (ed.) (2007), *Employment and Shared Growth: Rethinking the Role of Labor Mobility for Development*, Washington, D.C., Banco Mundial.
- Parrado, E., A. Caner y E. Wolff (2007), "Occupational and industrial mobility in the United States", *Labour Economics*, vol. 14, N° 3, Amsterdam, Elsevier.
- Parrado, E. y E. Wolff (1999), "Occupational and industry mobility in the United States, 1969-1992", *Working Papers*, N° 99-20, Nueva York, C.V. Starr Center for Applied Economics, Universidad de Nueva York.
- Pianto, M.T. y D.M. Pianto (2002), "Informal employment in Brazil – a choice at the top and segmentation at the bottom: a quantile regression approach", *Textos para Discussão*, N° 236, Brasília, Departamento de Economia/Universidad de Brasília.
- Pinto, A. y M. Neri (2000), "Mobilidade ocupacional e raça: origens, destinos e riscos dos afro-brasileiros", *Ensaio Econômico*, N° 392, Rio de Janeiro, Fundação Getúlio Vargas.
- Ribas, R.P. y S.D.S. Soares (2008), "Sobre o painel da pesquisa mensal de emprego (PME) do IBGE", *Texto para Discussão*, N° 1348, Rio de Janeiro, Instituto de Investigação Económica Aplicada (IPEA).
- Rocha, S. (2000), "Pobreza e desigualdade no Brasil: o esgotamento dos efeitos distributivos do Plano Real", *Texto para Discussão*, N° 721, Rio de Janeiro, Instituto de Investigação Económica Aplicada (IPEA).

- Ruesga, S.B., J.S. Bichara y S.E. Monsueto (2009), “Diferencial de gênero e efeitos da mobilidade socioeconômica”, *XXXVII Encontro Nacional de Economia*, Rio de Janeiro, Associação Nacional de Centros de Pós-graduação em Economia (ANPEC).
- Sampaio, A.V. (2009), “Estimação da equação de salário para o Brasil, o Paraná e o Rio Grande do Sul em 2007 – uma abordagem quantílica”, *Indicadores Econômicos FEE*, vol. 37, N° 2, Porto Alegre, Fundação de Economia e Estatística.
- Soares, C. y S. Oliveira (2004), “Gênero, estrutura ocupacional e diferenciais de rendimento”, *Econômica*, vol. 6, N° 1, Rio de Janeiro, Universidad Federal Fluminense.
- Souza, E.C. y J.E. Lima (2011), “Condição de ocupação e informalidade no mercado de trabalho brasileiro em 2007”, *Análise Econômica*, vol. 29, N° 56, Porto Alegre, Universidad Federal de Rio Grande do Sul (UFRGS).
- Zimmermann, K.F. (1998), “German job mobility and wages”, *IZA Discussion Papers*, N° 4, Bonn, Institute for the Study of Labor.

¿Qué información proporciona el Examen Nacional de Enseñanza Media (ENEM) a la sociedad brasileña?

Rodrigo Travitzki, Jorge Calero y Carlota Boto

RESUMEN

Se evalúan las limitaciones y posibilidades del Examen Nacional de Enseñanza Media (ENEM) como indicador de la eficacia de los colegios en el Brasil, así como los efectos de la introducción de variables de contexto. Se realizó un análisis de regresión multinivel en tres niveles (individuo, colegio y estado) utilizando microdatos para 2009 y 2010 sobre 17.359 colegios. El contexto permitió explicar el 79% de la diferencia entre colegios. El promedio bruto y el valor añadido (efecto aleatorio a nivel del colegio) presentaron evaluaciones opuestas en el 34% de los casos. El promedio se mostró más estable ($r=0,8$) que el valor añadido ($r = 0,5$) en ambos años. Se encontraron diversas limitaciones del ENEM como indicador de eficacia escolar. Los resultados señalan que esta clasificación informa más sobre las condiciones socioeconómicas que sobre el mérito de los colegios, es decir, respecto del valor añadido que estos supuestamente proporcionan a los alumnos.

PALABRAS CLAVE

Enseñanza secundaria, exámenes, establecimientos de enseñanza, clasificación, calidad de la educación, medición, Brasil

CLASIFICACIÓN JEL

I24, I28, C18

AUTORES

Rodrigo Travitzki es doctor en Educación de la Universidad de São Paulo, Brasil. r.travitzki@gmail.com
Jorge Calero es catedrático del Departamento de Economía Pública, Economía Política y Economía Española de la Universidad de Barcelona, España. jorge.calero@ub.edu
Carlota Boto es profesora de la Facultad de Educación de la Universidad de São Paulo, Brasil. reisboto@usp.br

I

Introducción

En los años noventa, en algunos países se publicaron clasificaciones escolares con el objetivo de mejorar la calidad de los colegios y su rendición de cuentas a la sociedad, proporcionando a la vez información que ayudara a los padres a escoger el colegio para sus hijos (Karsten, Visscher y De Jong, 2001). Normalmente, este tipo de estrategia forma parte de políticas moderadas de responsabilidad o rendición de cuentas con que se procura informar al gobierno y a las familias e identificar las buenas prácticas del sistema educativo, pero sin vincular los resultados a recompensas o penalizaciones, como se hace en las políticas de rendición de cuentas con recompensas y sanciones (Martínez Arias, 2009). Aunque la formulación general de esas políticas sea importante, sus efectos dependen principalmente de las medidas de calidad utilizadas (Ladd y Walsh, 2002). En consecuencia, se producen controversias sobre cuestiones técnicas y metodológicas relacionadas con la elaboración de los indicadores empleados en las clasificaciones, y con su capacidad de promover de hecho la calidad en los colegios. En la práctica, los países adoptan diferentes estrategias.

En Inglaterra, por ejemplo, se publican clasificaciones escolares desde 1992 y a partir de ellas se crearon sistemas de incentivos (West y Pennell, 2000). En el otro extremo, se pueden situar las políticas educativas de España, que prohíben la publicación de resultados por colegios (Gobierno de España, 2006, art. 140). El Brasil, por su parte, se encuentra actualmente en una situación intermedia, ya que la publicación de clasificaciones no está vinculada a incentivos, si bien en algunos estados existen políticas de rendición de cuentas con recompensas y sanciones. Algunos autores defienden el fortalecimiento de esas políticas en el ámbito nacional (Andrade, 2008), mientras que otros mantienen posturas más cautelosas y críticas, subrayando por ejemplo la tendencia a incrementar la desigualdad (Franco y otros, 2007).

El primer aspecto polémico consiste en el propio concepto de calidad, que es marcadamente polisémico cuando se aplica al campo educativo (Murillo Torrecilla,

2005). En la historia reciente del Brasil, la idea de calidad fue tomando distintas formas. Inicialmente, se vinculó a la universalización del acceso, después al flujo y la tasa de repetición y luego al desempeño de los alumnos en exámenes a gran escala (Oliveira y Araujo, 2005). La capacidad de lograr buenos resultados normalmente se denomina eficacia, pero conviene recordar que un colegio eficaz no es necesariamente un colegio de calidad, sino que la eficacia es más bien una condición necesaria pero no suficiente (Murillo Torrecilla, 2005, pág. 31). Es decir, la calidad es un concepto más amplio que la eficiencia y tiene diferentes significados.

Aunque la calidad escolar es un concepto controvertido, con frecuencia se ha vinculado al desempeño de los alumnos en exámenes estandarizados, no solo por el deseo de encontrar medidas objetivas, sino también por motivos prácticos, como el costo y la viabilidad. En este trabajo no se discutirá esa cuestión, que es fundamental, sino que su desarrollo se circunscribirá a un aspecto de la calidad escolar: la eficacia en preparar a los alumnos para realizar exámenes estandarizados. Se trata de un enfoque bastante limitado, pero necesario, teniendo en cuenta que en el Brasil, al igual que en el resto del mundo, este tipo de indicador está cada vez más presente en las políticas educativas y en el imaginario de las personas.

Otras controversias sobre las clasificaciones de los colegios se refieren a su valoración excesiva (Brandão, 2000), al aumento de la exclusión social (West y Pennell, 2000), a la reproducción del privilegio de clases (Apple, 2001), a la retroalimentación que beneficia a los mejores y perjudica a los peores (Ladd y Walsh, 2002) y a la falta de atención a los exámenes propiamente dichos (Reckase, 2004). También se critica el uso de indicadores individuales agregados (realizando el promedio, por ejemplo) como forma de evaluar a las instituciones (Meyer, 1997) y el tipo de información que se selecciona para su publicación (Van Petegem y otros, 2005). Finalmente, se observa que hay pocos estudios sobre cómo utilizar esa información para que los colegios puedan mejorar el proceso de aprendizaje de los alumnos (Heck, 2000).

En el presente trabajo se realiza un análisis crítico de este tipo de indicadores, utilizando los datos cuantitativos del Examen Nacional de Enseñanza Media (ENEM), que sirve como criterio de selección para las universidades brasileñas y que podría convertirse en el indicador oficial de calidad escolar en el ámbito nacional

□ Este trabajo contó con el apoyo del organismo brasileño de fomento de la investigación: Coordinación de Mejoramiento del Personal de Nivel Superior (CAPES por sus siglas en portugués).

(Passarinho, 2012)¹. Algunas de las conclusiones de este estudio se refieren al propio examen, mientras que otras remiten a cuestiones metodológicas más generales sobre los modelos de valor añadido en la educación. En particular, se desea evaluar qué tipo de información proporciona la clasificación del ENEM a la sociedad y cómo la introducción de variables de contexto interfiere en los resultados por colegios, tanto transversal como longitudinalmente.

La importancia del contexto

Como muchas otras, la clasificación del ENEM se basa en la publicación de los promedios por colegios. Sin embargo, dado que esas instituciones parten de condiciones muy heterogéneas, especialmente en los países en desarrollo, es necesario tener en cuenta los factores contextuales para evaluar con mayor precisión el efecto obtenido por cada colegio (Heck, 2000), es decir, su mérito. Según Meyer (1997, pág. 298), el promedio de puntuación en el examen, uno de los indicadores más usados en la educación estadounidense, resulta altamente cuestionable como indicador de desempeño escolar y constituye un instrumento muy débil, o incluso contraproducente, para la rendición de cuentas.

Muchos autores de la literatura especializada defienden esta postura, especialmente en lo relativo a la responsabilidad (Willms, 2006), pero también hay quien sostiene que tanto el promedio bruto como el “neto” (es decir, el obtenido después de controlar el efecto de las

variables de contexto) pueden dar lugar a resultados distorsionados (Tekwe y otros, 2004). Por otra parte, incluso los modelos multinivel de valor añadido, la “última generación” de indicadores de calidad escolar, pueden presentar una gran variedad de resultados, dependiendo de las variables de contexto integradas (Keeves, Hungi y Afrassa, 2005; Ladd y Walsh, 2002).

A pesar de estas limitaciones, si se desea realizar comparaciones equitativas entre los colegios con el objeto de asegurar su responsabilidad, es fundamental tener en cuenta el contexto de cada uno de ellos. Como señala Thomas (1998, pág. 92), la publicación de clasificaciones basadas en promedios brutos no ayuda ni a los colegios de buen desempeño ni a aquellos cuyo desempeño es peor. En el primer caso, no se percibe la necesidad de perfeccionamiento y, en el segundo, puede producirse una grave desmoralización de educadores y funcionarios que no son responsables de la situación.

Según Thomas (1998), en un estudio publicado en 1992 en el periódico *The Guardian*, se llegó a la conclusión de que el 23% de los colegios se evaluaron de forma diferente en la clasificación “bruta” y en la “neta”. ¿En qué medida estas conclusiones confirman los datos del ENEM?

Luego de la Introducción, el presente artículo se desarrolla de la siguiente manera: la sección II se refiere a los modelos de valor añadido según diferentes conceptos y autores; en la sección III se plantea por qué es necesario evaluar los colegios; en la cuarta sección se presenta el Examen Nacional de Enseñanza Media (ENEM) como indicador de calidad escolar; en la sección V se entregan los principales resultados y en la sexta sección, las conclusiones pertinentes.

II

Modelos de valor añadido

Existen diferentes conceptos de valor añadido, que incluso pueden ser contradictorios entre sí (Saunders, 1999). Aunque algunos autores consideran que estos deben basarse en datos longitudinales (Martínez Arias, Gaviria Soto y Castro Morera, 2009)², en este estudio se parte de un concepto más amplio de valor añadido

(Reckase, 2004), que incluye, por ejemplo, el efecto del colegio. La idea general es que se desea evaluar cuánto mejoran los alumnos gracias al trabajo del colegio y no debido a sus condiciones previas, intentando eliminar la influencia de factores más allá del control del colegio (McCaffrey y otros, 2004).

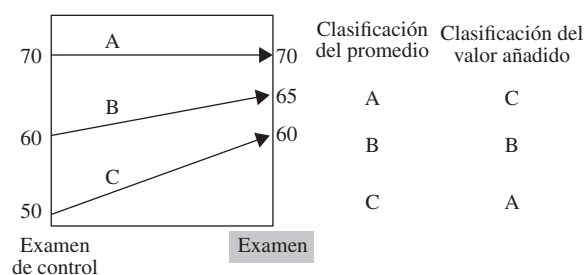
En el gráfico 1 se ilustra esa idea general, que puede aplicarse tanto a datos transversales como longitudinales. En el primer caso, que corresponde al efecto del colegio, solo se dispone de un examen

¹ El Índice de Desarrollo de la Educación Básica (IDEB).

² El argumento principal consiste en que en el rendimiento previo se condensan las variables referentes al nivel socioeconómico (Ferrão, 2009).

GRÁFICO 1

Concepto general de valor añadido



Fuente: elaboración propia.

realizado por los alumnos, ya que el “examen de control” se estima utilizando variables contextuales. Es decir, se procura determinar cuál habría sido la nota de los alumnos (o del colegio) si todos hubiesen partido de las mismas condiciones de contexto. En el segundo caso, el “examen de control” es real y, por ejemplo, fue aplicado a los alumnos antes de que entraran en el colegio. En este segundo caso, por lo tanto, se tienen al menos dos exámenes diferentes aplicados a los mismos alumnos. Cada una de las metodologías parte de sus propios presupuestos y presenta limitaciones, de manera que la opción por una u otra depende en gran medida de los datos disponibles³.

³ El valor añadido con datos longitudinales presupone, por ejemplo, la similitud de los instrumentos de medida utilizados a lo largo de los años en lo referente a su finalidad, forma y grado de dificultad (en el caso de los exámenes). El valor añadido con datos transversales, por su parte, no solo presupone la existencia de datos de contexto, sino

Actualmente, se emplean modelos de valor añadido para garantizar la responsabilidad o rendición de cuentas en Tennessee, Dallas, Chicago (Estados Unidos de América) y en Inglaterra (Martínez Arias, 2009). Los modelos basados en datos longitudinales son recientes y su uso comenzó en Inglaterra en el cambio de milenio, mediante la creación de un número de identificación individual para los alumnos (Ray, Evans y McCormack, 2009). Los estudios sobre el efecto del colegio (valor añadido con datos transversales y contextuales) existen desde el comienzo de los años ochenta y en ellos se estima que entre el 5% y el 35% de la variación en las notas de los alumnos se puede explicar por el colegio en que estudian (Martínez Arias, Gaviria Soto y Castro Morera, 2009).

La estabilidad del efecto del colegio a lo largo de los años sigue siendo un tema polémico. Hay datos que muestran que pocos colegios tienen resultados consistentes (en los distintos alumnos) y estables (a lo largo del tiempo) (Thomas y otros, 1997). En diversos estudios se ha calculado el coeficiente de correlación del efecto del colegio en diferentes años. Según los casos, ese coeficiente era igual a cero (Linn y Haug, 2002), estaba en torno de 0,6 (Mandeville, 1988), o se encontraba entre 0,35 y 0,65 para los colegios de enseñanza primaria y entre 0,70 y 0,95 para los colegios de enseñanza secundaria (Luyten, 1994). De nuevo, cabe preguntar en qué medida los microdatos del ENEM confirman estos resultados.

también que esos datos representan adecuadamente las condiciones iniciales del alumno.

III

¿Por qué evaluar a los colegios?

En lo atinente al uso de los datos producidos por este tipo de indicador (los basados en las pruebas estandarizadas), hay al menos dos cuestiones significativas, íntimamente relacionadas: ¿para qué sirven esos datos y a quién van dirigidos? Un enfoque mínimamente consistente sobre este tema requiere su propia investigación. Para los efectos de este estudio, basta con identificar dos tipos de uso: la rendición de cuentas de los colegios públicos y la elección de colegio por los padres. El primer aspecto se relaciona con los mecanismos estatales y el segundo con los de mercado.

¿Cómo se relaciona la finalidad con el instrumento de medida? Es posible considerar, por ejemplo, el tamaño de un objeto. Como el “tamaño” es un concepto objetivo y consensual, se puede utilizar la misma regla sea cual sea la finalidad de la medida. En el peor de los casos, se cambia el instrumento si el objeto es muy grande y el uso de una regla común resulta poco práctico y preciso. Sin embargo, dado que la calidad escolar no es un concepto consensual, parece razonable emplear distintos indicadores para finalidades diferentes. Existen investigaciones en esta línea con las que se procura

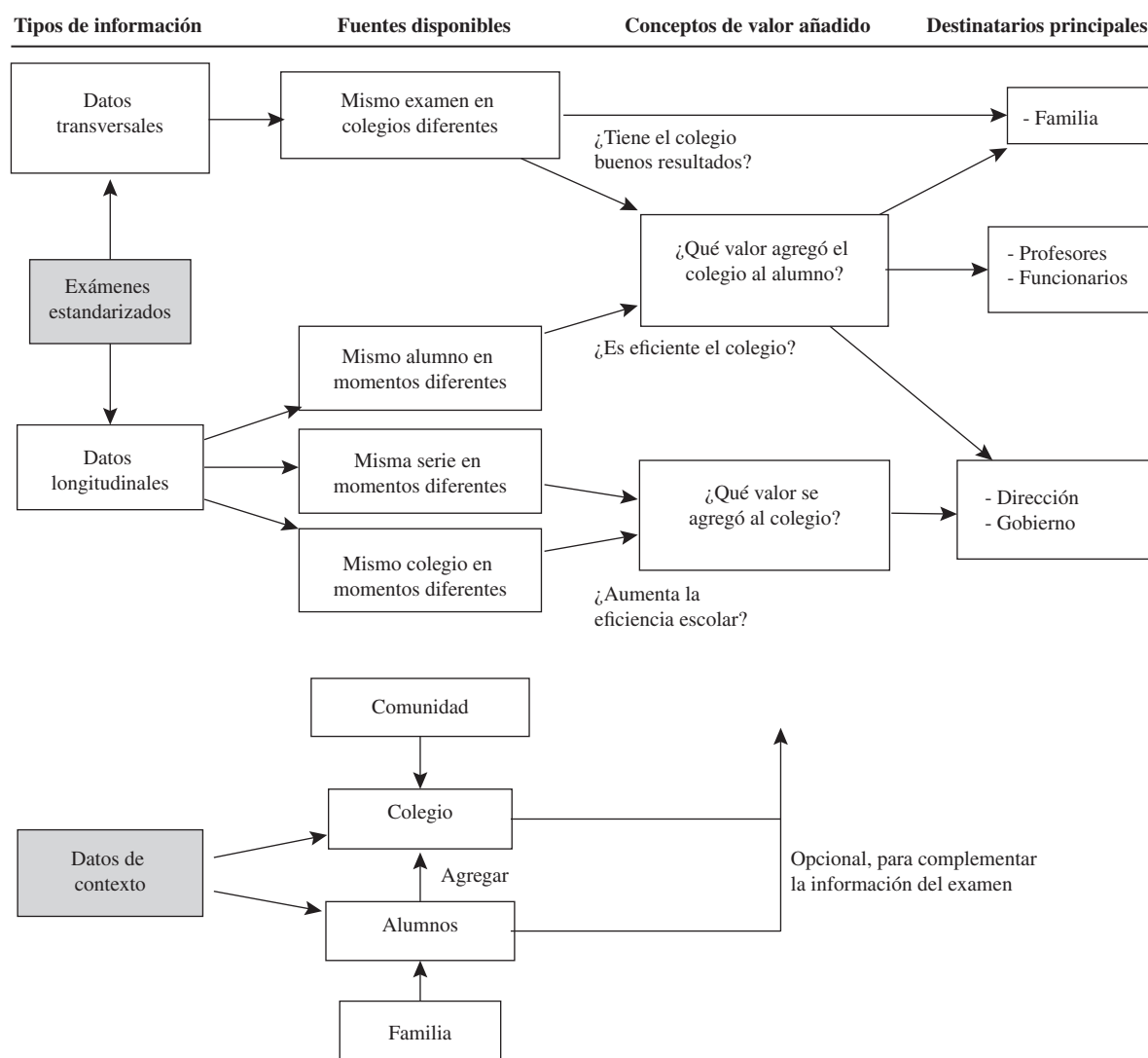
desarrollar formas diversas de estimar la calidad de los colegios, teniendo en cuenta su utilidad para la familia y para el estado, por ejemplo (Meyer, 1997). De manera general, se considera que los promedios brutos, si bien resultan informativos en cuanto al desempeño de los colegios, producen comparaciones injustas para los administradores, profesores y alumnos (Willms, 2006). En este sentido, se propusieron dos tipos de efecto del colegio, el primero (tipo A) más relacionado con el desempeño general y el segundo (tipo B), con el objetivo de aislar los factores sobre los que el colegio tiene algún control.

“El efecto de tipo B es el efecto que las autoridades escolares consideran al evaluar el desempeño de los que trabajan en las escuelas. Una escuela con un contexto desfavorable podría producir un gran efecto de tipo B mediante el esfuerzo y el talento de su personal docente. La escuela acertadamente ganaría el respeto de los evaluadores, no obstante, los padres al privilegiar un alto efecto tipo A podrían no elegir esa escuela para sus hijos” (Raudenbush y Willms, 1995, pág. 310).

Las principales ideas descritas se resumen en el gráfico 2, donde se introduce también otro concepto de valor añadido relativo a la calidad escolar. Hasta ahora,

GRÁFICO 2

Visión general de los modelos de valor añadido



Fuente: elaboración propia.

el valor que el colegio agrega al alumno se consideraba por medio de datos transversales o longitudinales. Sin embargo, también se puede estimar el valor añadido del colegio durante cierto tiempo, ya sea por el propio establecimiento, las políticas educativas, la comunidad o por los cambios económicos y sociales, entre otros. Este segundo concepto de valor añadido fue utilizado en el Brasil en la definición de las metas para cada colegio propuestas en el Plan Nacional de Educación⁴.

Resulta evidente, entre otras cosas, que la fuente principal de información para evaluar la calidad escolar la constituyen los exámenes individuales estandarizados (hecho que supone una clara limitación metodológica) y que para distintos sectores de la sociedad podrían utilizarse diferentes indicadores. Es necesario tener en

cuenta esta pluralidad, porque un énfasis excesivo en la elección por parte de los padres tiende a aumentar las desigualdades (Apple, 2001).

Según parece, existe una tensión constitutiva en el campo de la evaluación, que se aplica tanto a los colegios como a los alumnos de cada uno de ellos. Se trata del problema de la calidad frente a la equidad. Dubet describe esta tensión en las relaciones intraescolares, al reflexionar sobre lo que sería un sistema escolar justo, mostrando que no existe una solución perfecta, sino una combinación de opciones y respuestas necesariamente limitadas (Dubet, 2004, pág. 540).

Cabe preguntarse, por lo tanto, cómo sería un sistema justo de evaluación escolar que pudiese abarcar esa tensión y esa multiplicidad. Teniendo en cuenta que, en la actualidad, la evaluación de los colegios brasileños se realiza solo mediante exámenes individuales, sin tener en cuenta la situación de contexto, parece que aún hay mucho trabajo por hacer en ese sentido.

⁴ En septiembre de 2012, el Plan todavía no había sido aprobado por el Congreso Nacional.

IV

El ENEM como indicador de calidad escolar

El Examen Nacional de Enseñanza Media (ENEM) fue creado en 1998 por el Instituto Nacional de Estudios e Investigaciones Educativas Anísio Teixeira (INEP por sus siglas en portugués), organismo vinculado al Ministerio de Educación del Brasil, con el objetivo explícito de proporcionar a los alumnos una autoevaluación al final de la educación básica (MEC, 2002), aunque es razonable suponer que también constituye una iniciativa para crear políticas de responsabilidad en el país. Esta herramienta era inicialmente poco ambiciosa, pero experimentó diversas modificaciones a lo largo de los años, tornándose cada vez más amplia y enraizándose en la cultura educativa. El ENEM se aplica a cerca de 5 millones de alumnos cada año y es el segundo mayor examen de enseñanza secundaria del mundo, después del *gaokao* chino, con sus 10 millones de alumnos (Zhang y Zha, 2010). Esto se debe a que, pese a ser voluntario desde su creación, el ENEM pasó a ser utilizado como examen de selección para las universidades públicas y para la obtención de becas en las universidades privadas, entre otras finalidades. En el cuadro 1 se observa el rápido crecimiento del examen y sus transformaciones a lo largo de los años.

La clasificación del ENEM abarca el 61% de los colegios brasileños de educación secundaria y el 7% del total, de manera que cada vez se utiliza más como indicador de calidad escolar⁵. Aunque el INEP no difunde una clasificación ordenada, la publicación de los promedios por colegios permite que la prensa divulgue una lista ordenada por promedios. La primera clasificación data de 2006 y tuvo al menos dos objetivos: movilizar a la sociedad para mejorar la enseñanza y ayudar a los educadores, directores y administradores a identificar las deficiencias y las buenas prácticas en el ámbito escolar (INEP/MEC, 2007). En 2011, junto con los promedios, empezó a publicarse la tasa de participación de cada colegio (en cuatro franjas) y se recomendó comparar únicamente a los colegios con tasas de participación similares (INEP/MEC, 2011a). El objetivo de esta iniciativa era minimizar el efecto de sesgo de muestreo provocado por el carácter voluntario del examen, pero en cualquier caso es necesario resaltar la falta de significatividad de la comparación de colegios con menos de un cuarto de alumnos participantes en este indicador.

⁵ Basado en los datos de 2009 (véase el cuadro A.1 del anexo).

CUADRO 1

Brasil: resumen histórico del Examen Nacional de Enseñanza Media (ENEM)

Año	Participantes	Cambios
1998	157 221	Primer ENEM: voluntario, solo para autoevaluación.
2001	1 624 131	Introducción del número de identificación (ID) del colegio, igual al del censo pero diferente cada año.
2003	1 882 393	Grandes cambios en el equipo responsable debido a las elecciones presidenciales del año anterior.
2005	3 004 491	El ENEM empieza a utilizarse como forma de acceder a la enseñanza superior y como criterio para recibir becas del gobierno según el programa Universidad para Todos (ProUni) en las instituciones privadas.
2006	3 742 827	Publicación de la primera clasificación de colegios del ENEM.
2007	3 584 569	El número de identificación de los colegios (ID) pasa a ser el mismo a lo largo de los años, haciendo posible el análisis longitudinal.
2009	4 148 721	Cambios estructurales en el examen, incluida la matriz de competencias, el formato de la prueba y su duración.
2010	4 626 094	El ENEM empieza a utilizarse como certificado de finalización de la enseñanza media para cualquier ciudadano con más de 18 años. La mayoría de las universidades federales utiliza el ENEM como criterio de selección.

Fuente: Instituto Nacional de Estudios e Investigaciones Educativas (INEP), microdatos del Examen Nacional de Enseñanza Media (ENEM) de 2009.

1. Metodología

Debido a la estructura jerárquica de los datos disponibles, en este estudio se realizaron análisis de regresión multinivel, técnica que se considera más adecuada para estos casos (Raudenbush y Willms, 1995). En este análisis se incluyeron tres niveles (individuo, colegio y estado), mediante el uso de paquetes específicos de programas computacionales (*software*) de código abierto R (Bliese, 2012). Los microdatos del ENEM de 2009 y de 2010 y del Censo Escolar de 2009 se obtuvieron del portal del INEP.

Se ajustaron los modelos univariados y multivariados empleando diversas variables con respecto a los colegios y los alumnos (véase el cuadro A.2 del anexo), incluidos como efecto aleatorio no solo los interceptos en el ámbito de los estados y de los colegios, sino también el indicador del nivel socioeconómico de los individuos (componente NSE). En otras palabras, se desea controlar el efecto de los estados y aislar el efecto del colegio, permitiendo que cada colegio tenga una relación o pendiente diferente entre el nivel socioeconómico y la nota del alumno, es decir, su propia pendiente del gradiente socioeconómico (GSE), tal como se define en la Organización de Cooperación y Desarrollo Económicos (OCDE, 2010).

El valor añadido de los colegios (a partir de datos transversales) fue el efecto aleatorio de este nivel en los modelos completos, que incluyeron todas las variables significativas. El valor añadido longitudinal de los colegios se obtuvo mediante la simple resta de los resultados de 2010 y 2009. Para calcular la varianza explicada de los

modelos multinivel, se compararon sus residuos con los de modelos nulos (Raudenbush y Bryk, 2002).

Cabe resaltar una significativa limitación de la metodología utilizada. Debido al carácter voluntario del examen, es posible que exista un efecto de sesgo de muestreo, que justificaría un análisis de regresión en dos etapas (Heckman, 1976). Ese análisis podría realizarse en estudios futuros, ya que aún no existen versiones del programa R que realicen regresiones multinivel en dos etapas.

2. Cálculo de los promedios de los resultados por colegios

Según la documentación oficial (INEP/MEC, 2010), se elaboraron tres promedios para cada colegio: uno de la redacción, otro de la prueba objetiva y otro general, siendo el general el promedio ponderado de los dos primeros. Sin embargo, solo se consideraron en el cálculo de estos promedios los alumnos que:

- i) afirmaron que estaban en el último año de la enseñanza media;
- ii) cursaban enseñanza media regular o enseñanza media de jóvenes y adultos (consistente con los datos del censo), ya fuera en colegios tradicionales o por ciclos⁶, y
- iii) que estaban presentes en los días de la prueba.

⁶ Los colegios por ciclos unen varias series en una sola clase, en general porque son más pequeños.

Dada esta muestra, continúa la documentación, los criterios para la divulgación de los promedios fueron:

- i) no publicar si la tasa de participación fue inferior al 2%⁷;
- ii) publicar el promedio de la prueba objetiva si al menos 10 alumnos hicieron las 4 pruebas;
- iii) publicar el promedio de la redacción si al menos 10 alumnos hicieron la redacción, y
- iv) publicar el promedio total si al menos 10 alumnos hicieron las 4 pruebas y la redacción.

En este estudio se utilizaron los mismos criterios en el proceso de limpieza de los datos y en el cálculo de los promedios, con el fin de reproducir los resultados divulgados en Internet⁸. Con respecto a ese proceso, fue necesario articular los microdatos del ENEM con los del censo escolar.

3. El componente NSE

El indicador de nivel socioeconómico (componente NSE) se creó empleando una metodología similar a la del Programa de Evaluación Internacional de Estudiantes (PISA por sus siglas en inglés) de 2009. Hubo que realizar algunas adaptaciones, sobre todo debido a las diferencias existentes en los datos disponibles en el cuestionario, no solo entre el ENEM y el programa PISA, sino también —inesperadamente— entre los exámenes brasileños de 2009 y 2010.

Después de analizar la matriz de correlación con diversas variables, se escogieron cinco variables y se agruparon en tríos para elaborar cuatro posibles candidatos a componente NSE, que solo se diferenciaban en las variables incluidas (véase el cuadro 2). Después, se calcularon las correlaciones entre los cuatro candidatos y los promedios del colegio, además de otras métricas, con el fin de comparar la calidad de los candidatos en lo referente a su poder explicativo de la nota en el ENEM.

Entre los cuatro candidatos, el componente NSE 0 corresponde al trío de variables más semejante al incluido en el índice socioeconómico del programa PISA de 2009: suma de las posesiones del hogar, máximo nivel educativo de los padres y máximo nivel profesional de los padres⁹. Sin embargo, el componente que mejor se ajustó según todos los criterios fue el componente

NSE 2. Como el objetivo era controlar al máximo las variables contextuales, se escogió este componente como variable socioeconómica del estudio. Curiosamente, está compuesto por dos variables económicas, a diferencia del indicador del programa PISA. El significado de este hecho resulta controvertido. Podría ser una cuestión de opción, una variación natural de los índices, o que el índice del nivel profesional —elaborado utilizando los resultados de países más desarrollados— no sea adecuado para el contexto de la sociedad brasileña, o simplemente que no resulte apropiado por algún otro motivo. También es posible que los antecedentes económicos de la familia interfieran más en las notas del alumno que la profesión de los padres. En este estudio no se han investigado esas hipótesis, sino que solo se buscó el modelo que mejor se ajustase a las notas de los alumnos del ENEM de 2009, después de filtrar los datos según los criterios del INEP.

En resumen, el componente NSE en el nivel individual es el primero de un análisis de componentes principales con tres variables:

- i) la suma de posesiones del hogar;
- ii) el promedio del nivel educativo de los padres, y
- iii) los ingresos familiares.

Una vez calculado en el nivel individual, el índice se agregó formando promedios en el ámbito de los colegios y de los estados (si bien este último nivel no fue significativo y, por lo tanto, no forma parte de los análisis).

Para la comparación entre 2009 y 2010 en el análisis longitudinal, se calculó el componente NSE con un trío diferente de variables, a saber, el nivel educativo de la madre, el nivel educativo del padre y los ingresos familiares. Esto fue necesario debido a la reducción del cuestionario de un año al siguiente, con la eliminación de la información sobre el nivel profesional de los padres y de las posesiones del hogar en 2010. Para comprobar la estabilidad de los datos longitudinales se realizaron correlaciones (correlación de Pearson, $p < 0,01$) entre los dos años, utilizando la misma metodología (en términos del cálculo del componente NSE y de las variables incluidas en el modelo completo). También se calcularon las correlaciones empleando metodologías diferentes (el mejor modelo de 2009 y el modelo común a 2009 y a 2010), para comprobar la influencia de la elección de variables en la estabilidad de los datos longitudinales.

4. Los datos disponibles

Los microdatos del ENEM son bastante heterogéneos. Después del proceso básico de limpieza, quedaron cerca de un cuarto de los datos de los dos años (véase

⁷ La tasa de participación de los colegios organizados por ciclos se dividió por tres.

⁸ Debido a que el INEP no proporciona microdatos de los colegios en el ENEM, sino solo de los alumnos.

⁹ Respectivamente, los índices HOMEPOS, PARED e HISEI, descritos en OCDE (2010).

el cuadro 3), en buena medida debido a la ausencia del número de identificación (ID) del colegio en los registros individuales. Por otra parte, incluso entre los colegios identificados, quedó poco más de la mitad de los datos después de la aplicación de los criterios de validez del INEP.

Este hecho no es problemático en sí mismo, pero puede provocar algunas limitaciones del ENEM en lo referente a la comparación de colegios, que depende de algunos criterios parcialmente arbitrarios, como un número mínimo de 10 alumnos o una tasa mínima de un 2% de participación.

CUADRO 2

Brasil: diferentes formas de calcular el NSE. Según la metodología del programa PISA 2009

Posibles componentes NSE	Variables incluidas	Coefficiente de determinación ajustado ^a (en porcentajes)	Datos que faltan ^b (en porcentajes)	Proporción de varianza en el primer componente (en porcentajes)	Verosimilitud (criterio de información de Akaike) ^c
NSE 0	- Suma de los bienes - Máximo nivel educativo familiar - Máximo nivel profesional familiar	12,5	10,6	64	8 477 566
NSE 1	- Ingresos familiares - Máximo nivel educativo familiar - Máximo nivel profesional familiar	12,0	10,8	60	8 481 460
NSE 2	- Ingresos familiares - Promedio de nivel educativo familiar - Suma de los bienes	13,4	10,6	67	8 470 428
NSE 3	- Máximo nivel profesional familiar - Promedio de nivel educativo familiar - Suma de los bienes	13,2	11	66	8 472 236

Fuente: Instituto Nacional de Estudios e Investigaciones Educativas (INEP), microdatos del Examen Nacional de Enseñanza Media (ENEM) de 2009.

^a Regresiones simples con las variables en el nivel individual.

^b El porcentaje de datos que faltan se calcula sobre el total de registros con cuestionarios respondidos y el promedio general calculado (811.406).

^c Para poder comparar la verosimilitud, se retiraron los datos que faltaban de todas esas variables, de manera que quedaron 704.481 registros con el promedio por colegio y los 4 componentes NSE en el nivel individual, y con ellos se rehicieron los modelos y se calcularon los criterios de información de Akaike (AIC) de cada uno.

NSE: indicador de nivel socioeconómico.

PISA: Programa de Evaluación Internacional de Alumnos.

CUADRO 3

Brasil: datos longitudinales disponibles sobre los colegios en el Examen Nacional de Enseñanza Media (ENEM), 2009-2010

	ENEM de 2009	ENEM de 2010
Datos con identificación del colegio	1 536 023	1 379 447
Datos con identificación del colegio (en porcentajes)	37,0	29,8
Número de colegios identificados	32 006	32 318
Número de colegios participantes en los dos años		28 010
Número de colegios válidos en los dos años ^a		17 359

Fuente: Instituto Nacional de Estudios e Investigaciones Educativas (INEP), microdatos del Examen Nacional de Enseñanza Media (ENEM) de 2009 y 2010.

^a Según los criterios del INEP para el cálculo y la divulgación de los promedios por colegios.

V

Resultados

La primera cuestión relevante, sobre la base de las observaciones anteriores, consiste en si los colegios presentes en el ENEM constituyen una muestra representativa de los colegios brasileños. Más específicamente, habría que preguntarse si los últimos colegios de la clasificación del ENEM se podrían considerar los peores del país a la hora de lograr el ingreso de sus alumnos en la enseñanza superior. Observando la comparación con los microdatos del Censo Escolar de 2009 (véase el cuadro A.1 del anexo), los colegios que participan en el ENEM suelen estar en mejores condiciones que el promedio nacional, de manera que no constituyen una muestra particularmente representativa del total de colegios¹⁰.

¹⁰ Este resultado y algunos otros presentados aquí se encuentran también en la tesis doctoral de Rodrigo Travitzki.

Es decir, la clasificación del ENEM abarca una muestra distorsionada de la totalidad de la enseñanza media brasileña, en la que se preseleccionan los colegios en mejores condiciones. Al parecer existe un problema de selección de la muestra también en relación con los colegios, probablemente relacionado con el carácter voluntario del examen. Este sería un argumento contrario al uso de la clasificación del ENEM como indicador de eficacia escolar en el Brasil en las políticas de responsabilidad. La misma divulgación de los promedios es una política de este tipo (aunque moderada), de manera que sería deseable investigar más a fondo otros argumentos, contrarios o favorables a esta divulgación.

Al comparar longitudinalmente los dos años, se percibe que hay cierta estabilidad en los resultados (véanse los cuadros 4 y 5), a pesar del carácter voluntario del examen. Tal estabilidad puede estar relacionada con

CUADRO 4

Brasil: análisis descriptivo de los datos longitudinales de los colegios en el ENEM, 2009-2010^a

	2009		2010	
	Promedio	Desviación estándar	Promedio	Desviación estándar
Colegios: nota general	534	56	537	54
Colegios: nota de la prueba objetiva	494	55	505	53
Colegios: nota de la redacción	575	65	570	61
Colegios: número de participantes en la prueba objetiva	45	45	55	53
Colegios: número de participantes en la redacción	44	44	54	53

Fuente: Instituto Nacional de Estudios e Investigaciones Educativas (INEP), microdatos del Examen Nacional de Enseñanza Media (ENEM) de 2009 y 2010.

^a Solo en los 17.359 colegios válidos en los dos años. Las cinco diferencias entre los años fueron estadísticamente significativas ($p < 0,001$).

CUADRO 5

Brasil: correlaciones entre los promedios de las notas correspondientes a los colegios en el ENEM y los valores agregados por los colegios, 2009-2010

Variable	Mismo método ^a , año diferente	Método diferente, año diferente	Método diferente, mismo año
Promedio bruto	0,84	0,84	1
Valor añadido	0,46	0,43	0,96
Pendiente del gradiente socioeconómico (GSE)	0,18	0,17	0,83

Fuente: Instituto Nacional de Estudios e Investigaciones Educativas (INEP), microdatos del Examen Nacional de Enseñanza Media (ENEM) de 2009 y 2010.

^a El método se refiere, en realidad, a un pequeño aspecto del método: el trío de variables introducido en el análisis de componentes principales para elaborar el componente de nivel socioeconómico (NSE).

su consolidación en la sociedad y en los colegios, así como con su uso para acceder a la enseñanza superior y, además, con la teoría de respuesta al ítem que comenzó a utilizarse en este ámbito en 2009¹¹. También es posible que exista una relación entre la estabilidad de los promedios y factores externos al colegio o al examen, como se verá más adelante.

Los resultados de 2010 fueron ligeramente mejores que los de 2009 gracias a las notas de la prueba objetiva, ya que en la redacción se produjo una caída. ¿Qué significa esta diferencia: un valor añadido, una diferencia entre generaciones o una variación normal en indicadores de este tipo?

Por una parte, se podría considerar que se trata de un avance real en el resultado por colegios, y que la disparidad en las notas no se debe atribuir a una diferencia en el nivel de dificultad de los exámenes, ya que las preguntas se analizan previamente y las notas se calculan (en realidad, se estiman) según la función logística de tres parámetros de la teoría de respuesta al ítem, desarrollada por Birbaum en 1968 (INEP/MEC, 2011b). Sin embargo, la igualización de las escalas de habilidad solo se puede realizar adecuadamente si hay ítems comunes a las dos pruebas (Andrade, Tavares y Da Cunha Valle, 2000), algo que es inviable en un examen estandarizado e impreso que sirve para entrar en universidades buenas y gratuitas.

Por otra parte, se puede partir del principio de que es difícil que el colegio haya mejorado de hecho en solo un año. En ese sentido, sería fundamental que las medidas de la eficacia escolar basadas en exámenes fueran múltiples, es decir, que abarcasen más de un año. En los modelos de valor añadido longitudinal (relativos a cuánto mejora el alumno con el tiempo), “la mayoría de los autores recomiendan el uso de por lo menos tres medidas” (Martínez Arias, 2009, pág. 225).

1. Análisis multinivel del ENEM de 2009

El número total de registros en los microdatos del ENEM de 2009 es de 4.148.721 alumnos, de los cuales 2.218.191 respondieron al cuestionario socioeconómico y solo 1.339.445 estaban en el último curso de la enseñanza media, según sus propias declaraciones. Aplicando los criterios de validez del INEP, quedaron 811.406 registros

individuales para el análisis multinivel de la clasificación de colegios.

La concordancia en el nivel 1 (estados) fue de 0,77 y en el nivel 2 (colegios) fue de 0,82, lo que muestra que hay más consistencia entre las notas de alumnos del mismo colegio que entre las de alumnos del mismo estado, como era de esperar. A su vez, estos números sugieren que ambos niveles son significativos en el análisis, suposición que fue confirmada comparando la verosimilitud de modelos con y sin estas variables.

El coeficiente de correlación intraclase —para cada uno de los niveles separadamente— fue de 0,25 para los colegios y de 0,03 para los estados. Sin embargo, al calcular el coeficiente de correlación intraclase en el modelo de 3 niveles, la contribución del estado permaneció en un 3%, en tanto que la del colegio disminuyó al 22%, quedando aún el 75% de la varianza total para el nivel individual (véase el cuadro A.4 del anexo). Con esto se puede decir que un 3% del 25% inicialmente atribuido a las diferencias entre las escuelas se puede atribuir, en efecto, a la diferencia entre estados. En un estudio de regresión multinivel con resultados de otro examen brasileño, el Sistema de Evaluación de la Educación Básica (SAEB), se estimó que el porcentaje de variación de los resultados individuales que puede explicarse por el colegio es de un 39%, valor considerablemente mayor de lo que normalmente se encuentra en los países desarrollados (en torno del 20%) y que podría deberse a las grandes diferencias entre los colegios en el Brasil (Franco y otros, 2007). En ese sentido, el grado de diferencias entre los colegios incluidos en la clasificación del ENEM se parece más al de los países desarrollados que al general del Brasil, probablemente debido a las distintas características de las dos pruebas, ya que el SAEB se realiza por muestreo y su objetivo es representar a todos los colegios brasileños, mientras que el ENEM es voluntario y funciona como examen de entrada para la enseñanza superior.

A fin de investigar la influencia de las características de los alumnos y de los colegios en las notas del ENEM, se ajustaron diversos modelos multinivel utilizando el componente NSE y otras variables disponibles en los microdatos de la prueba y del cuestionario (véase el cuadro A.2 del anexo).

En el cuadro A.3 del anexo se presentan los coeficientes de esos modelos, permitiendo determinar en qué medida el contexto altera las características de las notas del alumno. Se observa que el efecto de la mayoría de las variables disminuye al introducir las dos variables de contexto NSE y apenas se altera con la introducción de las demás, lo que sugiere que la variable elaborada

¹¹ En algunos estudios se señala que la teoría de respuesta al ítem tiende a producir resultados más estables a lo largo del tiempo, en comparación con la teoría clásica de las pruebas o contrastes, utilizada hasta 2008 (Andrade, Tavares y Da Cunha Valle, 2000).

con la metodología del programa PISA de 2009 tiene un gran poder explicativo.

Entre las variables que más cambian en el ámbito de los colegios, se puede destacar la dependencia administrativa del colegio. En un primer análisis, los colegios privados parecen mucho mejores que los estatales, por ejemplo, pero la diferencia entre ellos disminuye bastante en la segunda columna. Los colegios federales, por su parte, siguen estando a bastante distancia de los demás una vez que se tiene en cuenta el contexto, lo que indica que son instituciones muy eficientes y capaces de producir buenos resultados incluso en circunstancias desfavorables.

Algo semejante ocurre con la proporción de personas de raza blanca, que es cinco veces menos importante después de tener en cuenta las condiciones de contexto. Sin embargo, si se considera que el color de la piel es una de las variables introducidas en el nivel individual, el hecho de que la proporción de estudiantes blancos en el colegio siga siendo significativa en el modelo completo, sugiere que hay una gran influencia de esta característica en cuanto a los resultados generados por la educación brasileña, conclusión que es corroborada por la relativa estabilidad de la influencia del color de la piel en el nivel individual, como puede verse en el cuadro A.3 del anexo.

A diferencia de la dependencia administrativa, el tipo de colegio parece ejercer una influencia menos vinculada al contexto. Los colegios para adultos, por ejemplo, presentan resultados inferiores a todos los demás en las tres columnas, con pequeñas variaciones. Esto sugiere que las diferencias entre los tipos de colegios son estructurales y el grado de comparación es pequeño, hecho que debería tenerse en cuenta en la forma de publicación de los resultados del ENEM por colegios.

En el cuadro A.3 del anexo se indica que el contexto influye más respecto del colegio que del individuo. Para verificar esta hipótesis se ajustó un modelo con las dos variables estandarizadas (*z-score*) y se obtuvo un coeficiente de 39 para el NSE del colegio y de 10 para el NSE individual.

En consecuencia, se puede decir que a una familia en condiciones menos favorables le valdría la pena llevar a sus hijos a un colegio al que asisten alumnos de contextos más favorables. Teniendo en cuenta que el presente análisis se basa en los resultados de un examen de selección para universidades gratuitas (y para acceder a becas en el caso de universidades privadas), esta conclusión resulta aún más consistente.

Dado el objetivo de investigar el efecto de las variables de contexto en la clasificación de colegios del

ENEM, resulta especialmente relevante la magnitud del poder explicativo del contexto en relación con la nota del alumno o, de forma más específica, el porcentaje de varianza explicada por los modelos. En tal sentido, los resultados de este estudio son significativos tanto para la discusión de las metodologías de valor añadido, como para la clasificación de colegios del ENEM propiamente dicha.

En el ámbito metodológico, corroborando conclusiones anteriores, se observa que el componente NSE, inspirado en el programa PISA, tiene un gran poder explicativo del resultado en los colegios (75%) y que la introducción de las demás variables aumentó la varianza explicada, pero relativamente poco, hasta alcanzar el 79% (véase el cuadro A.4 del anexo). Por lo tanto, parece razonable utilizar únicamente el componente NSE como control del contexto, si se desea realizar un análisis más práctico y con un mínimo de datos ausentes. Sin embargo, para el objetivo del presente estudio resulta más adecuado emplear el modelo completo, que se ajustó mejor a los datos según el análisis de verosimilitud.

En relación con el uso del ENEM como indicador de calidad escolar, en el cuadro A.4 del anexo se revelan algunas limitaciones significativas. Si bien el resultado respecto de los individuos sigue sin estar suficientemente explicado por las variables introducidas en el modelo, no ocurre lo mismo en relación con los colegios y de los estados. Eso significa que, como máximo, se puede atribuir al esfuerzo y al mérito de los colegios el 21% de la variación de las notas en el ámbito de estas instituciones, ya que ese es el porcentaje que no está determinado por factores más allá de su control. Si se realiza el mismo análisis separadamente para los dos “subpromedios”, se constata que este número disminuye al 13% en las notas de la prueba objetiva y aumenta al 38% en las notas de la redacción (véase el cuadro A.5 del anexo).

Aunque este resultado (inédito con los datos del ENEM) no constituya una novedad en el escenario de la investigación internacional, no deja de ser preocupante, en la medida en que este examen se ha ido consolidando año tras año como un relevante indicador de calidad escolar en el Brasil.

En otras palabras, el análisis de la varianza de los residuos en los diferentes niveles de los modelos jerárquicos sugiere que este examen individual podría evaluar los méritos del alumno, pero contiene poca información sobre el mérito de los colegios y los estados cuando se toman en cuenta las condiciones de contexto.

Cabe preguntar, finalmente, en qué medida los “resultados brutos” por colegio (los promedios divulgados anualmente) son diferentes de los “resultados netos”,

es decir, del valor añadido después de considerar las condiciones de contexto. Existe cierta correlación entre las dos notas ($r = 0,51$ $p < 0,001$) que puede visualizarse en el gráfico 3, donde cada punto representa un colegio situado en el plano según dos medidas de calidad.

Simplificando la evaluación de los colegios como “buenos” o “malos” (sobre y bajo el promedio, respectivamente), en la mayoría de los casos (66%) los dos indicadores tuvieron resultados similares. Sin embargo, conviene resaltar que unos 7 mil colegios fueron evaluados de forma opuesta según cada uno de los criterios, cifra bastante significativa. Más específicamente, el 14% de los colegios se consideraron buenos según el promedio bruto, pero malos en términos de valor añadido, mientras que en el 20% de los casos sucedió lo contrario (véase el gráfico 3).

Esta última observación es especialmente problemática, ya que significa que una quinta parte de los colegios fueron evaluados como malos en la clasificación del ENEM, pero obtuvieron resultados por sobre lo esperado cuando se consideraron sus condiciones de contexto. Por

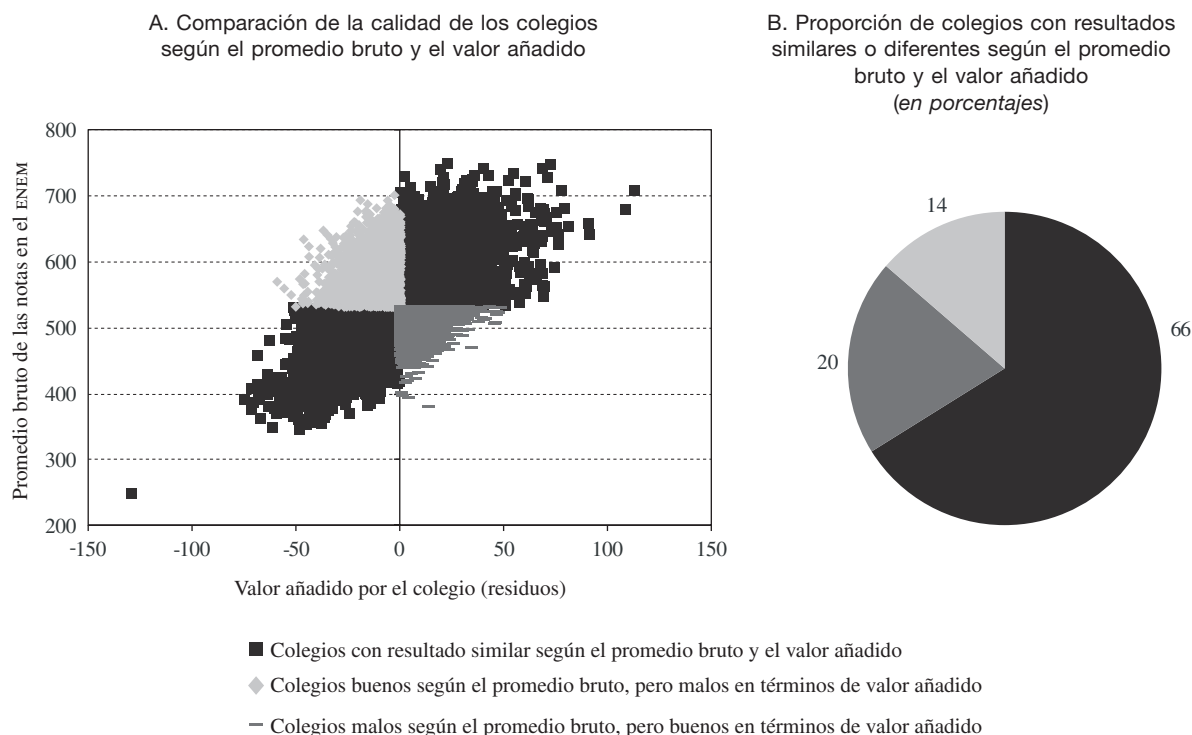
lo tanto, se trataba de colegios meritorios, probablemente en un contexto desfavorable, que podrían estar siendo subvalorados por la publicación anual de los promedios por colegios, divulgada en forma de clasificación ordenada por los grandes medios de comunicación. Este efecto probablemente se agrava debido a las diferencias encontradas entre los colegios incluidos en el ENEM y el promedio del Brasil. En ese sentido, la forma actual de esta política, dirigida a fomentar la calidad de la enseñanza escolar, podría estar provocando en muchos casos un efecto contrario al deseado.

2. Análisis longitudinal: 2009 y 2010

Hasta aquí, se ha considerado el valor que los colegios supuestamente han añadido a los alumnos (en términos de los resultados en el ENEM brasileño), utilizando datos transversales. Para finalizar, se aplicará el otro concepto de valor añadido (véase el gráfico 2) a los microdatos del ENEM mediante información longitudinal, es decir, se averiguará cuánto valor se ha añadido a los colegios a lo

GRÁFICO 3

Brasil: comparación del promedio bruto de las notas correspondientes a los colegios participantes en el ENEM y el valor añadido por esos colegios, 2009



Fuente: Instituto Nacional de Estudios e Investigaciones Educativas (INEP), microdatos del Examen Nacional de Enseñanza Media (ENEM) de 2009.

largo de un cierto período. Dadas las limitaciones de los datos actuales (véase el cuadro 1), esta parte probablemente resulte más útil para el análisis metodológico que para la evaluación propiamente dicha de los colegios brasileños.

¿Cómo afecta la introducción de las variables de contexto a la estabilidad de los datos longitudinales? Se calculan las correlaciones entre los promedios brutos y “netos” (valor añadido) de los colegios en 2009 y 2010, utilizando dos métodos diferentes en 2009. Los resultados indican que hay una considerable estabilidad en los promedios brutos, la que se pierde cuando se controlan las condiciones de contexto (véase el cuadro 5). Esto puede tomarse como un argumento en favor de la publicación de los promedios brutos, tal como se hace actualmente, ya que esos promedios constituirían una medida razonablemente estable y robusta de la eficacia escolar. Sin embargo, teniendo en cuenta que el 79% de la variación de los resultados por colegios se explica por el contexto (véase el cuadro A.4 del anexo) y que la correlación entre el componente NSE de los colegios en 2009 y en 2010 es de 0,95, parece plausible concluir que la estabilidad de los promedios del ENEM se relaciona más con las condiciones del contexto que con el mérito de los colegios.

El cuadro 5 también permite ver que el uso de otras variables de contexto no arrojó resultados muy diferentes en los colegios, en contraste con lo que sucedió en otros estudios. Una posible explicación de esta estabilidad del valor añadido partiendo de diferentes variables consistiría en la inclusión de muchas variables en los modelos (véase el cuadro A.3 del anexo), lo que podría causar un efecto de grupo razonablemente resistente a la modificación de algunas de sus partes. A su vez, con respecto a los estados, el uso de diferentes métodos redujo la estabilidad del valor añadido (véase el cuadro 6), lo que demuestra la complejidad de este tipo de metodología.

En el cuadro 5 también se puede observar que la pendiente del GSE, es decir, la magnitud del cambio de la nota en función del componente NSE, varía mucho de un año a otro. Esto plantea algunas cuestiones sobre la fiabilidad de este tipo de medida en el ámbito de los colegios. Entre los estados, por otra parte, tanto la pendiente como el valor añadido presentan una gran estabilidad entre los dos años cuando se utiliza el mismo método (véase el cuadro 6).

Otra cuestión pertinente acerca de la estabilidad longitudinal de la clasificación del ENEM consiste en si esa estabilidad es homogénea en los diferentes estratos, es decir, entre colegios considerados buenos, medianos o malos. Al analizar separadamente los tres estratos, se percibe que la posición en la clasificación varía más entre los colegios considerados malos que entre los buenos (véase el cuadro A.6 del anexo), lo que podría constituir una segunda prueba¹² de que la clasificación del ENEM no es una fuente de información muy fiable para comparar los peores colegios. Por otra parte, es posible que sea una buena referencia para comparar los mejores colegios, pero más en lo atinente a la eficacia que al mérito de los colegios.

Entre los colegios medianos, se encontró una gran variedad en la posición en la clasificación y poca variación en el promedio, lo que a su vez apoya la idea de que podría existir una precisión excesiva en los promedios. Es decir, pequeñas variaciones en los promedios causan grandes cambios en la posición en la clasificación, sobre todo en el caso de los colegios medianos.

¹² La primera se deriva del cuadro A.1 del anexo.

CUADRO 6

Brasil: correlaciones entre los promedios de las notas correspondientes a los estados en el ENEM y los valores añadidos por los estados, 2009-2010

Variable	Mismo método ^a , año diferente	Método diferente, año diferente	Método diferente, mismo año
Promedio bruto	1	1	1
Valor añadido	0,93	0,60	0,66
Pendiente del gradiente socioeconómico (GSE)	0,91	0,85	0,95

Fuente: Instituto Nacional de Estudios e Investigaciones Educativas (INEP), microdatos del Examen Nacional de Enseñanza Media (ENEM) de 2009 y 2010.

^a El método se refiere, en realidad, a un pequeño aspecto del método: el trío de variables introducido en el análisis de componentes principales para elaborar el componente de nivel socioeconómico (NSE).

VI

Conclusiones

Los resultados aquí obtenidos se pueden dividir en dos grupos, uno relativo a las metodologías de valor añadido y otro referente al examen propiamente dicho. En el primer caso, se investigaron los efectos producidos por la introducción de variables de contexto. En el segundo, se intentó identificar el tipo de información que proporciona la clasificación del ENEM a la sociedad brasileña.

En términos metodológicos, el análisis multinivel del ENEM de 2009 mostró que, aisladamente, la variable de contexto basada en el programa PISA tiene un gran poder explicativo de la nota de los alumnos, especialmente en lo que se refiere a los colegios (75%), mientras que la introducción de las demás variables solo aumentó la varianza explicada al 79%. Se descubrió que el contexto era cuatro veces más importante respecto de los colegios que de los individuos, mientras que entre los estados no resultó significativo en comparación con los otros dos. Al comparar el desempeño de los colegios en términos del promedio bruto y del valor añadido, el 34% de los resultados fueron contradictorios, es decir, el mérito de un tercio de las instituciones no se evaluó adecuadamente teniendo en cuenta los diferentes contextos.

El análisis longitudinal reveló que existe una estabilidad razonable en el promedio bruto entre los dos años ($r = 0,8$), que se reduce al introducir las variables de contexto ($r = 0,5$). La pendiente del GSE, a su vez, resultó bastante inestable ($r = 0,2$), lo que plantea algunas cuestiones relativas a la fiabilidad de esta variable, especialmente cuando se realiza una única medida. En el ámbito de los estados, todos los indicadores se comportaron de manera estable entre 2009 y 2010.

Por otra parte, las diferencias de desempeño entre los colegios públicos y privados se redujeron bastante al considerar las condiciones de contexto, algo que no sucedió al comparar los colegios normales y los colegios para adultos. Las diferencias de desempeño entre diferentes “razas” (el color de la piel) también se mantuvieron después de considerar el efecto del contexto socioeconómico, si bien se necesitan más estudios a este respecto.

La clasificación del ENEM de 2009 abarca el 35% de los colegios de enseñanza media en el Brasil, con unas condiciones de infraestructura superiores al promedio nacional, debido a la finalidad y al carácter voluntario del examen. El análisis multinivel puso de manifiesto que el 3% de la variación en las notas puede

atribuirse al estado, el 22% a los colegios y el 75% a los alumnos. Las notas de la prueba objetiva sufrieron una mayor influencia del contexto (87%) que las notas de la redacción (62%), lo que puede significar que la redacción es más justa (en términos de méritos) o menos fiable que la primera. Es necesario realizar más estudios para investigar estas dos hipótesis. Al comparar los dos años, se percibe que la estabilidad de los promedios es mayor en los “mejores” colegios y que en las instituciones “medias” hay grandes variaciones en cuanto a la posición en la clasificación y pequeñas variaciones en cuanto al promedio.

Estos resultados indican que la clasificación del ENEM presenta serias limitaciones como indicador de calidad escolar a nivel nacional. Los peores colegios en esta clasificación no deberían considerarse los peores del Brasil y, entre los colegios “medios”, la diferencia en los promedios es muy pequeña. Los mejores colegios, por otra parte, presentan cierta estabilidad en el promedio bruto. Esta estabilidad puede significar que el examen es más informativo para los estratos superiores de la escala de habilidades, lo que sería comprensible dada su finalidad de selección para la enseñanza superior. Es necesario realizar otros estudios para verificar esta hipótesis.

En definitiva, ¿qué tipo de información proporciona a la sociedad brasileña la clasificación de colegios del ENEM? Los resultados de este estudio indican que, al limitarse al desempeño bruto, la clasificación representa más las condiciones socioeconómicas de los colegios que su mérito, teniendo en cuenta las diferencias de contexto. Esto se debe a que: i) el contexto puede explicar cuatro quintas partes de la varianza de las notas entre los colegios; ii) los promedios brutos son estables y el valor añadido es inestable, y iii) las condiciones de contexto de los colegios son aún más estables ($r = 0,95$) en los dos años analizados.

En consecuencia, este indicador de calidad escolar podría ser utilizado apropiadamente por familias que deseen elegir una universidad para sus hijos y disfruten de buenas condiciones económicas. Sin embargo, para las familias menos favorecidas y para el Estado (en lo relativo a las políticas de responsabilidad y rendición de cuentas), la clasificación de colegios del ENEM es poco informativa e incluso engañosa. Otorgarle un valor excesivo podría provocar un incremento de las

desigualdades entre los colegios, ya que contribuiría a subvalorar instituciones que hacen un buen trabajo en condiciones precarias y a favorecer a aquellas que se dedican a estratos socioeconómicos altos de la sociedad

brasileña. Estas conclusiones confirman otros resultados de la literatura internacional, lo que apunta a la necesidad de crear otros indicadores de calidad escolar en los países democráticos.

ANEXO

CUADRO A.1

Brasil: comparación de los colegios presentes en el ENEM con el total de los colegios, 2009
(En número de colegios y porcentajes)

Característica	Colegios en la clasificación del ENEM	Todos los colegios de enseñanza secundaria ^a	Todos los colegios
Número de colegios ^b	18 605	30 554	255 445
Urbanos ^c	97,2	92,1	53,0
Privados (en porcentajes) ^c	24,6	30,9	19,8
Red pública de agua ^c	93,5	90,3	64,1
Red pública de alcantarillado (en porcentajes) ^c	69,0	66,2	40,7
Sala de informática ^c	90,3	81,8	23,2
Laboratorio de ciencias ^c	53,2	43,4	7,2
Cancha de deportes ^c	80,1	68,6	21,5
Biblioteca (en porcentajes) ^c	75,1	71,3	25,3
Fotocopiadora ^c	67,6	63,5	30,7
Internet de banda ancha ^c	76,5	71,4	32,2

Fuente: Instituto Nacional de Estudios e Investigaciones Educativas (INEP), microdatos del Examen Nacional de Enseñanza Media (ENEM) y del Censo Escolar de 2009.

^a Solo de enseñanza regular y de enseñanza de jóvenes y adultos.

^b Número de colegios.

^c En porcentajes.

CUADRO A.2

Brasil: variables incluidas en el modelo completo utilizando los datos del ENEM de 2009

Variable	Nivel ^a	Tipo
Promedio	0	Numérica
Color de la piel	0	Catégorica
Sexo	0	Catégorica
Religión	0	Catégorica
Componente de nivel socioeconómico (NSE) individual	0	Numérica
Componente de nivel socioeconómico (NSE) del colegio	2	Numérica
Dependencia administrativa	2	Catégorica
Modalidad	2	Catégorica
Proporción de alumnos blancos	2	Numérica
Proporción de alumnos que realizaron el curso preparatorio	2	Numérica

Fuente: Instituto Nacional de Estudios e Investigaciones Educativas (INEP), microdatos del Examen Nacional de Enseñanza Media (ENEM) de 2009.

^a Los niveles están numerados de lo más general a lo más particular (1 = estado, 2 = colegio) y el nivel 0 equivale al individuo.

CUADRO A.3

Brasil: efectos de la introducción de las variables de contexto utilizando los datos del ENEM de 2009

	Modelos univariados	Modelos con componentes de nivel socioeconómico (NSE) en los dos niveles	Modelo completo
Componente de nivel socioeconómico (NSE)			
NSE (individual)	10	8	8
NSE (promedio del colegio)	41	36	22
Nivel del individuo			
Sexo [femenino]	0	0	0
Sexo [masculino]	-15	-17	-17
Color [blanco]	0	0	0
Color [pardo]	-9	-7	-6
Color [negro]	-16	-13	-11
Color [amarillo]	-11	-10	-10
Color [indígena]	-34	-31	-29
Religión [católica]	0	0	0
Religión [protestante/evangélica]	7	7	9
Religión [espiritismo]	13	9	10
Religión [umbanda/candomblé]	-9	-13	-8
Religión [otra]	13	11	14
Religión [sin religión]	17	14	18
Nivel del colegio			
Dependencia administrativa [federal]	0	0	0
Dependencia administrativa [estatal]	-108	-65	-66
Dependencia administrativa [municipal]	-97	-57	-57
Dependencia administrativa [privado]	-17	-39	-41
Tipo [regular]	0	0	0
Tipo [jóvenes y adultos]	-48	-42	-42
Proporción de alumnos blancos	162	41	30
Proporción de alumnos que realizaron el curso preparatorio	109	8	8

Fuente: Instituto Nacional de Estudios e Investigaciones Educativas (INEP), microdatos del Examen Nacional de Enseñanza Media (ENEM) de 2009.

Nota: los ceros en estas categorías son, en realidad, referencias de las variables categóricas, mientras que los coeficientes de las otras categorías son relativos a las primeras.

Coefficientes de diversos modelos ($p < 0,01$), teniendo como variable de respuesta la nota del alumno. En la primera columna, las variables explicativas están solas, en la segunda están acompañadas del componente NSE respecto de los individuos y de los colegios y en la tercera columna se muestra el modelo compuesto por todas las variables juntas. Como las variables no están estandarizadas, las comparaciones deben realizarse horizontalmente. Las únicas comparaciones verticales que tienen sentido son las efectuadas entre factores de la misma variable categórica (identificable mediante los corchetes).

CUADRO A.4

Brasil: varianza de los residuos y varianza explicada en los resultados del ENEM de 2009

	Intercepto del nivel 1 (estado)	Intercepto del nivel 2 (colegio)	Residuos individuales
Varianza en el modelo 0	356	2 507	8 482
Varianza en el modelo 1 (solo variables del nivel individual)	197	1 658	8 191
Varianza en el modelo 2 (NSE en los dos niveles)	121	637	8 305
Varianza en el modelo 3 (completo)	74	529	8 129
Varianza dentro del modelo 0	0,03	0,22	0,75
Varianza explicada del modelo 1	0,45	0,34	0,03
Varianza explicada del modelo 2	0,66	0,75	0,02
Varianza explicada del modelo 3	0,79	0,79	0,04

Fuente: Instituto Nacional de Estudios e Investigaciones Educativas (INEP), microdatos del Examen Nacional de Enseñanza Media (ENEM) de 2009.

CUADRO A.5

Brasil: varianza de los residuos de la prueba objetiva y de redacción del ENEM de 2009

(En valores absolutos y porcentajes)

	Intercepto del nivel 1 (estado)	Intercepto del nivel 2 (colegio)	Residuos individuales
Nota de la prueba objetivo (modelo nulo)	453	2 500	4 133
Nota de la redacción (modelo nulo)	348	3 064	23 497
Nota de la prueba objetiva (modelo completo)	88	312	3 929
Nota de la redacción (modelo completo)	240	1 160	22 413
Varianza explicada de la prueba objetiva (en porcentajes)	80,6	87,5	4,9
Varianza explicada de la redacción (en porcentajes)	31,0	62,1	4,6

Fuente: Instituto Nacional de Estudios e Investigaciones Educativas (INEP), microdatos del Examen Nacional de Enseñanza Media (ENEM) de 2009.

CUADRO A.6

Brasil: desviaciones estándar de las diferencias de los resultados en el ENEM, por estratos, 2009-2010

	Desviación estándar de la diferencia entre los promedios brutos	Desviación estándar de la diferencia entre las posiciones en la clasificación
Dos mil mejores en 2009	26,6	1 055
Dos mil medianos en 2009	25,8	3 300
Dos mil peores en 2009	32,4	2 803

Fuente: Instituto Nacional de Estudios e Investigaciones Educativas (INEP), microdatos del Examen Nacional de Enseñanza Media (ENEM) de 2009 y 2010.

Bibliografía

- Andrade, E.C. (2008), "'School accountability' no Brasil: experiências e dificuldades", *Revista de Economia Política*, vol. 28, N° 3, São Paulo, Centro de Economía Política.
- Andrade, D.F., H.R. Tavares y R. da Cunha Valle (2000), *Teoria da resposta ao item: conceitos e aplicações*, São Paulo, Asociación Brasileña de Estadística (ABE).
- Apple, M.W. (2001), "Comparing neo-liberal projects and inequality in education", *Comparative Education*, vol. 37, N° 4, Taylor & Francis.
- Bliese, P. (2012), "Multilevel: Multilevel Functions. R package version 2.4" [en línea] <http://cran.r-project.org/package=multilevel>.
- Brandão, Z. (2000), "Fluxos escolares e efeitos agregados pelas escolas", *Em Aberto*, vol. 17, N° 71, Brasília, Instituto Nacional de Estudios e Investigaciones Educativas (INEP).
- Dubet, F. (2004), "O que é uma escola justa?", *Cadernos de Pesquisa*, vol. 34, N° 123.
- Ferrão, M.E. (2009), "Sensibilidad de las especificaciones de los modelos de valor añadido: Midiendo el estatus socioeconómico", *Revista de Educación*, N° 348, Madrid, Ministerio de Educación, Cultura y Deporte.
- Franco, C. y otros (2007), "Qualidade e equidade em educação: reconsiderando o significado de 'fatores intra-escolares'", *Ensaio*, vol. 15, N° 55, Río de Janeiro.
- Gobierno de España (2006), "Ley orgánica 2/2006, de 3 de mayo, de educación" [en línea] http://www.boe.es/boe/consultas/bases_datos/doc.php?id=BOE-A-2006-7899.
- Heck, R.H. (2000), "Examining the impact of school quality on school outcomes and improvement: a value-added approach", *Educational Administration Quarterly*, vol. 36, N° 4, SAGE.
- Heckman, J.J. (1976), "The common structure of statistical models of truncation, sample selection and limited dependent variables and a simple estimator for such models", *Annals of Economic and Social Measurement*, vol. 5, N° 4, Cambridge, Massachusetts, National Bureau of Economic Research (NBER).
- INEP/MEC (Instituto Nacional de Estudios e Investigaciones Educativas/Ministerio de Educación) (2011a), "Nota técnica. Médias do ENEM 2010 por escola" [en línea] <http://inep.gov.br/>.
- _____ (2011b), "Nota técnica. Procedimento de cálculo das notas do Enem" [en línea] <http://inep.gov.br/>.
- _____ (2010), "Nota técnica. Médias do ENEM 2009 por escola" [en línea] <http://inep.gov.br/>.
- _____ (2007), "Nota técnica. Notas médias do Enem 2006 por município e por escola dos alunos concluintes do ensino médio em 2006" [en línea] <http://inep.gov.br/>.
- Karsten, S., A. Visscher y T. de Jong (2001), "Another side to the coin: the unintended effects of the publication of school performance data in England and France", *Comparative Education*, vol. 37, N° 2, Taylor & Francis.
- Keeves, J.P., N. Hungi y T. Afrassa (2005), "Measuring value added effects across schools: should schools be compared in performance?", *Studies in Educational Evaluation*, vol. 31, N° 2-3, Amsterdam, Elsevier.
- Ladd, H.F. y R.P. Walsh (2002), "Implementing value-added measures of school effectiveness: getting the incentives right", *Economics of Education Review*, vol. 21, N° 1, Amsterdam, Elsevier.
- Linn, R.L. y C. Haug (2002), "Stability of school-building accountability scores and gains", *Educational Evaluation and Policy Analysis*, vol. 24, N° 1, Washington, D.C., American Educational Research Association.
- Luyten, H. (1994), "Stability of school effects in Dutch secondary education: the impact of variance across subjects and years", *International Journal of Educational Research*, vol. 21, N° 2.

- Mandeville, G.K. (1988), "School effectiveness indices revisited: cross-year stability", *Journal of Educational Measurement*, vol. 25, N° 4, Wiley.
- Martínez Arias, R. (2009), "Usos, aplicaciones y problemas de los modelos de valor añadido en educación", *Revista de Educación*, N° 348, Madrid, Ministerio de Educación, Cultura y Deporte.
- Martínez Arias, R., J.L. Gaviria Soto y M. Castro Morera (2009), "Concepto y evolución de los modelos de valor añadido en educación", *Revista de Educación*, N° 348, Madrid, Ministerio de Educación, Cultura y Deporte.
- McCaffrey, D.F. y otros (2004), "Models for value-added modeling of teacher effects", *Journal of Educational and Behavioral Statistics*, vol. 29, N° 1, SAGE.
- MEC (Ministerio de Educación) (2002), *Examen Nacional de Ensimio Médio (ENEM): documento básico 2002*, Brasilia.
- Meyer, R.H. (1997), "Value-added indicators of school performance: a primer", *Economics of Education Review*, vol. 16, N° 3, Amsterdam, Elsevier.
- Murillo Torrecilla, F.J. (2005), *La investigación sobre eficacia escolar*, Barcelona, Octaedro.
- OCDE (Organización de Cooperación y Desarrollo Económicos) (2010), *PISA 2009 Results. Overcoming Social Background: Equity in Learning Opportunities and Outcomes (Volume II)*, París, OECD Publishing.
- Oliveira, R.P. de y G.C. Araujo (2005), "Qualidade do ensino: uma nova dimensão da luta pelo direito à educação", *Revista Brasileira de Educação*, N° 28, Río de Janeiro.
- Passarinho, N. (2012), "MEC vai substituir a Prova Brasil pelo Enem em cálculo do Ideb, diz ministro" [en línea] <http://g1.globo.com/vestibular-e-educacao/noticia/2012/08/mec-vai-substituir-prova-brasil-pelo-enem-em-calculo-do-ideb-diz-ministro.html>.
- Raudenbush, S.W. y A.S. Bryk (2002), *Hierarchical Linear Models: Applications and Data Analysis Methods*, Thousand Oaks, SAGE Publications.
- Raudenbush, S.W. y J.D. Willms (1995), "The estimation of school effects", *Journal of Educational and Behavioral Statistics*, vol. 20, N° 4, Washington, D.C., American Educational Research Association.
- Ray, A., H. Evans y T. McCormack (2009), "El uso de los modelos nacionales de valor añadido para la mejora de las escuelas británicas", *Revista de Educación*, N° 348, Madrid, Ministerio de Educación, Cultura y Deporte.
- Reckase, M.D. (2004), "The real world is more complicated than we would like", *Journal of Educational and Behavioral Statistics*, vol. 29, N° 1, Washington, D.C., American Educational Research Association.
- Saunders, L. (1999), "A brief history of educational 'value added': how did we get to where we are?", *School Effectiveness and School Improvement: An International Journal of Research, Policy and Practice*, vol. 10, N° 2, Taylor & Francis.
- Tekwe, C.D. y otros (2004), "An empirical comparison of statistical models for value added assessment of school performance", *Journal of Educational and Behavioral Statistics*, vol. 29, N° 1, Washington, D.C., American Educational Research Association.
- Thomas, S. (1998), "Value-added measures of school effectiveness in the United Kingdom", *Prospects*, vol. 28, N° 1, Springer.
- Thomas, S. y otros (1997), "Stability and consistency in secondary schools' effects on students' GCSE outcomes over three years", *School Effectiveness and School Improvement: An International Journal of Research, Policy and Practice*, vol. 8, N° 2, Taylor & Francis.
- Van Petegem, P. y otros (2005), "Publishing information on individual schools?", *Educational Research and Evaluation: An International Journal on Theory and Practice*, vol. 11, N° 1, Taylor & Francis.
- West, A. y H. Pennell (2000), "Publishing school examination results in England: incentives and consequences", *Educational Studies*, vol. 26, N° 4, Taylor & Francis.
- Willms, J.D. (2006), *Learning Divides: Ten Policy Questions About the Performance and Equity of Schools and Schooling Systems*, Montreal, Instituto de Estadística de la UNESCO.
- Zhang, X. e Y. Zha (2010), "On 'abandoning examination' phenomenon of Gaokao", [en línea] http://en.cnki.com.cn/Article_en/CJFDTOTAL-HJKS201012007.htm.

Fondo Constitucional de Financiamiento del Nordeste del Brasil: efectos diferenciados sobre el crecimiento económico de los municipios

*Ricardo Brito Soares, Fabrício Carneiro Linhares,
Marcos Falcão Gonçalves y Luiz Fernando Gonçalves Viana*

RESUMEN

En este artículo se investigan los efectos de las inversiones realizadas por el Fondo Constitucional de Financiamiento del Nordeste (FNE) en el crecimiento económico de los municipios de esa región en la década de 2000. Para ello se utiliza un marco empírico basado en modelos de crecimiento que permiten la formación de clubes de convergencia según el nivel de desarrollo inicial del municipio. Los resultados corroboran la estrategia empírica y revelan la existencia de cuatro grupos de municipios donde los flujos de inversión mediante el FNE afectan al crecimiento de manera diferente. En general, el FNE produce efectos positivos y significativos en la mayoría de los municipios del Nordeste, con excepción de aquellos cuyo producto interno bruto (PIB) per cápita era muy bajo o muy alto a comienzos de la década, donde sus efectos no resultaron significativos.

PALABRAS CLAVE

Crecimiento económico, desarrollo regional, gobierno municipal, financiación del desarrollo, fondos, evaluación, modelos econométricos, Brasil

CLASIFICACIÓN JEL

O21, O40, R11

AUTORES

Ricardo Brito Soares es profesor adjunto del curso de posgrado en economía (CAEN) de la Universidad Federal de Ceará (UFC), Brasil. ricardosoares@caen.ufc.br

Fabrício Carneiro Linhares es profesor adjunto del curso de posgrado en economía (CAEN) de la Universidad Federal de Ceará (UFC), Brasil. flinhares@caen.ufc.br

Marcos Falcão Gonçalves es investigador en el Escritório Técnico de Estudos Econômicos do Nordeste (ETENE) del Banco do Nordeste del Brasil (BNB) y profesor de la Facultad Cearense, Brasil. marcosfalcaogoncalves@gmail.com

Luiz Fernando Gonçalves Viana es investigador en el Escritório Técnico de Estudos Econômicos do Nordeste (ETENE) del Banco do Nordeste del Brasil (BNB) y profesor de la Faculdade de Fortaleza (FaFor) y de la Faculdade de Ensino e Cultura do Ceará (FAECE), Brasil. luizfernandogv@bnb.gov.br

I

Introducción

El Fondo Constitucional de Financiamiento del Nordeste (FNE), creado a partir de la Constitución de 1988, tiene como objetivo desarrollar y perfeccionar el sistema productivo de esa zona para reducir las desigualdades históricas entre las regiones. La principal herramienta del fondo consiste en la expansión de la oferta de crédito subsidiado en diversos programas de financiamiento, que comprenden empresas de diversos sectores y tamaños. Este programa de crédito ha evolucionado a lo largo de la décadas de 1990 y de 2000, hasta convertirse en uno de los principales instrumentos de estímulo a la iniciativa empresarial regional y al desarrollo productivo.

La participación del FNE en el total de financiamientos a largo plazo en el Nordeste llegó al 64% entre 2002 y 2009, mientras que las inversiones programadas para los años siguientes superaban los 10 mil millones de reales al año¹. A medida que los recursos del fondo público aumentan y se consolidan como instrumento de política regional, se espera que —como contrapartida social— la capacidad de generar riqueza en las regiones menos desarrolladas se incremente en la misma proporción. O, de manera más pragmática, es de esperar que la inyección de un mayor volumen de este tipo de crédito subsidiado en las economías locales pueda fomentar su crecimiento económico.

Esta posibilidad es objeto de exhaustivos análisis en el contexto de la Unión Europea, donde mediante los llamados fondos estructurales se procura acelerar la dinámica de crecimiento de los países y regiones menos desarrollados que forman parte de ese mercado común². En el caso del Brasil, los estudios dedicados al análisis empírico de la contribución de los fondos regionales al crecimiento económico son escasos. Además de los análisis de impacto en los que se utiliza la matriz de insumo-producto (Mesquita, 1996; Rodrigues, 1998), se destacan solo dos artículos: los de Oliveira y Domingues (2005) y Resende (2012a)³. Mientras que en el primero se analizan los efectos del Fondo Constitucional de Financiamiento del Centro-Oeste (FCO) y del Fondo Constitucional de Financiamiento del Norte (FNO) en el

diferencial de crecimiento de los municipios beneficiarios, en el segundo se examinan los efectos del FNE al mismo nivel de agregación macroeconómica. Un elemento común a estos artículos es la utilización de modelos econométricos tradicionales, con los que se investigan las perspectivas de convergencia entre regiones, según el enfoque de Barro y Sala-i-Martin (1992)⁴. Los resultados de ambos trabajos indicaron la ausencia de un efecto medio de las variables relacionadas con los fondos.

Sin embargo, al evaluar los efectos de los fondos públicos en el sector municipal, no se puede ignorar que su importancia y sus repercusiones pueden variar en municipios con diferentes niveles de desarrollo inicial. En las macrorregiones con relativo atraso económico (Norte, Nordeste y Centro-Oeste), la heterogeneidad de los municipios es evidente y está institucionalizada en la propia Política Nacional de Desarrollo Regional (PNDR) (Ministerio de Integración Nacional, 2005). En esta se distinguen cuatro tipos de municipios (de altos ingresos, de bajos ingresos, dinámicos y estancados) a partir de la combinación de las variables ingreso domiciliario medio y crecimiento del PIB per cápita, y se proporcionan las pautas para formular líneas de acción específicas adecuadas a cada tipo municipal. En el ámbito de los fondos regionales, además de los planes de distribución de recursos para cada conjunto de municipios tipificados, el Ministerio de Integración Nacional exige a los administradores la presentación de informes de seguimiento y resultados de acuerdo con esta clasificación intrarregional⁵.

Esta preocupación por la heterogeneidad en las dinámicas de crecimiento se incorporó a una gama de modelos no lineales, que permiten la formación de clubes de convergencia, según el enfoque propuesto por Durlauf y Johnson (1995). Con esos modelos es posible probar y estimar los efectos diferenciados de los cofactores que afectan al crecimiento económico. La formación de clubes de convergencia en el sector municipal, por ejemplo, muestra los municipios que tienen posibilidades

¹ Véase Banco do Nordeste (2011).

² Véase una revisión de la literatura en Dall'Erba, Guillain y Gallo (2011).

³ Véanse análisis de impacto del FNE en el nivel microeconómico de las empresas en Silva, Resende y Silveira Neto (2009); Soares, Sousa y Pereira Neto (2009) y Resende (2012a).

⁴ Cabe destacar que en cada artículo se agregaron a los modelos de convergencia especificidades de los respectivos estudios de caso, como los efectos espaciales en Oliveira y Domingues (2005) y la estimación en dos etapas en Resende (2012a).

⁵ Banco do Nordeste do Brasil (BNB) en el caso del FNE; Banco da Amazônia (BASA) en el caso del FNO, y Banco del Brasil (BB) en el caso del FCO.

de convergencia condicional parecidas entre sí, y diferentes entre los grupos (clubes). Cabe señalar que la identificación y formación de clubes en estos modelos no se realizan de manera *ad hoc*, sino que es el resultado de la estructura del modelo y de los datos. En otras palabras, es la estimación de las dinámicas de crecimiento diferenciadas la que define las tipologías regionales.

La identificación de diferentes patrones de crecimiento en forma endógena ya figura en algunos estudios acerca del Brasil. Sobre la base de modelos de paneles dinámicos, Trompieri Neto, Castelar y Linhares (2008) fueron pioneros en analizar el proceso de convergencia de los PIB per cápita estaduais con la posibilidad de formación de clubes. Utilizando datos de 1985-2007, los autores sugieren la existencia de dos clubes de convergencia de la tasa de crecimiento. En forma análoga, Cabral (2008) también identificó la formación de dos clubes de convergencia en el Brasil empleando la metodología propuesta por Phillips y Sul (2007). De acuerdo con Penna (2011), que aborda el tema con diferentes metodologías, la formación de clubes de convergencia de los estados brasileños es estadísticamente significativa, tanto en modelos de datos de panel como en modelos de datos transversales. En otro estudio, en el que se emplean una técnica econométrica y una base de datos similares a las adoptadas en este trabajo, Oliveira y otros (2011) encuentran pruebas que sugieren la existencia de varios clubes de convergencia basados en la dinámica de los PIB per cápita municipales.

En ese contexto, mediante el presente estudio se procura determinar si los efectos del FNE en el crecimiento

de los municipios también pueden variar de acuerdo con su grado de desarrollo inicial. Con ese fin se utiliza el algoritmo de Hansen (2000) para un modelo de crecimiento que incluye como variable de interés el volumen de recursos de los programas del FNE destinados a los municipios. De ese modo, el análisis de los efectos del FNE y su heterogeneidad en el crecimiento económico de los municipios nordestinos realizado en este trabajo constituye un aporte a la literatura sobre el tema.

La existencia de efectos diferenciados no solo mejora las propiedades estadísticas de los modelos de crecimiento estimados, sino que —sobre todo— evidencia la heterogeneidad intrarregional del Nordeste de acuerdo con la Política Nacional de Desarrollo Regional (PNDR). No obstante, es posible y probable que las clasificaciones *ad hoc* definidas en dicha política y aquellas tomadas de los modelos estimados no coincidan plenamente. En ese caso, además de las consideraciones conceptuales, la dirección de las acciones y los recursos mediante la PNDR pueden producir ineficiencias reales.

Este trabajo se divide en cinco secciones, además de la Introducción. Mientras que en la segunda sección se examina la relación entre el crédito y el crecimiento económico, en la tercera se describen el FNE y su distribución en los municipios del Nordeste. En la cuarta sección se presentan los datos y la metodología utilizados para la estimación del modelo de impacto del FNE. En la quinta sección se exponen y analizan los resultados encontrados y en la sexta, a modo de conclusión, se realizan advertencias y consideraciones inductivas sobre el tema.

II

Relación entre el crédito y el crecimiento económico

Joseph Schumpeter fue uno de los pioneros en la defensa de los medios financieros como impulsores del desarrollo económico. De acuerdo con su concepción, el sistema financiero ofrece un conjunto de servicios que facilitan la canalización del ahorro de la sociedad hacia actividades productivas e innovadoras, que constituyen las piezas claves del crecimiento económico.

Los efectos de los medios financieros en el crecimiento del producto (o de los ingresos) se formalizaron por primera vez en los trabajos de

Goldsmith (1969); McKinnon (1973), y Shaw (1973). Mientras que Goldsmith (1969) hace hincapié en que el desarrollo de la intermediación financiera aumenta la eficiencia del proceso de asignación de inversiones en la economía, McKinnon (1973) y Shaw (1973) subrayan que ese desarrollo puede apalancar la tasa de ahorro de la economía y, por consiguiente, su nivel de inversión. Independientemente de sus perspectivas teóricas, estos autores concluyen que la cantidad y la calidad de los servicios del sector financiero son en

parte responsables de las diferencias en las tasas de crecimiento de los países.

De acuerdo con De Gregorio y Guidotti (1995) y Levine (2004), este efecto en la tasa de actividad de la economía puede apreciarse en forma sencilla mediante los modelos tradicionales de crecimiento económico, donde la trayectoria de la expansión del producto per cápita hacia el estado estacionario de equilibrio está determinada por la tasa de ahorro y la productividad marginal del capital.

Desde el punto de vista de Goldsmith (1969), tal vez el más difundido, la amplitud de los diferentes servicios en el mercado financiero —como captación de recursos, oferta de crédito, procesamiento de datos de mercado y gestión de riesgos— supone un mejoramiento del proceso de asignación de recursos para estimular el aumento de la productividad. Por ejemplo, Boyd y Prescott (1986) afirman que, sin el sector financiero intermediario, el inversionista tendría que incurrir en altos costos para identificar las oportunidades de inversión y evaluar los riesgos y esto restringiría la dinámica de la asignación de recursos. Algunos autores, como Greenwood y Jovanovic (1990); Bencivenga y Smith (1991); Levine (1992), y King y Levine (1993) muestran, mediante modelos de crecimiento endógeno, que el papel analítico e investigativo del intermediario financiero ayuda a dirigir los recursos a los proyectos con mejores posibilidades de presentar avances productivos e innovación, es decir, a los que ofrecen mayor rendimiento.

Desde esa perspectiva, que concuerda con la schumpeteriana, la oferta de crédito de las instituciones financieras, basada en el asesoramiento de sus analistas con respecto a los indicadores de actividad económica y riesgo, puede acelerar el crecimiento gracias a sus efectos positivos en la productividad del capital. Según las estimaciones de Bayoumi y Melander (2008), una reducción del 2,5% de la oferta general de crédito de una economía se traduce en una contracción del PIB de alrededor del 1,5%. Ese efecto esperado del crédito en la economía es incluso citado por Keynes (1943) en su obra clásica *Teoría general de la ocupación, el interés y el dinero*, en la que afirma que:

“El crédito es de fundamental importancia para el desarrollo económico, no solo por su impacto directo en la acumulación de capital y sus reflejos en la distribución de ingresos y la actividad innovadora. El crédito tiene también gran importancia en la formación de expectativas, de forma que, si está bien empleado y se garantizan los buenos resultados de las inversiones, produce un aumento del optimismo en la economía”.

En concordancia con McKinnon (1973) y Shaw (1973), un sistema financiero operacional es esencial para movilizar el ahorro y reducir las restricciones financieras externas que dificultan la expansión de empresas e industrias. Al atender diferentes exigencias en cuanto a la formación de una cartera adecuada, la diversidad de los servicios financieros puede constituir un estímulo para los ahorristas. De acuerdo con Jappelli y Pagano (1994), el sector financiero cumple el papel de aliviar las restricciones impuestas sobre los prestatarios en vista de las perspectivas de ingresos futuros, incrementando así la tasa de ahorro agregada. Siguiendo el razonamiento de Bourguignon (2002), las incertidumbres e imperfecciones de los mercados de crédito hacen que el rendimiento del capital dependa principalmente de la riqueza inicial de los individuos, lo que penaliza en gran medida la capacidad de inversión de la sociedad.

En resumen, la oferta de crédito —o, de modo más general, el desarrollo de los medios financieros— influye en el crecimiento económico, ya sea acrecentando la eficacia de la orientación de los recursos hacia las actividades más productivas (con mayores posibilidades de aumento de la productividad) o incrementando la tasa de ahorro y, en consecuencia, la inversión. Como se teoriza en el modelo propuesto por Aghion, Howitt y Mayer-Foulkes (2004), las tasas de crecimiento del producto de las economías con un nivel de desarrollo financiero suficientemente alto convergerán hacia la tasa de crecimiento establecida por la frontera tecnológica mundial, mientras que las tasas de crecimiento del producto de todas las demás economías serán estrictamente menores a largo plazo.

Desde el punto de vista empírico, la relación entre la disponibilidad y la utilización del crédito y el crecimiento económico varía según el estudio de caso y el método de análisis elegido. En general, se observa una correlación de causalidad positiva entre estas variables. En el Brasil, entre otros trabajos que evidencian esta causalidad, se pueden citar Matos (2002); Marques Jr. y Porto Jr. (2004); Chinelatto Neto (2007), y Rocha y Nakane (2007).

Sin embargo, los efectos del crédito subsidiado con fondos públicos en el crecimiento y en la disminución de las desigualdades regionales constituyen un tema menos explorado en la literatura. Si bien el crédito subsidiado como instrumento de política regional no es algo nuevo, solo a partir de la formación de mercados únicos y del auge de los programas de crédito para las clases sociales más bajas en los diversos sectores económicos en los años noventa, el interés en dicho crédito se ha renovado. Por ejemplo, mediante la política de cohesión de la Unión

Europea —que se basa en la transferencia de fondos estructurales para financiar programas de concesión de crédito— se procura disminuir las desigualdades existentes entre los países miembros apoyando la formación de estructuras productivas y fomentando los mercados locales.

Los efectos de los fondos estructurales europeos en el crecimiento económico siguen siendo una cuestión abierta. Dall'Erba y De Groot (2006) analizaron 11 estudios empíricos realizados durante la década de 2000 y encontraron tanto efectos positivos como insignificantes o incluso negativos.

III

El Fondo Constitucional de Financiamiento del Nordeste y los estudios de sus efectos en el crecimiento

En el Brasil, los fondos constitucionales regionales (FNE, FCO, FNO) se forman a partir de la recaudación anual del 3% del impuesto sobre los productos industrializados (IPI) y del impuesto a la renta. Su objetivo es mejorar la capacidad de crecimiento de las macrorregiones menos desarrolladas (Nordeste, Centro-Oeste y Norte, respectivamente) para disminuir las desigualdades regionales en el país.

Administrado por el Banco do Nordeste do Brasil (BNB) desde su creación en 1988, el FNE abarca 1.990 municipios situados en todos los estados nordestinos y en el norte de los estados de Minas Gerais y Espírito Santo, incluidos en el área de actuación de la Superintendencia para el Desarrollo del Nordeste (SUDENE) (Brasil, 1999). El financiamiento de las inversiones productivas se realiza mediante programas de préstamos, cuyo principal atractivo son las tasas de interés subsidiadas, que están muy por debajo de las tasas del mercado⁶. A fin de estimular la demanda, además de las disponibilidades de las agencias bancarias, se designan agentes de desarrollo para analizar y orientar las oportunidades locales de negocios en todos los sectores y de todos los tamaños⁷.

Como se puede apreciar en el gráfico 1, el volumen de recursos aplicados ha ido aumentando a lo largo de la existencia del fondo. En particular se observa un incremento considerable a partir de 2002, que obedece tanto al mayor crecimiento de la economía como a

los estímulos del gobierno tendientes a ampliar la disponibilidad de crédito para la región Nordeste.

Al examinar la distribución sectorial de los recursos en el período 2002 - 2008, se verifica que el FNE financió emprendimientos en todos los sectores económicos. Cabe destacar que el 46,5% del financiamiento se destinó al sector rural, debido a la propia dinámica de la economía nordestina, tradicionalmente caracterizada por la producción agropecuaria. En segundo lugar figuran el sector industrial y el turismo con el 22,4% de los recursos invertidos, seguidos por el sector comercio y servicios con el 15,5% (véase el gráfico 2).

Con respecto al tamaño de los beneficiarios, el valor más representativo corresponde a las grandes empresas, que recibieron el 54,2% de los recursos en el período analizado en el estudio, seguidas por las mini y pequeñas empresas (32,6%) y luego por las medianas (13,2%) (véase el gráfico 3).

En el mapa 1 se muestra la suma de los recursos distribuidos a cada municipio por intervalos de valores definidos para cada quintil en ese mismo período (en reales de 2007)⁸. Si bien todos los municipios fueron beneficiados, el volumen de recursos recibidos varía considerablemente de uno a otro, de 15.900 reales en Santa Cecília-PB a 1.300 millones de reales en Fortaleza-CE⁹

⁸ Valores deflacionados por el índice general de precios-disponibilidades internas (IGP-DI). El total de recursos en el período fue de aproximadamente 24.900 millones de reales.

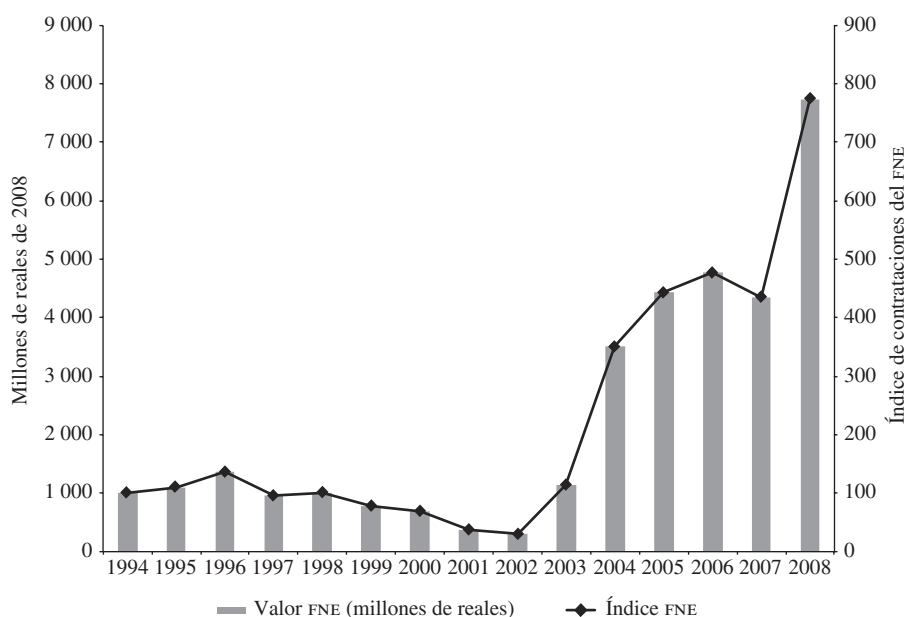
⁹ Cabe destacar también que, según la clasificación de la PNDR, un 15,38% de los recursos se destinó a los municipios de bajos ingresos, el 31,12% a los estancados, el 27,72% a los dinámicos y el 25,78% a los de altos ingresos. Asimismo, con respecto a la distribución regional cabe notar que solo el 34,76% de los recursos se destinó a municipios de la región del semiárido del Nordeste.

⁶ Este diferencial de interés es aún mayor para las inversiones destinadas a las regiones menos desarrolladas, como la del semiárido, y a las empresas más pequeñas.

⁷ Véase un análisis retrospectivo del FNE en Ministerio de Integración Nacional (2010).

GRÁFICO 1

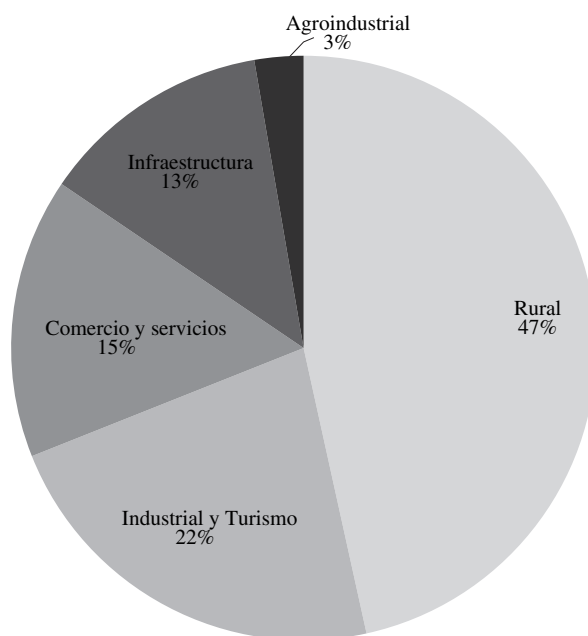
Contrataciones anuales del Fondo Constitucional de Financiamiento del Nordeste, 1994-2008
(En millones de reales de 2008)



Fuente: Ministerio de Integración Nacional, *20 Anos de Fundos Constitucionais de Financiamento (FCO-FNE-FNO)*, Brasília, 2010.

GRÁFICO 2

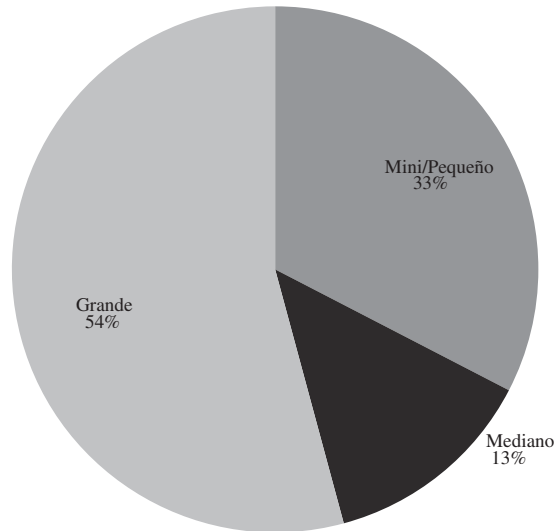
Contrataciones del Fondo Constitucional de Financiamiento del Nordeste según el sector, 2000-2008



Fuente: elaboración propia, sobre la base de datos del Banco do Nordeste do Brasil.

GRÁFICO 3

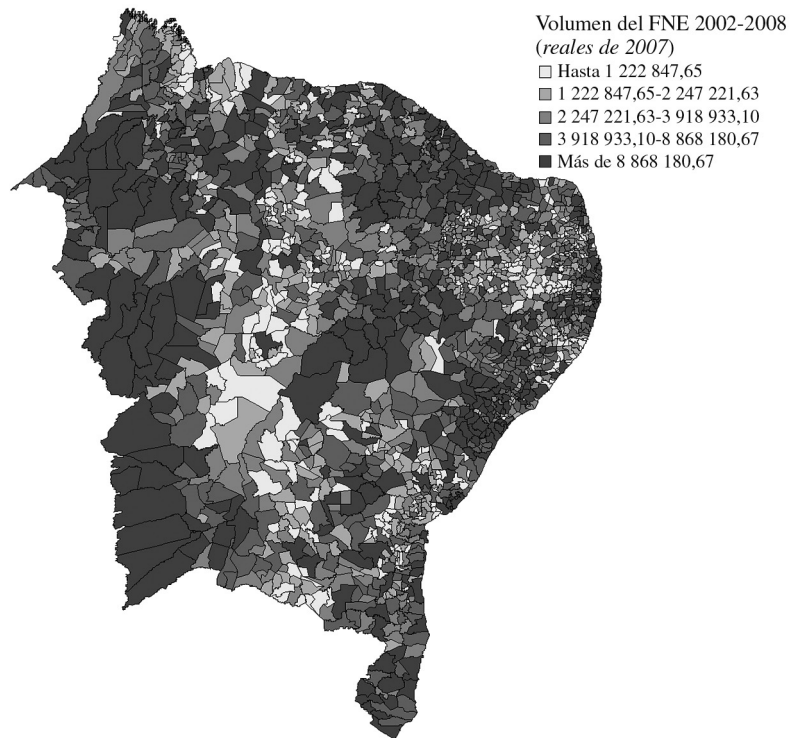
Contrataciones del Fondo Constitucional de Financiamiento del Nordeste según el tamaño de los beneficiarios, 2000-2008



Fuente: elaboración propia, sobre la base de datos del Banco do Nordeste do Brasil.

MAPA 1

Aplicaciones acumuladas del Fondo Constitucional de Financiamiento del Nordeste por municipio, 2002-2008



Fuente: elaboración propia, sobre la base de datos del Banco do Nordeste do Brasil.

en promedio por año. La cuestión de fondo que se plantea a partir de esta constatación es determinar si los municipios que reciben proporcionalmente más recursos, de hecho están creciendo más por efecto del financiamiento.

Los análisis de la eficacia de los fondos constitucionales todavía son escasos. Oliveira y Domingues (2005) procuran determinar si los recursos de los fondos constitucionales del Centro-Oeste y del Norte han contribuido a reducir las diferencias entre las tasas de crecimiento de los municipios de estas regiones y la media nacional. Para ello utilizan un modelo tradicional de crecimiento, que incluye efectos espaciales que representan externalidades económicas. Los resultados de este estudio no evidenciaron un efecto significativo de los fondos en la reducción de las desigualdades.

Resende (2012a) llegó a conclusiones cualitativas similares con respecto al FNE. El autor evalúa los efectos del FNE en el crecimiento económico de los municipios del área de actuación del Banco del Nordeste del Brasil. Como variable calificativa del FNE, utiliza la razón entre el volumen de recursos del fondo (programas industrial, de servicios y de comercio) y el producto interno bruto (PIB) de los municipios en los períodos 2000-2001 y 2000-2003, y como variable de resultado (impacto macroeconómico) emplea el crecimiento del PIB per cápita en los períodos comprendidos entre 2002 y 2006. Para las variables de control se utilizaron indicadores de educación (media de años de estudio), salud (mortalidad infantil), demografía (densidad poblacional), vivienda (índice de infraestructura) y transporte (costo de transporte medido por distancia lineal hasta São Paulo, además de la variable que indica convergencia (PIB per cápita en 2002). Al controlar el potencial problema de endogeneidad del FNE con un modelo estimado en dos etapas, el autor no encuentra un efecto positivo y estadísticamente significativo del FNE en el crecimiento económico.

Si bien en este artículo se comparte el modelo teórico de crecimiento económico observado en Resende (2012a), su verificación empírica difiere en varios

aspectos. En primer lugar, el período de crecimiento del PIB investigado es más amplio (2002-2008) y comprende un lapso de mayor crecimiento económico, que puede haber sido inducido por la propia maduración de las inversiones del FNE¹⁰. En segundo lugar, se contabilizan los aportes del FNE a todos los programas y no solo a los del sector industrial. Si bien estos últimos tienen la mayor participación en el valor de los recursos del FNE de manera agregada en el período analizado¹¹, puede que esto no ocurra en forma homogénea en el sector municipal. Por ese motivo, es necesario probar también otras dimensiones sectoriales del FNE como variables clave de investigación de impacto.

Por último, es posible que los efectos del FNE se sientan de distinta manera en los diferentes municipios del Nordeste. En otras palabras, la verificación de los efectos puede depender del volumen de recursos recibidos con respecto al tamaño de la economía del municipio o de otro indicador económico de este. La variabilidad o heterogeneidad de los efectos macroeconómicos del FNE dentro del conjunto de municipios del Nordeste constituye una posibilidad plausible, que debe probarse empíricamente¹². De ser válida, su omisión del modelo econométrico se traduce en estimaciones sesgadas e incoherentes.

En este artículo se procura abordar las preocupaciones anteriores mediante la estimación de un modelo de crecimiento no lineal, que capta las heterogeneidades de los efectos de acuerdo con el nivel de desarrollo inicial de los municipios y cubre un período de gran crecimiento para el Nordeste (2002-2008).

¹⁰ La elección del período final de 2008 se debe a la restricción de los datos disponibles sobre el PIB de los municipios en el momento de la realización de este trabajo.

¹¹ Además de los programas industrial, comercial y de servicios, el FNE comprende programas para los sectores rural, agroindustrial y de infraestructura. Históricamente, el sector rural es el que presenta el mayor volumen de contrataciones.

¹² Cabe mencionar que la heterogeneidad en los efectos del FNE entre municipios fue destacada por Resende (2012b) en un estudio para el sector industrial de Ceará.

IV

Metodología y base de datos

1. Modelo econométrico

Los efectos del FNE en los indicadores macroeconómicos de los municipios de esa región se evalúan con una metodología similar a la empleada en los trabajos en el área de crecimiento económico, cuya principal referencia son las obras de Baumol (1986) y Barro y Sala-i-Martin (1991 y 1992). En esos estudios, la hipótesis de que el PIB per cápita de las economías tiende a igualarse a lo largo del tiempo se analiza con un modelo de regresión, que convierte a la tasa media de crecimiento del PIB per cápita entre el período inicial y final ($\dot{y}_{i,T}$) en una función del valor del PIB per cápita en el período inicial ($y_{i,0}$),

$$\dot{y}_{i,T} = \alpha_1 + \alpha_2 \ln(y_{i,0}) + \epsilon_i, \quad (1)$$

donde:

α_1 y α_2 son parámetros;

ϵ_i es el término de error; y

i es el índice referente a la unidad de observación (economía).

En caso de verificarse la hipótesis de que α_2 sea negativa y estadísticamente significativa en el contexto de la ecuación (1), las economías presentan un patrón de crecimiento económico coherente con la teoría de la convergencia absoluta.

En estudios posteriores, el modelo empírico de crecimiento se flexibilizó para controlar posibles diferencias a largo plazo en los niveles de PIB per cápita de las economías. Esa propuesta, conocida como regresiones de Solow aumentadas, se discutió inicialmente en Mankiw, Romer y Weil (1992) y se adoptó en varios trabajos posteriores en el marco de la investigación de la convergencia condicional. El modelo de regresión tendría la siguiente forma:

$$\dot{y}_{i,T} = \alpha_1 + \alpha_2 \ln(y_{i,0}) + B'X_i + \epsilon_i, \quad (2)$$

donde:

$X_i = [x_{1i} \dots x_{ki}]$ es un vector con k variables condicionantes (de control);

$B' = [b_1 \ b_2 \dots b_k]$ es el vector de coeficientes de pendiente parciales.

El conjunto de regresores para componer X_i es amplio e incluye variables que caracterizan aspectos políticos,

económicos y sociales de las economías. Véase una lista detallada de esos posibles regresores en Durlauf y Quah (1999) y Durlauf, Johnson y Temple (2004).

Para evaluar el efecto agregado del FNE en los municipios nordestinos se adoptan como esquema inicial las siguientes modificaciones de los modelos de regresión (1) y (2):

$$\dot{w}_{i,T} = \beta F_i + a_1 + a_2 \ln(w_{i,0}) + \epsilon_i, \quad (3)$$

$$\dot{w}_{i,T} = \beta F_i + a_1 + a_2 \ln(w_{i,0}) + A'X_i + \epsilon_i, \quad (4)$$

donde:

$\dot{w}_{i,T}$ es la tasa media de crecimiento del indicador macroeconómico w entre 2002 y 2008, $w_{i,0}$ es su valor en 2002;

F_i es una medida que capta la intensidad de la política del FNE en el municipio;

β es el parámetro que informa el efecto del FNE en el crecimiento de w ;

$X_i = [x_{3i} \ x_{4i} \dots \ x_{ki}]$ es un vector con $k-2$ variables condicionantes (definidas en la sección siguiente);

$A' = [\alpha_3 \ \alpha_4 \dots \ \alpha_k]$ es el vector de los demás coeficientes de pendiente parciales;

ϵ_i es el término de error; y

i es el índice referente al i -ésimo municipio.

En las ecuaciones (3) y (4), los efectos del FNE se miden por su capacidad de promover el crecimiento del PIB per cápita. Si w es el PIB per cápita y F es el volumen de financiamientos del FNE per cápita, el parámetro β puede interpretarse como una elasticidad crecimiento-FNE: un cambio del 1% en F produce un cambio de β puntos porcentuales en la tasa de crecimiento de w . Debido a que los recursos de los financiamientos realizados por el FNE generalmente se utilizan para impulsar la economía local y expandir su estructura productiva, se espera que su aplicación en un municipio se traduzca en un aumento de la tasa de crecimiento del ingreso, el empleo y el salario medio ($\beta > 0$).

Uno de los límites de las ecuaciones (3) y (4) en el análisis de los efectos macroeconómicos del FNE es la suposición de que estos son iguales en todas las unidades de corte transversal. En otras palabras, el parámetro que refleja los efectos del FNE, β , es el mismo para todas

las economías municipales. Sin embargo, es posible que los municipios con diferentes niveles de desarrollo y estructuras productivas resulten afectados por el FNE en forma desigual.

Aunque reciente, la idea de que los parámetros en los modelos de crecimiento económico varían entre las economías ya se ha discutido bastante. En los trabajos de Azariadis y Drazen (1990) y de Durlauf y Johnson (1995), por ejemplo, se modifica el modelo de crecimiento tradicional, moderando la suposición de convexidad de la función de producción, y se sugiere la posibilidad de múltiples estados estacionarios para el PIB per cápita. En la trayectoria temporal del ingreso, los efectos de los determinantes del crecimiento serían heterogéneos, dependiendo del conjunto de especificidades de las economías.

Para dar cabida a esa posibilidad en el estudio del FNE, se transforman las ecuaciones (3) y (4) incorporando efectos de umbral, conforme con la propuesta de Hansen (2000):

$$\begin{aligned} \dot{w}_{i,T} = & (\beta_1 F_i + a_{11} + a_{21} \ln(w_{i,0})) \cdot I_1 \{y_{i,0} \leq \gamma_1\} + \\ & (\beta_2 F_i + a_{12} + a_{22} \ln(w_{i,0})) \cdot I_2 \{\gamma_1 < y_{i,0} \leq \gamma_2\} + \dots, \quad (5) \\ & (\beta_J F_i + a_{1J} + a_{2J} \ln(w_{i,0})) \cdot I_J \{y_{i,0} > \gamma_{J-1}\} + \varepsilon_i, \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \dot{w}_{i,T} = & B'_1 Z_i \cdot I_1 \{y_{i,0} \leq \gamma_1\} + B'_2 Z_i \cdot I_2 \{\gamma_1 < y_{i,0} \leq \gamma_2\} + \dots, \\ & B'_{J-1} Z_i \cdot I_{J-1} \{\gamma_{J-2} < y_{i,0} \leq \gamma_{J-1}\} + \\ & B'_J Z_i \cdot I_J \{y_{i,0} > \gamma_{J-1}\} + \varepsilon_i, \quad (6) \end{aligned}$$

donde:

$Z_i = [F_i \ln(w_{i,0}) x_{3i} x_{4i} \dots x_{ki}]$ es un vector de regresores; $B'_j = [\beta_j \alpha_{1j} \alpha_{2j} \alpha_{3j} \dots \alpha_{kj}]$ son vectores de parámetros que incluyen los efectos del FNE, los interceptos y los coeficientes de pendiente parciales;

$I_j\{\cdot\}$ son funciones indicadoras con $I_j\{\Psi\} = 1$ en caso de producirse Ψ ; y

$I_j\{\Psi\} = 0$ de otra manera;

$y_{i,0}$ es la variable de umbral que influye en los cambios en los parámetros; valor del PIB per cápita en 2002;

γ_j son los parámetros de umbral;

$j = 1, \dots, J$ es el índice relativo al régimen o grupo de municipios que comparten los mismos valores de los parámetros B_j , y ε_i es el término de error.

Estos modelos permiten evaluar los efectos macroeconómicos del FNE en J posibles grupos de municipios, seleccionados de acuerdo con el PIB per

cápita municipal en 2002 (variable sustitutiva del nivel de desarrollo de la economía). La heterogeneidad en el efecto del FNE se caracteriza por la variación en los coeficientes β_j y, por consiguiente, en los vectores B_j ; o sea, en la influencia de todos los determinantes de $\dot{w}_{i,T}$. En caso de invariabilidad de los parámetros, $B_1 = \dots = B_J$, los modelos de regresión se reducirían a las primeras formas, expresadas por las ecuaciones (3) y (4).

La variación en los efectos del FNE se investiga, por lo tanto, a través de pruebas sobre restricciones en el vector de parámetros B_j , condicional a las funciones indicadoras $I_j\{\cdot\}$. En el proceso de estimación de los modelos, esas pruebas permiten ver la cantidad relevante de grupos en la evaluación de los efectos del FNE y determinan el nivel del PIB per cápita inicial que define a cada grupo. En otras palabras, junto con las estimaciones de los parámetros γ_j se obtiene estáticamente el valor de J .

Para simplificar la explicación de la estimación del modelo y la determinación de J (el número de grupos), se debe considerar la ecuación (6) con solo dos grupos posibles. El grupo 1 estaría compuesto por municipios con un PIB per cápita inicial inferior a γ_1 y el grupo 2 por municipios con un PIB per cápita inicial superior a γ_1 .

$$\dot{w}_{i,T} = B'_1 Z_i \cdot I_1 \{y_{i,0} \leq \gamma_1\} + B'_2 Z_i \cdot I_2 \{y_{i,0} > \gamma_1\} + \varepsilon_i \quad (7)$$

La ecuación (7) puede reescribirse de la siguiente forma:

$$\dot{w}_{i,T} = \Phi(\gamma_1)' Z_i + \varepsilon_i, \quad (8)$$

$$\text{con } \Phi(\gamma_1)' = [B'_1 I_1 \{y_{i,0} \leq \gamma_1\} \quad B'_2 I_2 \{y_{i,0} > \gamma_1\}].$$

El procedimiento de estimación de la ecuación (8) sigue la metodología propuesta en Hansen (2000). Sea P el intervalo formado por el mínimo y el máximo de la variable de umbral en la muestra, $P = [\min_i \{y_{i,0}\}, \max_i \{y_{i,0}\}]$. Para un $\mu \in (0,1)$, se define Γ como la versión discreta del espacio P con $100 \cdot \mu\%$ de sus valores iniciales y finales excluidos simétricamente¹³, formada por m puntos equidistantes. En primer lugar, el vector de parámetros Φ se estima por mínimos cuadrados para todo $\gamma_1 \in \Gamma$, formando m valores para la suma del

¹³ La exclusión de esos valores es una condición necesaria para el buen desempeño en la estimación de los parámetros y la ejecución de las pruebas.

cuadrado de los residuos $S(\gamma_1) = \sum_i (\dot{w}_{i,T} - \tilde{\Phi}(\gamma_1)' Z_i)^2$. A continuación, se obtienen las estimaciones de Φ y γ_1 encontrando el valor de $\gamma_1 \in \Gamma$ que minimiza la función $S(\gamma_1)$, $\{\hat{\Phi}, \hat{\gamma}_1\} = \underset{\gamma_1 \in \Gamma}{\operatorname{argmin}} S(\gamma_1)$.

Al final de ese procedimiento se obtienen dos conjuntos de coeficientes estimados, \hat{B}_1 para los municipios con $\{y_{i,0} \leq \hat{\gamma}_1\}$ y \hat{B}_2 para los municipios con $\{y_{i,0} > \hat{\gamma}_1\}$. La prueba de heterogeneidad de los parámetros bajo el efecto de umbral, $B_1 \neq B_2$, que informa si estadísticamente existen dos grupos de municipios distintos (por el contexto del modelo de regresión), utiliza la estadística de la prueba del multiplicador de Lagrange, propuesta por Hansen (1996). Los valores críticos de dicha estadística, robusta a la heterocedasticidad, se determinan mediante un procedimiento de *bootstrap*. En caso de constatarse que $B_1 \neq B_2$, se concluye que existen dos grupos en los cuales el FNE y las otras variables de control producen efectos distintos en la tasa de crecimiento de w .

Al constatar la presencia de dos grupos, el análisis procede con la prueba de la existencia de tres grupos. En ese caso, el vector de parámetros de la ecuación (8) está dado por

$$\Phi(\gamma_1, \gamma_2)' = [B'_1 I_1 \{y_{i,0} \leq \gamma_1\} \ B'_2 I_2 \{\gamma_1 < y_{i,0} \leq \gamma_2\} \ B'_3 I_3 \{y_{i,0} > \gamma_2\}]$$

o por

$$\Phi(\gamma_1, \gamma_2)' = [B'_1 I_1 \{y_{i,0} \leq \gamma_2\} \ B'_2 I_2 \{\gamma_2 < y_{i,0} \leq \gamma_1\} \ B'_3 I_3 \{y_{i,0} > \gamma_1\}]$$

El vector de parámetros Φ se estima por mínimos cuadrados para todo $\gamma_2 \in \Gamma$, con $|\gamma_2 - \gamma_1| \geq \delta > 0$, formando varios valores para la suma del cuadrado de los residuos $S(\gamma_1, \gamma_2) = \sum_i (\dot{w}_{i,T} - \tilde{\Phi}(\gamma_1, \gamma_2)' Z_i)^2$ y, de manera similar, las estimaciones de Φ , γ_1 y γ_2 se obtienen minimizando la función $S(\gamma_1, \gamma_2)$ en el espacio de valores de umbral. Por último, el modelo con tres grupos se confronta con el modelo de dos grupos mediante la prueba del multiplicador de Lagrange. Si el modelo con tres regímenes —o dos parámetros de umbral— resulta más adecuado estadísticamente, se continúa aplicando el mismo procedimiento de estimación y prueba hasta determinar el número de regímenes del modelo.

2. Datos

La muestra empleada en este estudio contiene datos sobre el PIB per cápita de los municipios del Nordeste, la cantidad

de recursos de los programas del FNE aplicados en esas localidades y las variables (cofactores) que caracterizan e influyen en la composición económica de los municipios, de acuerdo con la propuesta del modelo de crecimiento (4). Todas las variables monetarias están deflacionadas por el índice general de precios-disponibilidades internas sobre la base de 2007¹⁴.

En las ecuaciones de regresión, $\dot{w}_{i,T}$ y $w_{i,0}$ se refieren entonces a la tasa media de crecimiento del PIB per cápita de cada municipio en el período 2002-2008 y al PIB per cápita de cada municipio en el año 2002. Es importante señalar que el valor del PIB per cápita en 2002 también se emplea como variable de umbral, es decir, la variable sobre la que se formarán (o no) grupos de municipios con patrones de crecimiento similares¹⁵.

La variable sobre la que se evaluará el efecto de los recursos del FNE en el crecimiento de esos indicadores, F_i , es la media per cápita anual del total de financiamientos del FNE en el período 2002-2006¹⁶. De ese modo, se dejan por lo menos dos años de descanso para captar la maduración de las inversiones en el crecimiento del municipio y se evitan, desde el punto de vista metodológico, los problemas de endogeneidad de la política en las estimaciones del modelo¹⁷.

Debido a que el FNE está formado por varios programas de financiamiento que se concentran en diferentes aspectos del mercadeo, es posible que el efecto del fondo en un determinado municipio dependa del tipo de municipio y del tipo específico de programa que se desarrolla con mayor intensidad en ese lugar. Los programas como el Programa Nacional de Fortalecimiento de la Agricultura Familiar (PRONAF) y el FNE-Industrial tienen clientes diferenciados cuya actuación y contribución al crecimiento del mercado se realizan por medio de mecanismos distintos. Por ejemplo, es más probable que el primero produzca efectos en la demanda, pues la economía de subsistencia no supondría un avance en la estructura productiva, no obstante que la suma de los pequeños agricultores familiares promueva la formación de cadenas productivas organizadas. Por el contrario, el FNE-Industrial comportaría efectos en la oferta, pues representa en muchos casos la propia expansión de la estructura productiva. Si bien los efectos multiplicadores del FNE-Industrial son acentuados, no se puede dejar de

¹⁴ Véase Ipeadata [en línea] www.ipeadata.gov.br.

¹⁵ Los valores del PIB per cápita relativos a los municipios fueron tomados de Ipeadata.

¹⁶ Los valores del FNE relativos a los municipios fueron tomados de ETENE/BNB.

¹⁷ Los resultados de los modelos estimados con esa variable con respecto al período 2002-2005 fueron bastante similares.

lado la participación del PRONAF en el acrecentamiento de las economías locales. Por ese motivo, se optó por utilizar el total del FNE para representar la variable de política y no solo los recursos proporcionados por los programas industriales.

Las variables x_{3i} x_{4i} ... x_{ki} , presentadas en la subsección 1, son otros determinantes del crecimiento económico o variables de control utilizadas en diversos análisis empíricos en esta línea de investigación¹⁸. Se eligen por su idoneidad para el estudio y su disponibilidad con respecto a todos los municipios en el período 2002-2008. En consecuencia, se seleccionaron las siguientes variables: el logaritmo de la media de las razones entre gasto corriente y PIB municipal en 2002 (*gov*), que representa el tamaño del gobierno; el logaritmo de la media de años de estudio de las personas con 25 años o más en 2000 (*edu*), que representa las condiciones

de educación y capital humano de los municipios; el logaritmo de la suma de la tasa media de crecimiento de la población de los municipios en el período de 2002 a 2008 (*n*); la tasa de crecimiento de la tecnología y la tasa de depreciación ($\delta + d$) = 5%; la proporción de hogares con agua por cañería (*infra*), que es una medida de infraestructura; el volumen total de operaciones de crédito (*opc*); la distancia del municipio con relación a la capital del respectivo estado (*dist*), que capta efectos geográficos e indirectos; y una variable binaria que indica si el municipio está situado en una región semiárida (*semi*). Véase una descripción más detallada de estas variables y sus fuentes en el cuadro A.1 del anexo.

Conviene destacar que la variable relativa a las operaciones de crédito constituye un importante control para la identificación del efecto del FNE en el crecimiento de los municipios. Al controlar los posibles efectos del total de crédito dirigido a los municipios, el efecto del FNE se distingue de otras posibilidades de financiación bancaria.

¹⁸ Véase la revisión presentada en Tsangarides (2005).

V Resultados

En esta sección se presentan los principales resultados de los modelos lineales (1) y (2), denominados globales, y los modelos con efecto de umbral (3) y (4). El proceso de estimación de esos modelos se basó en la metodología descrita en la sección IV, empleándose además estadísticas de prueba y estimaciones de desviaciones estándar robustas a la heterocedasticidad debido al rechazo de la hipótesis de homocedasticidad de los residuos¹⁹. A pesar de que se presentan los modelos lineales, estos fueron rechazados por la prueba del multiplicador de Lagrange al realizar la comparación con los modelos con efecto de umbral. Eso indica que estos últimos son estadísticamente más adecuados para la descripción de los datos.

Los resultados completos de los modelos se detallan en el anexo (véanse los cuadros A.2 y A.3), mientras que en los cuadros que aparecen a continuación se presentan solo las estimaciones de los efectos del FNE en la tasa media de crecimiento del PIB per cápita. Los modelos se basan en un número diferente de observaciones (municipios), pues la selección de la muestra se realiza

en función de la disponibilidad de datos relativos a todas las variables en la ecuación de regresión estimada.

Hay que recordar que la variable de umbral utilizada en el análisis es el logaritmo natural del PIB per cápita inicial, que en este estudio corresponde al año 2002. El uso del PIB per cápita inicial como dicha variable es muy común en trabajos similares y, en el contexto de los modelos empíricos, sirve como variable sustitutiva para dividir los municipios en grupos de acuerdo con el estado de desarrollo de sus economías al inicio del proceso de crecimiento analizado. Así, en el caso de los modelos (5) y (6), se podría interpretar que los efectos del FNE se separan en grupos de municipios con niveles de desarrollo distintos.

En los cuadros 1 y 2 se indica el tamaño de la muestra (número de municipios) y se presentan las estimaciones de los efectos del FNE en la tasa media de crecimiento del PIB per cápita correspondientes al modelo global y al modelo con efecto de umbral, respectivamente, según se utilicen o no las variables de control X_i . Al incluir los controles, la muestra pasa de 1.790 a 1.228 municipios, pues en muchos de ellos no se dispone de los datos relativos al período analizado.

¹⁹ Se utilizó una versión adaptada de la rutina de Gauss proporcionada por Hansen (2000).

CUADRO 1

Estimaciones del modelo global
(*PIB per cápita*)

	Número de municipios	Efecto del FNE
Resultado sin controles (X_i) (Modelo 1)	1 790	0,082*
Resultado con controles (X_i) (Modelo 2)	1 228	0,085*

Fuente: elaboración propia.

* Significativos al 5%.

FNE: Fondo Constitucional de Financiamiento del Nordeste.

PIB: producto interno bruto.

CUADRO 2

Estimaciones del modelo con efecto de umbral
(*PIB per cápita*)

Grupo (intervalo para y_{i0})	Número de municipios	Efecto del FNE
Resultado sin controles (X_i) (Modelo 3)		
Inferior a 4 105 reales	1 493	0,067*
Superior a 4 105 reales	297	0,117*
Resultado con controles (X_i) (Modelo 4)		
Inferior a 2 143 reales	204	-0,007
Entre 2 143 y 3 866 reales	794	0,078*
Entre 3 866 y 7 406 reales	177	0,109**
Superior a 7 406 reales	55	0,173

Fuente: elaboración propia.

* Significativos al 5%; ** significativos al 10%.

FNE: Fondo Constitucional de Financiamiento del Nordeste.

PIB: producto interno bruto.

Es interesante observar que en estos modelos tradicionales el efecto del FNE fue positivo y significativo, con y sin los controles relacionados con los cofactores determinantes del crecimiento económico, un resultado cualitativo diferente del observado en Resende (2012a).

Sin embargo, las pruebas del multiplicador de Lagrange indicaron un rechazo de los modelos globales en favor de los modelos con efecto de umbral con dos grupos, sin los controles (X_i), y con cuatro grupos, incluyéndolos. En el primer caso, se obtiene un grupo formado por municipios con un PIB per cápita inicial menor de 4.105 reales (1.493 municipios) y otro con un PIB per cápita inicial superior a ese valor (297 municipios). Los efectos estadísticamente significativos del FNE en el crecimiento son 0,067 con respecto al grupo de menores ingresos y 0,117 con relación al de mayores ingresos. Esto significa que el volumen de recursos per cápita del FNE produce un efecto mayor en el crecimiento del ingreso de los municipios más desarrollados desde el punto de vista económico. En los municipios del primer grupo,

cada incremento del 10% en los financiamientos per cápita del FNE se traduce en un aumento de 0,67 puntos porcentuales en la tasa media de crecimiento del PIB per cápita, mientras que en los municipios del segundo grupo ese incremento es de 1,17 puntos porcentuales.

Cabe señalar que conforme con el modelo global sin controles (véase el cuadro 1), ese aumento sería de 0,82 puntos porcentuales en todos los municipios. En contraste, una de las ventajas del modelo con efecto de umbral consiste en la posibilidad de establecer diferencias en los efectos del FNE e identificar la variable que determina esa diferenciación. Los resultados del modelo con efecto de umbral sin control de este estudio sugieren que la influencia de los recursos del FNE en el crecimiento económico es más intensa en los municipios con ingresos per cápita más altos. Esto podría obedecer al mayor dinamismo de su actividad económica y a la mayor madurez de sus empresarios.

Al controlar otros cofactores de crecimiento, el primer grupo resulta compuesto por municipios con un PIB per cápita inicial inferior a 2.143 reales (204 municipios), el segundo por municipios con un PIB per cápita inicial superior o igual a 2.143 reales e inferior a 3.866 reales (794 municipios), el tercero por aquellos con un PIB per cápita inicial mayor o igual a 3.866 reales e inferior a 7.406 reales (177 municipios) y el cuarto por aquellos con un valor mayor o igual a 7.406 reales (55 municipios).

Salvo en los grupos intermedios (el segundo y el tercero), la estimación de los efectos del FNE en el crecimiento del PIB per cápita no es estadísticamente significativa. Vale la pena señalar que los efectos medios por grupos se captan independientemente del volumen agregado recibido por ellos. En el cuadro 3 se denota, por ejemplo, que los grupos donde los efectos del FNE no fueron estadísticamente significativos son los que recibieron menores y mayores volúmenes de recursos per cápita.

CUADRO 3

Volumen del FNE por clubes de crecimiento, 2002-2006

Clubes (<i>PIB per cápita</i>)	Volumen FNE (reales de 2007)	Volumen per cápita medio FNE (reales de 2007)
2 143 reales	452 397 355,43	199,91
2 143-3 866 reales	3 281 973 904,51	254,02
3 866-7 406 reales	2 364 298 679,18	314,32
7 406 reales	2 700 014 000,88	1 716,11
Total	8 798 683 940,00	319,20

Fuente: elaboración propia.

FNE: Fondo Constitucional de Financiamiento del Nordeste.

PIB: producto interno bruto.

En los grupos de municipios donde el efecto del FNE fue significativo, el cuadro general es bastante similar al caso en que no se usan controles en el modelo de regresión. En el segundo grupo, cada incremento del 10% en los financiamientos per cápita del FNE conduce a un aumento de 0,78 puntos porcentuales en la tasa media de crecimiento del PIB per cápita de los municipios, mientras que en el tercero el aumento es de 1,09 puntos porcentuales. Esto confirma la evidencia de que los financiamientos del FNE producen un efecto creciente de acuerdo con el nivel de ingreso inicial de los municipios.

Otra constatación importante es que los efectos del FNE se advierten en la gran mayoría de los municipios de referencia. Se trata de aquellos que componen el segundo y tercer grupos, que representan aproximadamente el 79% de la muestra. La distinción endógena de municipios que registran o no efectos significativos del FNE permite un análisis de eficacia con respecto a los grupos de municipios clasificados según la PNDR (Ministerio de Integración Nacional, 2005).

Los cuatro grupos formados en este trabajo pueden denominarse clubes de crecimiento, pues los municipios que los componen presentan patrones de crecimiento del PIB per cápita similares, teniendo en cuenta la influencia conjunta de los otros cofactores del modelo. Así, es de esperar que el financiamiento del FNE produzca efectos diferenciados en municipios con diferentes niveles de PIB per cápita inicial. La comparación entre los municipios que componen los clubes definidos en este trabajo con los clasificados de acuerdo con la PNDR se detalla en el cuadro 4.

En el cuadro 4, las filas representan los clubes formados por el PIB per cápita inicial, mientras que las

columnas se refieren a la clasificación de los municipios según la PNDR. Estos pueden clasificarse como de bajos ingresos, estancados, dinámicos y de altos ingresos, según la combinación tabular *ad hoc* del ingreso per cápita inicial y del crecimiento verificado en la década de 1990²⁰. De los 379 municipios de la muestra clasificados como de bajos ingresos por la PNDR, 300 se encuentran en clubes de crecimiento que resultaron estadísticamente sensibles a los efectos del FNE (Grupo 2-270, y Grupo 3-30). De esta forma, si los municipios de bajos ingresos reciben el mismo volumen de financiamiento per cápita en forma lineal, la eficacia esperada es de alrededor del 79,1%. Desde esa misma perspectiva, las estimaciones de eficacia en el caso de los municipios clasificados como estancados, dinámicos y de altos ingresos son del 83,4%, el 75,7% y el 59,4%, respectivamente.

La eficacia relativamente menor en los municipios de altos ingresos confirma la tendencia de la PNDR a dar prioridad (no exclusiva, cabe subrayar) a los municipios de las tres primeras categorías (de bajos ingresos, estancados y dinámicos), visto que el retorno del fondo sería mayor en esos municipios. Por otra parte, la constatación de efectos diferenciados entre los municipios con distintos niveles económicos revela la necesidad de un seguimiento más cuidadoso de los municipios que no responden adecuadamente a los flujos de inversiones.

Debido a que los grupos incluyen municipios con bajos y altos ingresos per cápita, se debe prestar atención a

²⁰ Corresponde señalar que también existe una diferencia con respecto al año de referencia de la clasificación de la PNDR según el ingreso per cápita inicial y al PIB per cápita inicial de los clubes de crecimiento formados.

CUADRO 4

Clasificación de los municipios. Clubes de crecimiento según la PNDR

Clubes según intervalos del PIB	Política Nacional de Desarrollo Regional (PNDR)				Total
	Bajos ingresos	Estancados	Dinámicos	Altos ingresos	
2 143 reales 1)	74 (36,3) (19,5)	54 (26,5) (13,2)	76 (37,3) (18,6)	0 (0) (0)	204
2 143-3 866 reales 2)	270 (34,1) (71,2)	262 (33,1) (64,1)	253 (31,9) (62,0)	7 (0,9) (21,9)	792
3 866-7 406 reales 3)	30 (16,9) (7,9)	79 (44,6) (19,3)	56 (31,6) (13,7)	12 (6,8) (37,5)	177
7 406 reales 4)	5 (9,1) (1,3)	14 (25,5) (3,4)	23 (41,8) (5,6)	13 (23,6) (40,6)	55
Total municipios	379	409	408	32	1 228

Fuente: elaboración propia.

1) PIB per cápita inferior a 2.143 reales.

2) PIB per cápita superior o igual a 2.143 reales e inferior a 3.866 reales.

3) PIB per cápita superior o igual a 3.866 reales e inferior a 7.406 reales.

4) PIB per cápita superior o igual a 7.406 reales.

los factores locales específicos que dificultan el crecimiento inducido por las inversiones. Entre los factores de la oferta, la adecuación del mercadeo y el seguimiento de los proyectos son fundamentales para que estos tengan las repercusiones esperadas. En ese sentido, cabe señalar que una parte de los recursos del FNE destinados a los agricultores familiares (PRONAF) pasó recientemente a estar bajo el seguimiento sistematizado de agentes de crédito en programas de microfinanciamientos (programa AgroAmigo). Esto puede ser un factor alentador, sobre todo para los municipios de bajos ingresos con una mayor participación del sector agrícola. Debido a que la consolidación de este programa es posterior al período

investigado en este trabajo, se recomienda efectuar una actualización temporal de las dinámicas de crecimiento en el Nordeste en futuras investigaciones.

Con respecto a la demanda, también es importante la organización estructurada de los agentes económicos locales para que puedan desarrollar y aplicar sus habilidades empresariales de forma coordinada. Con tal fin se debe promover la interacción entre el gobierno local, las agencias financiadoras y las instituciones de apoyo técnico y científico, de modo que la inversión se convierta en un factor de producción y productividad sostenidas en lugar de un mecanismo de reproducción del contexto económico actual.

VI

Consideraciones finales

En este artículo se procuró verificar los efectos del Fondo Constitucional de Financiamiento del Nordeste en el crecimiento económico de los municipios nordestinos durante la década de 2000. Para ello se utilizó un marco empírico basado en modelos de crecimiento (Barro y Sala-i-Martin, 1991) que permiten la formación de clubes de convergencia y heterogeneidad en los efectos de los cofactores de acuerdo con el nivel de desarrollo inicial del municipio (Durlauf y Johnson, 1995).

Una de las ventajas de ese modelo no lineal consiste en poder determinar, mediante un proceso de selección endógena, la composición de los “clubes” de municipios que presentan patrones de crecimiento similares entre sí y diferentes (estadísticamente) entre los grupos. Al probar esa posibilidad con respecto al crecimiento del PIB per cápita en los municipios del Nordeste en el período 2002-2008, se constató la existencia de cuatro clubes de convergencia, con efectos diferenciados del FNE, discriminados según el nivel del PIB per cápita inicial de los municipios.

Los efectos del FNE no resultaron estadísticamente significativos en los municipios con un PIB per cápita de hasta 2.143 reales (204 municipios) y en aquellos con valores superiores a 7.406 reales (55 municipios). En cambio, se registraron efectos positivos y estadísticamente significativos en los municipios con PIB per cápita intermedios, con valores comprendidos entre 2.143 reales y 3.866 reales (792 municipios) y entre 3.866 reales y 7.406 reales (177 municipios). En el primer grupo, un incremento del 10% en el volumen de recursos del

FNE per cápita se traduciría en un aumento medio de 0,78 puntos porcentuales en la tasa de crecimiento del PIB, mientras que en el segundo grupo el incremento sería de 1,09 puntos porcentuales. Se trata de efectos considerables, vistos los antecedentes de las tasas de crecimiento de la región.

En conjunto, los resultados indican que el FNE tuvo un efecto medio positivo en el crecimiento de los municipios del Nordeste en el período de 2002 a 2008. Si bien el efecto positivo general es importante para sancionar este instrumento de política regional, es necesario tener en cuenta las advertencias metodológicas y las características específicas de los resultados.

Conviene destacar que, en la definición de la ecuación econométrica para estimar los efectos del FNE en los municipios, se procuró seguir los patrones de la literatura empírica de crecimiento económico que se basan en modelos para datos de corte transversal. Si bien una evaluación mediante datos de panel podría ser más rica en virtud de la multidimensionalidad de los datos, la limitada disponibilidad de información impidió programar esa evaluación.

Otra restricción, también relacionada con la disponibilidad de datos, es la ausencia de la variable explicativa “capital físico”, generalmente presente en estudios de este tipo. Se espera que la variable “hogares con agua por cañería”, sustitutiva del capital físico municipal, capte parcialmente la variación y reduzca en gran medida la posibilidad de sesgos en las estimaciones. Sería recomendable realizar pruebas de

especificación para investigar más a fondo ese problema, pero al tratarse de modelos con efecto de umbral esas técnicas todavía no han sido propuestas. Por último, si bien es posible incluir más de una variable de umbral en la formación de grupos de municipios en el proceso de estimación (como ocurre en algunos trabajos que emplean modelos con ese tipo de no linealidad), ello aumentaría la complejidad del análisis en el sentido de identificar el factor que determina la formación del grupo de convergencia. El uso de la variable ingreso per cápita inicial como única variable de umbral en los modelos de crecimiento económico es prácticamente universal.

En futuros trabajos complementarios se podrían estimar modelos de crecimiento relacionados con otros niveles de agregación regional (por ejemplo,

microrregiones), a objeto de captar algún efecto de escala regional o disminuir posibles problemas de medición de variables en el sector municipal²¹.

Con respecto a los resultados específicos del trabajo, la ausencia de efectos significativos en el crecimiento de los municipios con menos ingresos subraya la necesidad de mejorar el seguimiento de la cantidad y la calidad de los recursos que les son destinados, como también de los factores locales que representan obstáculos para el crecimiento económico. El mismo razonamiento se aplica también a los municipios con mayores ingresos.

²¹ Este posible problema se aborda en Resende (2012a).

ANEXO

CUADRO A.1

Variables explicativas

Variable	Definición	Fuente	Media	Desviación estándar
F_i	Media del total de financiamientos del FNE per cápita en el período 2002-2006 (<i>en reales de 2007</i>)	BNB	64,01	234,99
y_{i0}	PIB per cápita municipal en 2002 (<i>en reales de 2007</i>)	Ipeadata	3 712,06	7 395,23
$(n + \delta + d)$	Tasa media de crecimiento poblacional entre 2002 y 2008, más 0,05 de crecimiento tecnológico y depreciación	Ipeadata	0,0572	0,01
edu	Media de años de estudio de personas con 25 años	Ipeadata	2,90	0,83
$infra$	Proporción de hogares con agua por cañería (<i>en porcentajes</i>)	Ipeadata	42,95	19,47
gov	Media de la razón entre gasto corriente y PIB municipal en 2002	Ipeadata	45,59	19,32
$dist$	Distancia del municipio de la capital del respectivo estado	Ipeadata	226,58	148,89
opc	Total de operaciones de crédito per cápita en 2002 (<i>en reales de 2007</i>)	Banco Central del Brasil	436,86	4 258,79
$semi$	Variable igual a 1 si está situado en el semiárido, 0 de otra manera	Ipeadata	0,63	0,48

Fuente: elaboración propia.

FNE: Fondo Constitucional de Financiamiento del Nordeste.

PIB: producto interno bruto.

BNB: Banco do Nordeste do Brasil.

CUADRO A.2

**Estimaciones de los modelos global y con efecto de umbral
sin las variables de control**
(*PIB per cápita*)

Variables	Global	Grupos	
		Umbral	
		$y_{i,0} < 8,32$	$y_{i,0} > 8,32$
<i>intercepto</i>	1,282* (5,317)	3,701* (11,569)	-0,209 (-0,373)
F_i	0,082* (4,457)	0,067* (4,918)	0,117* (2,085)
$\ln(y_{i,0})$	-0,160* (-5,458)	-0,462* (-11,449)	-0,002 (-0,031)
N° de observaciones	1 790	1 493	297
S^2	0,126	0,088	0,28

Fuente: elaboración propia.

Valor *t* entre paréntesis.

S^2 : varianza muestral del modelo.

* Significativo al 5%.

PIB: producto interno bruto.

CUADRO A.3

**Estimaciones de los modelos global y de efecto de umbral
mediante variables de control**
(*PIB per cápita*)

Variables	Global	Grupos			
		$y_{i,0} < 7,67$	$7,67 \leq y_{i,0} < 8,26$	$8,26 \leq y_{i,0} < 8,91$	$y_{i,0} > 8,91$
<i>intercepto</i>	0,896* (2,282)	-0,199 (-0,170)	3,368* (7,565)	2,479 (0,974)	3,018 (0,876)
F_i	0,085* (3,242)	-0,007 (-0,441)	0,078* (4,606)	0,109** (1,958)	0,173 (1,588)
$\ln(y_{i,0})$	-0,088* (-2,053)	0,068 (0,402)	-0,419* (-8,334)	-0,421** (-1,665)	-0,5668 (-2,200)
$(n + \delta + d)_i$	-0,127* (-2,876)	-0,157* (-3,746)	-0,120* (-2,683)	-0,377* (-2,920)	1,496 (1,493)
edu_i	0,044 (1,122)	0,002 (0,030)	0,148* (3,408)	0,091 (0,688)	0,398 (0,997)
<i>infra</i> _{<i>i</i>}	-0,029* (-2,313)	-0,023** (-1,748)	-0,031* (-2,213)	0,121 (1,556)	-0,052 (-0,208)
gov_i	-0,089* (-2,265)	-0,039 (-0,819)	-0,073* (-2,245)	-0,137 (-1,479)	0,838* (2,009)
$dist_i$	0,006 (0,015)	0,005 (1,079)	-0,001 (-0,101)	0,032 (1,062)	0,048 (0,566)
opc_i	0,004 (0,909)	0,005 (1,080)	0,006** (1,666)	-0,005 (-0,523)]	0,044 (0,698)
$semi_i$	-0,077* (-3,089)	0,010 (0,310)	-0,071* (-2,634)	-0,141 (-1,386)	-0,290* (3,018)
N° de observaciones	1 228	204	792	177	55
S^2	0,107	0,046	0,057	0,129	0,806

Fuente: elaboración propia.

Valor *t* entre paréntesis.

S^2 : varianza muestral del modelo.

* Significativo al 5%; ** significativo al 10%.

PIB: producto interno bruto.

Bibliografía

- Aghion, P., P. Howitt y D. Mayer-Foulkes (2004), "The effect of financial development on convergence: theory and evidence", *NBER Working Paper*, N° 10358, Cambridge, Massachusetts, National Bureau of Economic Research.
- Azariadis, C. y A. Drazen (1990), "Threshold externalities in economic development", *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 105, N° 2, Oxford, Oxford University Press.
- Banco do Nordeste (2011), *Fundo Constitucional de Financiamento do Nordeste – FNE. Relatório de resultados e impactos: Exercício de 2011 – Primeiro semestre*.
- Barro, R. y X. Sala-i-Martin (1992), "Convergence", *Journal of Political Economy*, vol. 100, N° 2, Chicago, University of Chicago Press.
- (1991), "Convergence across states and regions", *Brookings Papers on Economic Activity*, vol. 22, N° 1, Washington, D.C., The Brookings Institution.
- Baumol, J.W. (1986), "Productivity growth, convergence, and welfare: what the long-run data show", *The American Economic Review*, vol. 76, N° 5, Nashville, Tennessee, American Economic Association, diciembre.
- Bayoumi, T. y O. Melander (2008), "Credit matters: empirical evidence on U.S. macro-financial linkages", *IMF Working Paper*, N° 08/169, Washington, D.C., Fondo Monetario Internacional.
- Bencivenga, V.R. y B.D. Smith (1991), "Financial intermediation and endogenous growth", *Review of Economic Studies*, vol. 58, N° 2, Oxford, Oxford University Press.
- Bourguignon, F. (2002), "The distributional effects of growth: case studies vs. cross-country regressions", *DELTA Working Paper*, N° 2002-23, París, DELTA (École normale supérieure).
- Boyd, J.H. y E.C. Prescott (1986), "Financial intermediary-coalitions", *Journal of Economic Theory*, vol. 38, N° 2, Amsterdam, Elsevier.
- Brasil (1999), "Lei nº 9.808, de 20 de julho de 1999. Define diretrizes e incentivos fiscais para o desenvolvimento regional e dá outras providências" [en línea] <http://www.planalto.gov.br>.
- Cabral, E.C.S. (2008), "Convergência de renda per capita entre os Estados brasileiros de 1939 a 2004", tesis (Doctorado en Economía), Brasília, Universidad de Brasília.
- Chinelatto Neto, A. (2007), "Relações entre crédito e crescimento econômico no Brasil, 2000 a 2006", tesis (Doctorado en Economía), Viçosa, Minas Gerais, Universidad Federal de Viçosa.
- Dall'Erba, S., R. Guillain y J.L. Gallo (2011), "Impact of structural funds on regional growth: how to reconsider a 7 year-old black-box", *Documento de trabalho*.
- Dall'Erba, S. y H.L.F. de Groot (2006), "A meta-analysis of EU regional policy evaluation", documento presentado en la 53rd Annual North American Meetings of the RSEI, Toronto.
- De Gregorio, J. y P.E. Guidotti (1995), "Financial development and economic growth", *World Development*, vol. 23, N° 3, Amsterdam, Elsevier.
- Durlauf, S.N. y P.A. Johnson (1995), "Multiple regimes and cross-country growth behavior", *Journal of Applied Econometrics*, vol. 10, N° 4, John Wiley & Sons, Ltd.
- Durlauf, S.N., P.A. Johnson y J.R.W. Temple (2004), "Growth econometrics", *Vassar College Department of Economics Working Paper*, N° 61.
- Durlauf, S.N. y D.T. Quah (1999), "The new empirics of economic growth", *Handbook of Macroeconomics*, J.B. Taylor y M. Woodford (ed.), vol. 1, Amsterdam, Elsevier.
- Goldsmith, R.W. (1969), *Financial Structure and Development*, New Haven, Connecticut, Yale University Press.
- Greenwood, J. y B. Jovanovic (1990), "Financial development, growth and the distribution of income", *Journal of Political Economy*, vol. 98, N° 5, Chicago, University of Chicago Press.
- Hansen, B.E. (2000), "Sample splitting and threshold estimation", *Econometrica*, vol. 68, N° 3, Nueva York, The Econometric Society.
- (1996), "Inference when a nuisance parameter is not identified under the null hypothesis", *Econometrica*, vol. 64, N° 2, Nueva York, The Econometric Society.
- Jappelli, T. y M. Pagano (1994), "Saving, growth and liquidity constraints", *Quarterly Journal of Economics*, vol. 109, N° 1, Cambridge, Massachusetts, The MIT Press.
- Keynes, J.M. (1943), *Teoría general de la ocupación, el interés y el dinero*, México, D.F., Fondo de Cultura Económica. Publicado originalmente en inglés en 1936.
- King, R.G. y R. Levine (1993), "Finance, entrepreneurship, and growth", *Journal of Monetary Economics*, vol. 32, N° 3, Amsterdam, Elsevier.
- Levine, R. (2004), "Finance and growth: theory and evidence", *NBER Working Paper*, N° 10766, Cambridge, Massachusetts, National Bureau of Economic Research.
- (1992), "Financial structure and economic development", *Policy Research Working Paper Series*, N° 849, Washington, D.C., Banco Mundial.
- Mankiw, N., G.D. Romer y D.N. Weil (1992), "A contribution to the empirics of economics", *Quarterly Journal of Economics*, vol. 107, N° 2, Oxford, Oxford University Press.
- Marques Jr., T.E. y S.S. Porto Jr. (2004), "Desenvolvimento financeiro e crescimento econômico no Brasil – Uma avaliação econométrica", *Trabalho para Discussão*, N° 11, Programa de Pós-graduação em Economia/Universidad Federal de Rio Grande do Sul (UFRGS).
- Matos, O.C. (2002), "Desenvolvimento do sistema financeiro e crescimento econômico no Brasil: Evidência de causalidade", *Trabalho para discussão*, N° 49, Banco Central del Brasil.
- McKinnon, R. (1973), *Money and Capital in Economic Development*, Washington, D.C., The Brookings Institute.
- Mesquita, A.M. (1996), "Avaliação econômica do Fundo Constitucional de Financiamento do Nordeste (FNE)", *Dissertação de Mestrado*, Minas Gerais, Universidad Federal de Minas Gerais.
- Ministerio de Integración Nacional (2010), *20 Anos de Fundos Constitucionais de Financiamento (FCO-FNE-FNO)*, Brasília.
- (2005), *Plano Nacional de Desenvolvimento Regional*, Brasília.
- Oliveira, H.C. de y E.P. Domingues (2005), "Considerações sobre o impacto dos Fundos Constitucionais de Financiamento do Norte e do Centro-Oeste na redução da desigualdade regional no Brasil", *Anais do XXXIII Encontro Nacional de Economia*, Río de Janeiro, Asociación Nacional de Centros de Pós-graduação em Economia (ANPEC).
- Oliveira, J.L. y otros (2011), "Dinâmica regional e convergência de renda: um estudo para os municípios cearenses no período recente", *Dinâmica regional e convergência de renda. Uma análise para os municípios brasileiros selecionados no período 2002-2007*, Brasília, Instituto de Investigación Económica Aplicada (IPEA).
- Penna, C.M. (2011), "Convergência dos PIBs estaduais per capita no Brasil", tesis de doctorado, Fortaleza, CAEN.
- Phillips, P.C.B. y D. Sul (2007), "Transition modeling and econometric convergence tests", *Econometrica*, vol. 75, N° 6, Nueva York, The Econometric Society.
- Resende, G.M. (2012a), "Measuring micro- and macro-impacts of regional development policies: the case of the Northeast Regional Fund (FNE) industrial loans in Brazil, 2000-2006", *Regional Studies*, vol. 48, N° 4, Taylor & Francis.
- (2012b), "Micro e macroimpactos de políticas de desenvolvimento regional: o caso dos empréstimos do FNE-industrial no estado do Ceará", *Texto para Discussão*, N° 1777, Río de Janeiro, Instituto de Investigación Económica Aplicada (IPEA).

- Rocha, B.P. y M.I. Nakane (2007), "Sistema financeiro e desenvolvimento econômico: evidências de causalidade em um painel para o Brasil", *Anais do XXXV Encontro Nacional de Economia*, Río de Janeiro, Asociación Nacional de Centros de Posgrado en Economía (ANPEC).
- Rodrigues, M.T. (1998), "Eficiência alocativa do Fundo Constitucional de Financiamento do Nordeste (FNE): uma visão de insumo-produto", *Dissertação*, São Paulo, Escuela Superior de Agricultura Luiz de Queiroz/Universidad de São Paulo.
- Schumpeter, J.A. (1934), *The Theory of Economic Development*, Cambridge, Massachusetts, Harvard University Press.
- Shaw, E.S. (1973), *Financial Deepening in Economic Development*, Nueva York, Oxford University Press.
- Silva, A.M., G.M. Resende y R. Silveira Neto (2009), "Eficácia do gasto público: uma avaliação do FNE, FNO e FCO", *Estudos econômicos*, vol. 39, N° 1, São Paulo.
- Soares, R., J. Sousa y A. Pereira Neto (2009), "Avaliação de impacto do FNE no emprego, na massa salarial e no salário médio em empreendimentos financiados", *Revista Econômica do Nordeste*, vol. 40, N° 1, Fortaleza, Banco do Nordeste.
- Trompieri Neto, N., I. Castelar y F.C. Linhares (2008), "Convergência de renda dos estados brasileiros: uma abordagem de painel dinâmico com efeito threshold", *Anais do XXXVI Encontro Nacional de Economia*, Río de Janeiro, Asociación Nacional de Centros de Posgrado en Economía (ANPEC).
- Tsangarides, C.G. (2005), "Growth empirics under model uncertainty: is Africa different?", *IMF Working Papers*, N° 05/18, Washington, D.C., Fondo Monetario Internacional.

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 institucionales / *Annual reports*

También disponibles para años anteriores / *Issues for previous years also available*

- Anuario Estadístico de América Latina y el Caribe 2013 / *Statistical Yearbook for Latin America and the Caribbean 2013*, 226 p.
- Balance Preliminar de las Economías de América Latina y el Caribe 2013, 92 p.
Preliminary Overview of the Economies of Latin America and the Caribbean 2013, 92 p.
- Panorama Social de América Latina, 2013, 226 p.
Social Panorama of Latin America, 2013, 220 p.
- Panorama de la Inserción Internacional de América Latina y el Caribe 2013, 128 p.
Latin America and the Caribbean in the World Economy 2013, 122 p.
- Estudio Económico de América Latina y el Caribe 2013, 220 p.
Economic Survey of Latin America and the Caribbean 2013, 210 p.
- La Inversión Extranjera Directa en América Latina y el Caribe 2012, 152 p.
Foreign Direct Investment in Latin America and the Caribbean 2012, 142 p.

Libros y documentos institucionales / *Institutional books and documents*

- Pactos para la igualdad: hacia un futuro sostenible, 2014, 340 p.
Covenants for Equality: Towards a sustainable future, 2014, 330 p.
- Integración regional: hacia una estrategia de cadenas de valor inclusivas, 2014, 226 p.
Regional Integration: Towards an inclusive value chain strategy, 2014, 218 p.
Integração regional: por uma estratégia de cadeias de valor inclusivas, 2014, 226 p.
- Prospectiva y desarrollo: el clima de la igualdad en América Latina y el Caribe a 2020, 2013, 72 p.
- Comercio internacional y desarrollo inclusivo: construyendo sinergias, 2013, 210 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*

- 126 Planificación, prospectiva y gestión pública: reflexiones para la agenda del desarrollo, Jorge Máttar, Daniel E. Perrotti (eds.), 2014, 250 p.
- 125 La crisis latinoamericana de la deuda desde la perspectiva histórica, José Antonio Ocampo, Barbara Stallings, Inés Bustillo, Helvia Velloso, Roberto Frenkel, 2014, 174 p.
- 124 La integración de las tecnologías digitales en las escuelas de América Latina y el Caribe: una mirada multidimensional, Guillermo Sunkel, Daniela Trucco, Andrés Espejo, 2014, 170 p.
- 123 Fortalecimiento de las cadenas de valor como instrumento de la política industrial: metodología y experiencia de la CEPAL en Centroamérica, Ramón Padilla Pérez (ed.), 2014, 390 p.
- 122 Cambio estructural y crecimiento en Centroamérica y la República Dominicana: un balance de dos décadas, 1990-2011, Hugo E. Beteta y Juan Carlos Moreno-Brid, 2014, 398 p.

Copublicaciones / Co-publications

- *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.
- Las clases medias en América Latina: retrospectiva y nuevas tendencias, Rolando Franco, Martín Hopenhayn y Arturo León (eds.), CEPAL / Siglo XXI, México, 2010, 412 p.
- *Innovation and Economic Development: The Impact of Information and Communication Technologies in Latin America*, Mario Cimoli, André Hofman and Nanno Mulder, ECLAC / Edward Elgar Publishing, United Kingdom, 2010, 472 p.

Coediciones / Co-editions

- Perspectivas de la agricultura y del desarrollo rural en las Américas: una mirada hacia América Latina y el Caribe 2014, CEPAL / FAO / IICA, 2013, 220 p.
- Perspectivas económicas de América Latina 2014: logística y competitividad para el desarrollo, CEPAL/OCDE, 2013, 170 p.
Latin American Economic Outlook 2014: Logistics and Competitiveness for Development, ECLAC/OECD, 2013, 164 p.
- Juventud y bono demográfico en Iberoamérica, Paulo Saad, Tim Miller, Ciro Martínez y Mauricio Holz, CEPAL/OIJ/UNFPA, 2012, 96 p.
- Perspectivas económicas de América Latina 2013: políticas de pymes para el cambio estructural, OCDE/ CEPAL, 2012, 192 p.
Latin American Economic Outlook 2013: SME Policies For Structural Change, OECD / ECLAC, 2012, 186 p.

Cuadernos de la CEPAL

- 101 Redistribuir el cuidado: el desafío de las políticas, Coral Calderón Magaña (coord.), 2013, 460 p.
101 Redistributing care: the policy challenge, Coral Calderón Magaña (coord.), 2013, 420 p.
- 100 Construyendo autonomía: compromiso e indicadores de género, Karina Batthyáni Dighiero, 2012, 338 p.
- 99 Si no se cuenta, no cuenta, Diane Alméras y Coral Calderón Magaña (coordinadoras), 2012, 394 p.
- 98 *Macroeconomic cooperation for uncertain times: The REDIMA experience*, Rodrigo Cárcamo-Díaz, 2012, 164 p.
- 97 El financiamiento de la infraestructura: propuestas para el desarrollo sostenible de una política sectorial, Patricio Rozas Balbontín, José Luis Bonifaz y Gustavo Guerra-García, 2012, 414 p.

Documentos de proyecto / Project documents

- La economía del cambio climático en la Argentina: primera aproximación, 2014, 240 p.
- La economía del cambio climático en el Ecuador 2012, 2012, 206 p.
- Economía digital para el cambio estructural y la igualdad, 2013, 130 p.
The digital economy for structural change and equality, 2014, 128 p.
- Estrategias de desarrollo bajo en carbono en megaciudades de América Latina, Joseluis Samaniego y Ricardo Jordán (comps.), María Teresa Ruiz-Tagle (ed.), 2013, 184 p.
- La cooperación entre América Latina y la Unión Europea: una asociación para el desarrollo, José E. Durán Lima, Ricardo Herrera, Pierre Lebreton y Myriam Echeverría, 2013, 157 p.

Cuadernos estadísticos de la CEPAL

- 41 Los cuadros de oferta y utilización, las matrices de insumo-producto y las matrices de empleo. Solo disponible en CD, 2013.
- 40 América Latina y el Caribe: Índices de precios al consumidor. Serie enero de 1995 a junio de 2012. Solo disponible en CD, 2012.

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 / Manuales / Medio Ambiente y Desarrollo / Población y Desarrollo / Política Fiscal / Políticas Sociales / Recursos Naturales e Infraestructura / Reformas Económicas / Seminarios y Conferencias.

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 in:**

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

ANDRÉ HOFMAN
Director

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 FRENCH-DAVIS
DANIEL HEYMANN
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

CEPAL

COMISIÓN ECONÓMICA PARA AMÉRICA LATINA Y EL CARIBE

Publicación de las Naciones Unidas • S1400230 • Agosto de 2014 • ISSN 0252-0257 • e-ISBN 978-92-1-056534-9
Copyright © Naciones Unidas 2014 • Impreso en Santiago de Chile

