

# CEPAL

REVISTA

COMISIÓN  
ECONÓMICA PARA  
AMÉRICA LATINA  
Y EL CARIBE



NACIONES UNIDAS

CEPAL

<b>Efectos de la migración interna sobre el sistema de asentamientos humanos de América Latina y el Caribe</b>	
JORGE RODRÍGUEZ VIGNOLI	7
<b>Crecimiento económico y concentración del ingreso: sus efectos en la pobreza del Brasil</b>	
JAIR ANDRADE ARAUJO, EMERSON MARINHO Y GUARACYANE LIMA CAMPÊLO	35
<b>Impuesto sobre la renta de las personas físicas y desigualdad de los ingresos en el Ecuador entre 2007 y 2011</b>	
LILIANA CANO	59
<b>Análisis de las transiciones entre la formalidad y la informalidad en el mercado de trabajo ecuatoriano</b>	
ADRIANA PATRICIA VEGA NÚÑEZ	83
<b>El impacto de los encadenamientos hacia atrás entre las empresas multinacionales y las pymes sobre los salarios, el empleo y las exportaciones</b>	
JUAN CARLOS LEIVA, RICARDO MONGE-GONZÁLEZ, JUAN ANTONIO RODRÍGUEZ-ÁLVAREZ	103
<b>Determinantes y diferencias territoriales en materia de satisfacción laboral: el caso de Chile</b>	
LUZ MARÍA FERRADA	137
<b>Acarreo de divisas y costo de las reservas internacionales en México</b>	
CARLOS A. ROZO Y NORMA MALDONADO	159
<b>Canon minero y ciclo político presupuestal en las municipalidades distritales del Perú, 2002-2011</b>	
CAROL PEBE, NORALLY RADAS Y JAVIER TORRES	181
<b>Un modelo estructuralista-keynesiano de determinación del tipo cambio real "óptimo" para el desarrollo económico brasileño: 1999-2015</b>	
ANDRÉ NASSIF, CARMEN FEIJÓ Y ELIANE ARAÚJO	201
<b>Impacto del Plan Garantizado de Salud con prima comunitaria única en la demanda del seguro privado de salud en Chile</b>	
EDUARDO BITRAN, FABIÁN DUARTE, DALILA FERNANDES Y MARCELO VILLENA	225

# CEPAL

REVISTA

COMISIÓN  
ECONÓMICA PARA  
AMÉRICA LATINA  
Y EL CARIBE



NACIONES UNIDAS

CEPAL



# REVISTA CEPAL

COMISIÓN  
ECONÓMICA PARA  
AMÉRICA LATINA  
Y EL CARIBE

ALICIA BÁRCENA  
*Secretaria Ejecutiva*

MARIO CIMOLI  
*Secretario Ejecutivo Adjunto Interino*

OSVALDO SUNKEL  
*Presidente del Consejo Editorial*

MIGUEL TORRES  
*Editor*



NACIONES UNIDAS

CEPAL

Alicia Bárcena  
Secretaria Ejecutiva

Mario Cimoli  
Secretario Ejecutivo Adjunto Interino

Osvaldo Sunkel  
Presidente del Consejo Editorial

Miguel Torres  
Editor

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

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

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

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

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

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

Publicación de las Naciones Unidas  
ISSN: 0252-0257  
ISBN: 978-92-1-121971-5 (versión imprenta)  
ISBN: 978-92-1-058609-2 (versión pdf)  
LC/PUB.2017/24-P  
Distribución: General  
Copyright © Naciones Unidas, diciembre de 2017  
Todos los derechos reservados  
Impreso en Naciones Unidas, Santiago  
S.17-00683

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

# Índice

Efectos de la migración interna sobre el sistema de asentamientos humanos de América Latina y el Caribe <i>Jorge Rodríguez Vignoli</i> . . . . .	7
Crecimiento económico y concentración del ingreso: sus efectos en la pobreza del Brasil <i>Jair Andrade Araujo, Emerson Marinho y Guaracyane Lima Campêlo</i> . . . . .	35
Impuesto sobre la renta de las personas físicas y desigualdad de los ingresos en el Ecuador entre 2007 y 2011 <i>Liliana Cano</i> . . . . .	59
Análisis de las transiciones entre la formalidad y la informalidad en el mercado de trabajo ecuatoriano <i>Adriana Patricia Vega Núñez</i> . . . . .	83
El impacto de los encadenamientos hacia atrás entre las empresas multinacionales y las pymes sobre los salarios, el empleo y las exportaciones <i>Juan Carlos Leiva, Ricardo Monge-González, Juan Antonio Rodríguez-Álvarez</i> . . . . .	103
Determinantes y diferencias territoriales en materia de satisfacción laboral: el caso de Chile <i>Luz María Ferrada</i> . . . . .	137
Acarreo de divisas y costo de las reservas internacionales en México <i>Carlos A. Rozo y Norma Maldonado</i> . . . . .	159
Canon minero y ciclo político presupuestal en las municipalidades distritales del Perú, 2002-2011 <i>Carol Pebe, Norally Radas y Javier Torres</i> . . . . .	181
Un modelo estructuralista-keynesiano de determinación del tipo cambio real “óptimo” para el desarrollo económico brasileño: 1999-2015 <i>André Nassif, Carmen Feijó y Eliane Araújo</i> . . . . .	201
Impacto del Plan Garantizado de Salud con prima comunitaria única en la demanda del seguro privado de salud en Chile <i>Eduardo Bitran, Fabián Duarte, Dalila Fernandes y Marcelo Villena</i> . . . . .	225
Orientaciones para los colaboradores de la Revista CEPAL. . . . .	245

#### 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.

# Efectos de la migración interna sobre el sistema de asentamientos humanos de América Latina y el Caribe

Jorge Rodríguez Vignoli

## Resumen

El paulatino agotamiento de la migración rural-urbana en América Latina y el Caribe conduce al creciente predominio de la migración entre ciudades, fenómeno que ha sido poco teorizado y estudiado empíricamente en la región. Por ello, este trabajo explota los microdatos censales —única fuente existente en la región para estimar la migración entre ciudades— de una decena de países para: i) estimar la evolución reciente de esta migración de acuerdo con categorías basadas en el tamaño demográfico de las ciudades (incluida una categoría residual que agrupa a los municipios sin ciudades); ii) estimar el efecto de esta migración sobre la composición por sexo, edad y nivel educativo de estas categorías de ciudades, y iii) evaluar de forma general y preliminar las relaciones bidireccionales entre las condiciones socioeconómicas de las categorías de ciudades, por un lado, y la cuantía y los efectos de la migración entre ellas, por otro lado.

---

## Palabras clave

Migración interna, asentamientos humanos, ciudades, composición de la población, calidad de la vida, censos de población, estadísticas de migración, América Latina y el Caribe

## Clasificación JEL

R23, P25, O54

## Autor

Jorge Rodríguez Vignoli es Asistente de Investigación del Centro Latinoamericano y Caribeño de Demografía (CELADE)-División de Población de la Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL). Correo electrónico: [jorge.rodriguez@cepal.org](mailto:jorge.rodriguez@cepal.org).





## I. Introducción<sup>1</sup>

La urbanización forma parte de los procesos estructurales de larga duración, es decir, aquellos que de manera interactiva se conjugan para generar la modernización económica y social y la modernidad cultural. Hace unos pocos años, la urbanización alcanzó un hito, al llegar la población urbana mundial al 50% de la total. Todas las proyecciones existentes pronostican que este porcentaje seguirá aumentando y que probablemente seguirá una trayectoria logística, en el supuesto de que una fracción de la población permanecerá en las zonas rurales, tanto por preferencias individuales como por necesidades del sistema económico y social.

Actualmente, el 80% de la población de América Latina y el Caribe reside en zonas urbanas (Naciones Unidas, 2015). Este peso relativo hace que la migración más frecuente sea, casi con seguridad, aquella que acontece entre zonas urbanas. Pese a lo anterior, la migración entre ciudades ha sido mucho menos estudiada que la migración rural-urbana, lo que contribuye a mantener a esta última en el foco, pese a su paulatino e inevitable agotamiento. Por ello, un primer objetivo de este trabajo es ofrecer una aproximación cuantitativa a los flujos de migración entre categorías y nodos del sistema de asentamientos humanos, con énfasis en la migración entre ciudades. Un segundo objetivo es mostrar que la migración interna —y, en particular, la migración entre ciudades— entraña efectos relevantes para los asentamientos humanos y las ciudades en particular. El análisis se enfocará en una fracción acotada de estos efectos; en concreto, los relacionados con el impacto que ejerce la migración sobre la estructura por sexo, edad y nivel educativo de los asentamientos.

Tras esta introducción, se incluye una sección en que se presentan las principales nociones de la investigación y se discuten las relaciones entre ellas, seguida por una sección metodológica, en la que los conceptos se definen operativamente y se enumeran y discuten las fuentes, procedimientos e indicadores utilizados. A continuación se presentan los resultados, primero sobre la cuantía de la migración entre ciudades y asentamientos y posteriormente sobre el efecto de la migración en la composición de la población de las ciudades y asentamientos. Finalmente se discuten los resultados ordenando las principales conclusiones de acuerdo con tres niveles jerárquicos del sistema de asentamientos humanos: las ciudades grandes, las intermedias y las pequeñas (se incluye también una categoría residual, denominada “resto”, que agrupa a todos los municipios sin ciudades).

## II. Urbanización, sistemas de ciudades, concentración y migración

La urbanización puede basarse en sistemas de ciudades muy diferentes: desde la metrópolis única —es decir, un sistema altamente concentrado, o primado en la jerga técnica, por tratarse de una ciudad-Estado o de un país con una única ciudad que coexiste con el resto de territorio rural— hasta la mirada de ciudades de distintos tamaños. La diversidad de niveles de primacía en los sistemas de ciudades concretos sugiere un amplio y complejo elenco de factores determinantes, así como un elevado grado de dependencia de condiciones idiosincrásicas (Pacione, 2009; Fujita y Krugman, 2004; Hall, 1996; Romero, 1976). El grueso de la literatura sugiere que los sistemas primados tienden a ser disfuncionales para el desarrollo (Williamson, 1965; Henderson, 2003; Atienza y Aroca, 2012).

<sup>1</sup> El autor agradece a Daniela González, Asistente de Investigación del CELADE-División de Población de la CEPAL, por su colaboración en la definición de las ciudades y la obtención de indicadores socioeconómicos referidos a ellas, y a Mario Acuña, Luis Rodríguez y David Candía, Consultores del CELADE-División de Población de la CEPAL, por su ayuda con el procesamiento de los datos. Además, se agradecen los comentarios recibidos de dos jueces anónimos, que contribuyeron a mejorar el artículo. En cualquier caso, las limitaciones y debilidades del texto son de exclusiva responsabilidad del autor.

Las visiones homeostáticas o autorreguladoras de la sociedad —sean neoclásicas en economía, funcionalistas o de teoría de sistemas en sociología o evolucionistas en la teoría del desarrollo— suponen que las fuerzas desconcentradoras se impondrán finalmente, lo que implicará una reducción de la pujanza económica de las grandes ciudades, reduciendo su atractivo y bajando los índices de primacía de los sistemas de ciudades (Cunha y Rodríguez, 2009; Banco Mundial, 2009; Fujita y Krugman, 2004; Henderson, 2003; Cuervo y González, 1997). La desconcentración también suele ser planteada por los enfoques evolucionistas, que incluyen una fase, que puede ser la final, de “contraurbanización”. En esta fase, el crecimiento y el atractivo migratorio pasa de las ciudades grandes a las intermedias y pequeñas, como reacción a los problemas que emergen en las grandes ciudades (Pacione, 2009; Geyer y Kontuly, 1993; Berg y otros, 1982).

La contraurbanización y, en general, la hipótesis de una tendencia inevitable a la desconcentración de los sistemas de ciudades ha sido cuestionada por varios enfoques. Uno de estos plantea la hipótesis de la “desconcentración concentrada” (Cunha, 2015; CEPAL, 2012; Cunha y Rodríguez, 2009; Villa y Rodríguez, 1997) o de la conformación de ciudades región (Sassen, 2007), que sostiene que la pérdida de gravitación demográfica (y también económica) de las áreas metropolitanas concentradoras se debe a las ganancias de su entorno, especialmente de las ciudades cercanas, y por tanto se trata, en realidad, de una ampliación de la escala geográfica del área metropolitana. También cuestionan esta hipótesis algunos enfoques evolucionistas, en particular los que incluyen una etapa final de reconcentración o recuperación metropolitana (Cunha, 2015; Pacione, 2009). En la corriente estructuralista desarrollada por la Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL), tiende a predominar la aplicación del enfoque centro-periferia, que normalmente se asocia a mecanismos y procesos que refuerzan o al menos tienden a reproducir la concentración, la asimetría y la desigualdad. A escala global, las periferias presentan las siguientes características: son estructuras productivas que se caracterizan por una mayor especialización, normalmente asociada a pocas actividades dinámicas y vinculadas principalmente a la exportación de bienes primarios o semiprocesados con bajos niveles de encadenamientos, o bien a actividades productivas de subsistencia; muestran elevados grados de heterogeneidad estructural en cuanto a niveles de productividad entre sectores y tamaños de empresa, lo que influye a su vez en una aguda segmentación laboral y en elevadas desigualdades de ingresos, y, finalmente, presentan una lenta difusión del progreso técnico, la cual tiende a concentrarse en unos pocos sectores de la economía. Dentro de los países, estos rasgos tienden a reproducirse, con la salvedad de que en ellos existe un centro o unos centros constituidos por las grandes ciudades, y la periferia está constituida por el resto del sistema de asentamientos humanos. El enfoque estructuralista no se limita al juego de fuerzas económicas centrífugas y centrípetas, pues también subraya el papel acumulado de la historia en la conformación de los actuales Estados y economías latinoamericanas. En este sentido, pone de relieve el papel concentrador de la matriz social y político-institucional que caracteriza a la región desde la conquista (o incluso antes). En este contexto, la diferencia de estructuras productivas diversificadas, como son las de las metrópolis, y especializadas, particularmente en materias primas, como son las del resto o la periferia, debiera retroalimentar las desigualdades y favorecer la concentración. A lo anterior se suman las cadenas de valor que a la postre transfieren recursos de la periferia al centro, así como las migraciones selectivas, que también favorecen al centro. Con todo, estos mecanismos, esencialmente concentradores, pueden moderarse mediante políticas públicas o presentar puntos de inflexión por mudanzas económicas estructurales, por lo que tampoco se puede deducir de este enfoque un pronóstico de aumento inevitable de la concentración en las grandes ciudades (CEPAL, 2015, págs. 18-24).

Una dimensión fundamental de este debate sobre la tendencia y el futuro de la concentración demográfica y económica de las grandes ciudades y sobre su gravitación en el desarrollo nacional atañe a la migración. En el caso de la migración entre ciudades, la diferenciación entre el origen y

el destino, tan evidente y marcada en el caso de la migración desde el campo hacia la ciudad, se atenúa debido a la condición urbana común de ambos. Si bien es cierto que entre las ciudades hay disparidades socioeconómicas y de otros tipos que inducen a tomar decisiones migratorias, las diferencias tienden a ser menores y, al mismo tiempo, más matizadas, sutiles y enrevesadas que en el caso de la distinción entre el campo y la ciudad. Lo anterior limita la capacidad explicativa de los modelos clásicos de la migración urbana-rural centrados en diferenciales del mercado de trabajo, es decir, básicamente, disparidades de desempleo y de ingresos (Rodríguez y Busso, 2009; Aroca, 2004; Brown, 1991; Martine, 1979; Villa y Alberts, 1980), y más bien despreocupados de los diferenciales residenciales, culturales, educativos, de calidad de vida y de costo de vida, que parecen relevantes para las decisiones de moverse entre ciudades y que a veces presentan niveles y trayectorias disociadas de los ingresos y el nivel de empleo.

En consecuencia, el agotamiento de la migración desde el campo y el entramado más complejo y diverso del sistema de ciudades puede estar cambiando la dirección de los flujos migratorios. Asimismo, puede estar modificando sus tradicionales efectos sobre la composición de la población, que en América Latina, a grandes rasgos, eran feminizar y rejuvenecer<sup>2</sup> a las grandes ciudades, además de reducir su nivel educativo, y masculinizar y envejecer a las ciudades pequeñas y el ámbito rural (Elizaga, 1970; Camisa, 1972; Elizaga y Macisco, 1975; Alberts, 1977; Rodríguez, 2013a y 2013b).

En este texto se avanza, en primer lugar, en una cuantificación actualizada de la migración entre categorías de ciudades y asentamientos. En segundo lugar, se esboza una descripción inicial de las relaciones actuales entre tamaño demográfico, condiciones de vida y atractivo migratorio de las ciudades y asentamientos. Por último, se evalúan empíricamente los efectos de la migración sobre la composición por edad, sexo y nivel educativo de la población de las ciudades y asentamientos.

### III. Marco metodológico

Los resultados que se presentan en este documento provienen del procesamiento de las bases de datos censales de diez países de la región —Bolivia (Estado Plurinacional de), Brasil, Costa Rica, Ecuador, Honduras, México, Panamá, República Dominicana, Venezuela (República Bolivariana de) y Uruguay—, entre ellos, los dos más poblados de América Latina (Brasil y México), para construir matrices de origen y destino de la migración reciente entre ciudades, entendiendo como tales a todas las localidades y aglomerados urbanos y metropolitanos con 20.000 habitantes o más. Para abarcar el conjunto del sistema de asentamientos humanos en los cálculos y el análisis, las matrices incluyen una categoría remanente que agrupa a todos los municipios sin ciudad.

La definición geográfica de las ciudades proviene de la base de datos Distribución Espacial de la Población y Urbanización en América Latina y el Caribe (DEPUALC) ([www.cepal.org/celade/depualc/](http://www.cepal.org/celade/depualc/)). En esta base, que ha sido actualizada recientemente, se utiliza una aproximación de áreas y conglomerados urbanos para evitar limitar las ciudades estrictamente a la mancha urbana. En general, la definición geográfica de las ciudades en DEPUALC se basa en la zona urbana de la división administrativa menor (DAME)<sup>3</sup> donde se localiza la ciudad o de las DAME que contienen o que conforman la ciudad (cuando se trata de ciudades que superan los límites de una DAME). Todas las ciudades que cumplen con el requisito de tamaño mínimo (es decir, 20.000 habitantes o más) pasan a formar parte del listado de ciudades.

<sup>2</sup> Se utiliza “rejuvenecer” no en el sentido demográfico de aumentar la población infantil, sino en el literal de aumentar la proporción de jóvenes, definidos como la población de entre 15 y 29 años de edad.

<sup>3</sup> Una DAME, o división administrativa menor, puede ser un municipio, una comuna, un distrito, una delegación o un partido, entre otros, dependiendo del país.

El motivo por el que se utiliza la DAME para generar las matrices de origen y destino es que se trata de la escala geográfica más desagregada a la que se capta la migración en la mayoría de los países. Por medio de las preguntas sobre DAME de residencia actual y DAME de residencia cinco años antes, se construyen todas las ciudades con 20.000 habitantes o más de cada país, o bien como DAME completas (la DAME donde se localiza una ciudad, que no la desborda), o bien como agrupaciones de DAME (aquellas por las que se extiende la ciudad o que, desde otro punto de vista, la conforman). Estas nuevas entidades correspondientes a ciudades se utilizan posteriormente como origen y destino de las matrices respectivas y se generan matrices de migración entre ciudades, con las cuales es posible obtener los principales indicadores estándar del volumen y la intensidad de la migración.

Estas matrices incluyen la columna “resto”, que agrupa a todas las DAME que no cuentan con una ciudad, por lo que con ellas también es posible obtener estimaciones de la migración neta del intercambio entre el sistema de ciudades y el resto de los asentamientos del país. Es decir, la categoría “resto” permite una aproximación novedosa a la estimación directa de la migración rural-urbana. El umbral para definir lo rural en este caso es bastante exigente: se trata de las DAME que no contienen o no forman parte de una ciudad de por lo menos 20.000 habitantes. Con todo, cabe hacer notar que dentro de esta categoría coexisten algunas DAME constituidas en su totalidad por población rural dispersa con otras donde hay localidades urbanas pequeñas o áreas aún rurales pero en procesos incipientes o intermedios de suburbanización.

Las matrices de migración por ciudades —de una envergadura de 800 por 800 en países como el Brasil— están disponibles en la base de datos de Migración Interna en América Latina y el Caribe (MIALC) ([www.cepal.org/celade/migracion/migracion\\_interna/](http://www.cepal.org/celade/migracion/migracion_interna/)). En este documento, para efectuar un análisis estandarizado y por razones obvias de espacio, se presentan los resultados derivados de agrupaciones de ciudades según cantidad de población. Estas agrupaciones son<sup>4</sup>: i) 1.000.000 de habitantes o más (ciudades grandes); ii) de 500.000 a 999.999 habitantes (ciudades intermedias superiores); iii) de 100.000 a 499.999 habitantes (ciudades intermedias inferiores); iv) de 50.000 a 99.999 habitantes (ciudades pequeñas superiores); v) de 20.000 a 49.999 habitantes (ciudades pequeñas inferiores); vi) menos de 20.000 habitantes (ciudades pequeñas inferiores “especiales”)<sup>5</sup>, y vii) resto.

Los cálculos derivados de las matrices son: i) población residente en la fecha del censo; ii) población residente cinco años antes del censo; iii) no migrantes; iv) inmigrantes; v) emigrantes; vi) migración neta; vii) migración bruta; viii) tasa de inmigración; ix) tasa de emigración, y x) tasa

<sup>4</sup> Salvo en el caso del término “ciudades grandes”, utilizado para referirse a ciudades cuyo tamaño las convierte efectivamente en grandes en cualquier contexto nacional, la utilización de términos como “ciudades intermedias” o “ciudades pequeñas” tiene una justificación exclusivamente pragmática. La condición de “intermedia” de una ciudad en un país dado depende del sistema de ciudades existente en dicho país. Las ciudades intermedias del Brasil o de México serían las segundas ciudades por cantidad de población en países como el Uruguay y Panamá, por ejemplo. Si bien las bases de datos DEPUALC y MIALC permitirían una definición de ciudades intermedias asociada a las características del sistema de ciudades de cada país, en este trabajo se optó por un criterio común para todos los países con la finalidad de estandarizar el análisis, aun cuando ello entraña el riesgo de agrupar casos distintos.

<sup>5</sup> La población correspondiente a la categoría “menos de 20.000 habitantes” es una derivación del método y no un valor para todas las ciudades de menos de 20.000 habitantes. Se trata de las que tenían 20.000 habitantes en 2010 pero no en 2000 y, por ende, no entran en el grupo de 20.000 a 49.999 habitantes en 2000, y deberían agregarse a la categoría “resto”, más que ser tratadas como un caso particular. Existen casos excepcionales de este tipo en 2010, que corresponden a ciudades que en ese año superaban los 20.000 habitantes en la matriz pero no en DEPUALC. Esta categoría es marginal y podrían sumarse a la categoría “resto” en los años que corresponda.

de migración neta<sup>6</sup>. Estos cálculos van acompañados de la proporción de ciudades con saldo o tasa positiva, para evitar que la visión de la situación migratoria de las categorías del sistema de asentamientos humanos derive exclusivamente del valor total, que puede estar influenciado por la ciudad principal o las ciudades principales o por casos extremos.

Para la estimación del efecto de la migración sobre la composición de la población, se usa el procedimiento desarrollado por el Centro Latinoamericano y Caribeño de Demografía (CELADE)-División de Población de la CEPAL (Rodríguez, 2013a y 2013b; CEPAL, 2012; Rodríguez y Busso, 2009). La base del procedimiento es la matriz de indicadores de flujo (proveniente de la matriz de migración de los cinco años previos al censo), sobre la que se procede a cotejar sus marginales, uno de los cuales corresponde al valor del atributo en el momento del censo (valor factual), es decir, con migración, y el otro, al atributo que existiría si no hubiese acontecido migración (valor contrafactual). La diferencia entre ambos corresponde al efecto (neto y exclusivo) de la migración sobre el atributo. El cociente entre el efecto y el contrafactual corresponde al efecto relativo de la migración sobre la composición de la población de acuerdo con el atributo correspondiente.

Con este procedimiento se estimó el efecto de la migración sobre la estructura por sexo, edad y educación de las ciudades de la región, agrupadas en las categorías de tamaño ya mencionadas, incluida la categoría “resto”, que se asimila al ámbito rural o “semirural”. Para calcular dicho efecto sobre la estructura por sexo, se utilizó la relación de masculinidad, es decir, el cociente de hombres sobre mujeres; en el caso de la estructura por edad, se utilizó el porcentaje que representan los grupos de edad seleccionados —de 5 a 14 años, de 15 a 29 años, de 30 a 44 años, de 45 a 59 años y 60 años o más— en la población total (en rigor, la población incluida en la matriz de migración, que excluye a menores de 5 años e inmigrantes internacionales recientes), y en el caso de la educación, se utilizó el indicador media de años de estudio de la población de 25 años y más y del grupo de 45 a 59 años, para intentar controlar la distorsión generada por la estructura etaria. Cabe destacar que este efecto puede descomponerse en el impacto de la inmigración y el de la emigración. El primero se obtiene como la diferencia entre el valor factual y el valor de los no migrantes para cada lugar. El segundo se obtiene como la diferencia entre el valor de los no migrantes y el valor contrafactual para cada lugar.

## IV. Resultados y análisis

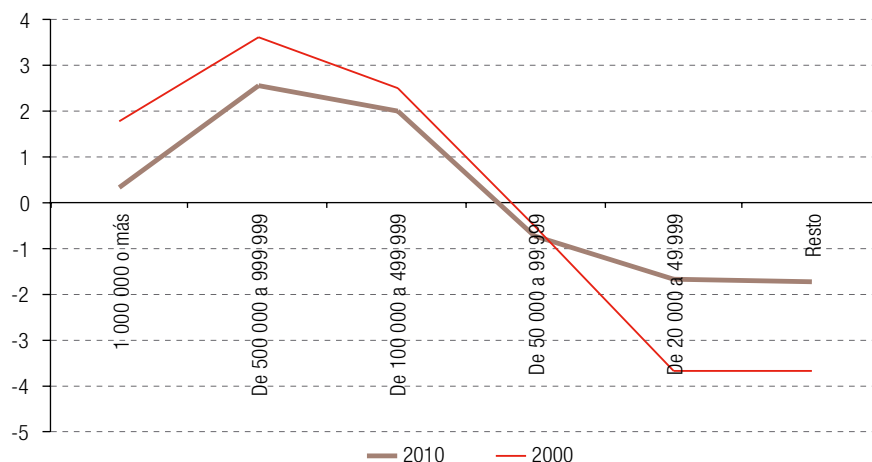
### 1. Sistemas de ciudades y migración interna: continuidad y cambio del atractivo migratorio y del efecto crecimiento general

Los resultados presentados confirman lo expuesto en Rodríguez (2011), en el sentido de que las franjas inferiores del sistema de ciudades son netamente expulsoras, las intermedias tienden a ser atractivas y la superior aún presenta atractivo (véase el gráfico 1). La condición expulsora de la franja inferior del sistema de ciudades genera un dato sorpresivo y hasta paradójico, si tenemos en cuenta el avance bien documentado de la urbanización en las últimas décadas: la mayor parte de las ciudades es de emigración neta, porque la mayor parte de las ciudades pequeñas, que son el grueso de las ciudades, es de emigración neta (véase el gráfico 2).

<sup>6</sup> Pueden encontrarse más detalles sobre el cálculo de cada uno de estos indicadores en Rodríguez (2013a y 2011), Welti (1997) y Villa (1991).

Gráfico 1

América Latina y el Caribe (países seleccionados): tasa de migración interna neta según segmentos del sistema de asentamientos humanos agrupados por tamaño demográfico, población de 5 años y más<sup>a</sup>  
(En número de personas por cada 1.000)



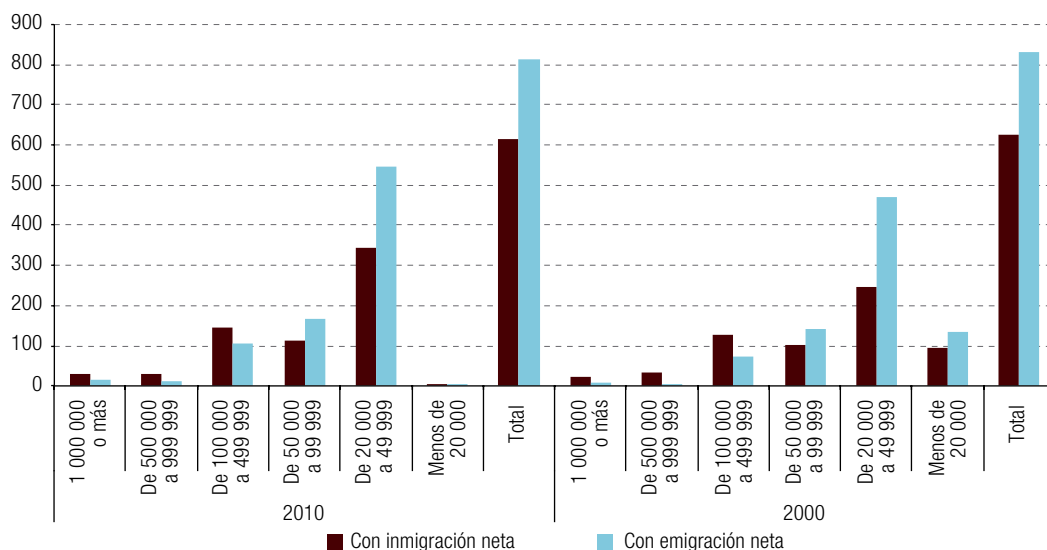
Fuente: Elaboración propia.

Nota: Se excluye la categoría "menos de 20.000 habitantes".

<sup>a</sup> Se incluyen diez países con censos e información disponibles de la ronda de 2010 (Bolivia (Estado Plurinacional de) (2012), Brasil (2010), Costa Rica (2011), Ecuador (2010), Honduras (2013), México (2010), Panamá (2010), República Dominicana (2010), Uruguay (2011) y Venezuela (República Bolivariana de) (2011)) y ocho de la ronda de 2000 (Brasil (2000), Costa Rica (2000), Ecuador (2001), Honduras (2001), México (2000), Panamá (2000), República Dominicana (2002), y Venezuela (República Bolivariana de) (2001)).

Gráfico 2

América Latina y el Caribe (países seleccionados): ciudades según signo de la migración neta por rango de tamaño demográfico de la ciudad<sup>a</sup>  
(En número de ciudades)



Fuente: Elaboración propia sobre la base de información de la base de datos de Migración Interna en América Latina y el Caribe (MIALC).

Nota: El número de ciudades en 2000 incluye a casi 300 localidades que no tenían esa condición en el censo de ese año, pero alcanzaron dicha condición en el censo de 2010. Su inclusión facilita la comparación diacrónica y explica que la cantidad de ciudades sea muy similar en ambos momentos.

<sup>a</sup> Se incluyen diez países con censos e información disponibles de la ronda de 2010 (Bolivia (Estado Plurinacional de) (2012), Brasil (2010), Costa Rica (2011), Ecuador (2010), Honduras (2013), México (2010), Panamá (2010), República Dominicana (2010), Uruguay (2011) y Venezuela (República Bolivariana de) (2011)) y ocho de la ronda de 2000 (Brasil (2000), Costa Rica (2000), Ecuador (2001), Honduras (2001), México (2000), Panamá (2000), República Dominicana (2002), y Venezuela (República Bolivariana de) (2001)).

En el cuadro 1 se ofrece otra manera de aproximarse a la estimación directa de la migración rural-urbana, mediante el cálculo del saldo migratorio de la categoría denominada “resto” —teniendo en cuenta las precauciones expuestas en el marco metodológico, en particular respecto de la heterogeneidad existente dentro de dicha categoría—. De manera sistemática, el “resto” pierde población, lo que sugiere que la migración rural-urbana sigue en marcha y no presenta signos de reversión, aunque sí de atenuación.

Adicionalmente, en el cuadro 1 se verifica que la mayor parte de los migrantes son del tipo urbano-urbano. De los 14,4 millones de migrantes registrados por la ronda de censos de 2010, 11,2 millones (el 78%) correspondían a inmigrantes de ciudades y 10,6 millones (el 73,5%) a emigrantes de ellas, lo que significa que tres de cada cuatro migrantes se movieron entre ciudades. Si se consideran los flujos intracategorías que se incluyen en el segundo componente del cuadro 1, este porcentaje bordea el 80% y podría aumentar más aún si se considera la migración intrametropolitana —que en ningún caso se incluye en los cálculos presentados en este texto—, cuantiosa en los países más urbanizados y “metropolizados”. Por otra parte, los cálculos omiten también la migración intrarrural (la que se produce dentro del segmento “resto”), lo que impide obtener una cuantificación del flujo rural-rural.

Otro dato llamativo del cuadro 1 es que las ciudades grandes registran un saldo migratorio más bien exiguo (una tasa que apenas llega al 0,3 por 1.000 según la ronda de censos de 2010) y mucho menor que el registrado por la ronda de censos de 2000. Cabe destacar que una inspección de las matrices de migración entre ciudades —disponibles en la base de datos MIALC— muestra diversidad interna en este grupo, ya que todas las megalópolis (ciudades con 10 millones de habitantes o más) registran emigración neta, mientras que la mayor parte de las ciudades restantes del grupo todavía presentan inmigración neta. Las ciudades intermedias son las más atractivas durante el período examinado, y registran una tasa de inmigración neta ligeramente descendente entre ambos censos. De cualquiera manera, se trata de tasas moderadas (del orden del 3 por 1.000), muy distantes de las tasas anuales del 20 por 1.000 o más que fueron frecuentes hasta la década de 1980 (Alberts, 1977).

Esta combinación de los datos proporcionados en el cuadro 1 sugiere que la migración favorece un cierto proceso de desconcentración demográfica limitado a las ciudades intermedias y en modo alguno extendido a las ciudades pequeñas o al entorno rural.

La comparación entre los dos componentes del cuadro 1 permite una disquisición adicional, dado que la diferencia entre ambos corresponde, como se explicó en la sección metodológica, a la cuantía de la migración entre ciudades de la misma categoría. Esta migración modifica la cantidad de inmigrantes y emigrantes de cada categoría y sus respectivas tasas, pero no afecta a la migración neta de la categoría —justamente porque es migración intracategorías, que no implica intercambio con otras categorías—, por lo que ese valor es idéntico en ambos componentes del cuadro<sup>7</sup>. Los resultados (véase el gráfico 3) muestran que la migración dentro de cada categoría del sistema de ciudades tendió a aumentar en el último período intercensal, al menos en términos absolutos, lo que refleja un creciente intercambio migratorio horizontal que contrasta con la reducción global de la migración interna que muestran las cifras y los estudios previos (CEPAL, 2012; Bell y Salut, 2009) y que amerita futura investigación.

<sup>7</sup> Lamentablemente, la migración presente en la categoría “resto” no queda registrada, porque se trata de una categoría residual, que se trata como una unidad, sin distinción de las localidades (municipios, en rigor) que esta incluye.



**Cuadro 1** América Latina y el Caribe (países seleccionados): indicadores de la migración interna según agrupaciones de ciudades por tamaño demográfico, con y sin inclusión de migrantes intracategorías, población de 5 años y más<sup>a</sup>

Opción 1: con exclusión de los movimientos migratorios intracategorías											
Ronda censal	Grupos de ciudades según cantidad de población	Población residente en 2010	Población residente en 2005	No migrantes	Inmigrantes	Emigrantes	Migración neta	Migración bruta	Tasa de inmigración (por 1 000)	Tasa de emigración (por 1 000)	Tasa de migración neta (por 1 000)
	1. 1 000 000 o más	130 957 264	130 757 276	127 202 365	3 754 900	3 554 911	199 988	7 309 811	5,7	5,4	0,3
	2. De 500 000 a 999 999	27 406 682	27 056 232	25 962 344	1 444 338	1 093 889	350 449	2 538 226	10,6	8,0	2,6
	3. De 100 000 a 499 999	51 970 165	51 451 091	49 160 957	2 809 207	2 290 134	519 073	5 099 341	10,9	8,9	2,0
Ronda de censos de 2010	4. De 50 000 a 99 999	22 172 936	22 256 688	20 871 167	1 301 769	1 385 521	-83 752	2 687 290	11,7	12,5	-0,8
	5. De 20 000 a 49 999	35 997 837	36 297 085	34 021 489	1 976 348	2 275 596	-299 249	4 251 944	10,9	12,6	-1,7
	6. Menos de 20 000	114 506	116 831	104 718	9 788	12 112	-2 324	21 901	16,9	20,9	-4,0
	7. Resto	78 073 209	78 757 395	74 954 991	3 118 218	3 802 405	-684 186	6 920 623	8,0	9,7	-1,7
	Total del sistema de asentamientos humanos	346 692 599	346 692 599	332 278 031	14 414 568	14 414 568	0	28 829 136	8,3	8,3	0,0
Ronda de censos de 2000	1. 1 000 000 o más	99 306 010	98 419 025	95 171 096	4 134 913	3 247 929	886 985	7 382 842	8,4	6,6	1,8
	2. De 500 000 a 999 999	25 189 355	24 735 987	23 572 789	1 616 566	1 163 197	453 368	2 779 763	13,0	9,3	3,6
	3. De 100 000 a 499 999	41 343 343	40 825 305	38 482 860	2 860 483	2 342 444	518 038	5 202 927	13,9	11,4	2,5
	4. De 50 000 a 99 999	18 736 768	18 786 657	17 343 752	1 393 016	1 442 905	-49 889	2 835 921	14,8	15,4	-0,5
	5. De 20 000 a 49 999	28 553 605	29 084 249	26 740 465	1 813 140	2 343 783	-530 643	4 156 924	12,6	16,3	-3,7
	6. Menos de 20 000	6 066 723	6 110 868	5 568 626	498 097	542 242	-44 145	1 040 340	16,4	17,8	-1,5
	7. Resto	66 417 807	67 651 520	63 481 708	2 936 099	4 169 813	-1 233 713	7 105 912	8,8	12,4	-3,7
	Total del sistema de asentamientos humanos	285 613 611	285 613 611	270 361 297	15 252 314	15 252 314	0	30 504 628	10,7	10,7	0,0

Cuadro 1 (conclusión)

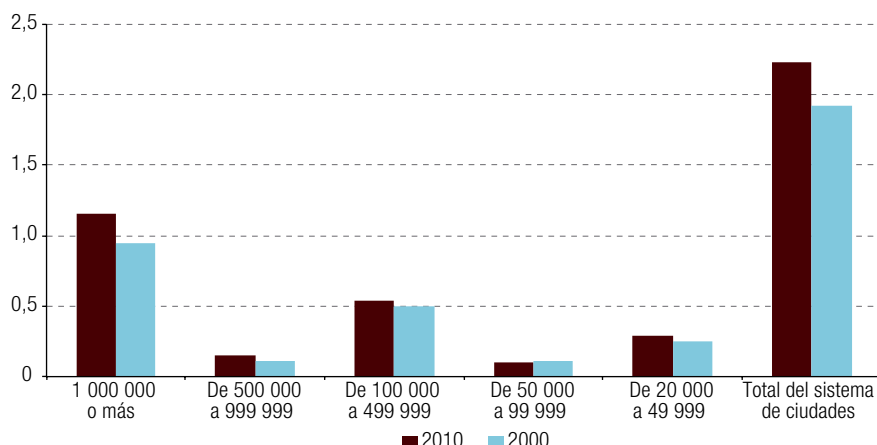
Ronda censal	Opción 2: con inclusión de los movimientos migratorios intracategorías										
	Grupos de ciudades según cantidad de población	Población residente en 2010	Población residente en 2005	No migrantes	Inmigrantes	Emigrantes	Migración neta	Migración bruta	Tasa de inmigración (por 1 000)	Tasa de emigración (por 1 000)	Tasa de migración neta (por 1 000)
Ronda de censos de 2010	1. 1 000 000 o más	130 957 264	130 757 276	126 049 248	4 908 016	4 708 028	199 988	9 616 043	7,5	7,2	0,3
	2. De 500 000 a 999 999	27 406 682	27 056 232	25 812 021	1 594 661	1 244 211	350 449	2 838 872	11,7	9,1	2,6
	3. De 100 000 a 499 999	51 970 165	51 451 091	48 626 464	3 343 700	2 824 627	519 073	6 168 328	12,9	10,9	2,0
	4. De 50 000 a 99 999	22 172 936	22 256 688	20 767 434	1 405 503	1 489 254	-83 752	2 894 757	12,7	13,4	-0,8
	5. De 20 000 a 49 999	35 997 837	36 297 085	33 730 438	2 267 398	2 566 647	-299 249	4 834 045	12,5	14,2	-1,7
	6. Menos de 20 000	114 506	116 831	104 718	9 788	12 112	-2 324	21 901	16,9	20,9	-4,0
	7. Resto	78 073 209	78 757 395	74 954 991	3 118 218	3 802 405	-684 186	6 920 623	8,0	9,7	-1,7
Total del sistema de asentamientos humanos											
		346 692 599	346 692 599	330 045 315	16 647 284	16 647 284	0	33 294 569	9,6	9,6	0,0
Ronda de censos de 2000	1. 1 000 000 o más	99 306 010	98 419 025	94 225 768	5 080 242	4 193 257	886 985	9 273 499	10,3	8,5	1,8
	2. De 500 000 a 999 999	25 189 355	24 735 987	23 463 233	1 726 122	1 272 754	453 368	2 998 876	13,8	10,2	3,6
	3. De 100 000 a 499 999	41 343 343	40 825 305	37 980 943	3 362 400	2 844 362	518 038	6 206 762	16,4	13,8	2,5
	4. De 50 000 a 99 999	18 736 768	18 786 657	17 232 333	1 504 435	1 554 324	-49 889	3 058 759	16,0	16,6	-0,5
	5. De 20 000 a 49 999	28 553 605	29 084 249	26 486 306	2 067 299	2 597 943	-530 643	4 665 242	14,3	18,0	-3,7
	6. Menos de 20 000	6 066 723	6 110 868	5 548 557	518 166	562 311	-44 145	1 080 477	17,0	18,5	-1,5
	7. Resto	66 417 807	67 651 520	63 481 708	2 936 099	4 169 813	-1 233 713	7 105 912	8,8	12,4	-3,7
Total del sistema de asentamientos humanos											
		285 613 611	285 613 611	268 418 848	17 194 763	17 194 763	0	34 389 525	12,0	12,0	0,0

**Fuente:** Elaboración propia sobre la base de información de la base de datos de Migración Interna en América Latina y el Caribe (MIALC).

<sup>a</sup> Se incluyen diez países con censos e información disponibles de la ronda de 2010 (Bolivia (Estado Plurinacional de) (2012), Brasil (2010), Costa Rica (2011), Ecuador (2010), Honduras (2013), México (2010), Panamá (2010), República Dominicana (2010), Uruguay (2011) y Venezuela (República Bolivariana de) (2011)) y ocho de la ronda de 2000 (Brasil (2000), Costa Rica (2000), Ecuador (2001), Honduras (2001), México (2000), Panamá (2000), República Dominicana (2002), y Venezuela (República Bolivariana de) (2001)).

**Gráfico 3**

América Latina y el Caribe (países seleccionados): cantidad de migrantes intracategorías del sistema de ciudades, población de 5 años y más<sup>a</sup>  
(En millones de personas)



**Fuente:** Elaboración propia sobre la base de información de la base de datos de Migración Interna en América Latina y el Caribe (MIALC).

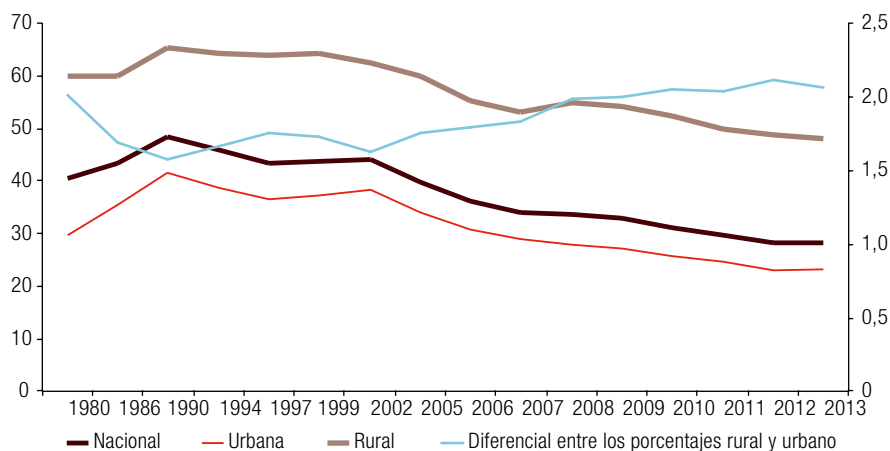
**Nota:** Se excluye la categoría "menos de 20.000 habitantes".

<sup>a</sup> Se incluyen diez países con censos e información disponibles de la ronda de 2010 (Bolivia (Estado Plurinacional de) (2012), Brasil (2010), Costa Rica (2011), Ecuador (2010), Honduras (2013), México (2010), Panamá (2010), República Dominicana (2010), Uruguay (2011) y Venezuela (República Bolivariana de) (2011)) y ocho de la ronda de 2000 (Brasil (2000), Costa Rica (2000), Ecuador (2001), Honduras (2001), México (2000), Panamá (2000), República Dominicana (2002), y Venezuela (República Bolivariana de) (2001)).

A diferencia de lo observado en el caso de la migración rural-urbana, que se explica por motivos estructurales naturales, como son las desigualdades marcadas y persistentes entre las zonas urbanas y rurales —lo que se corrobora tanto en el gráfico 4, en que se muestra la enorme y pertinaz, e incluso creciente, brecha de pobreza entre el ámbito urbano y el rural en América Latina, como en publicaciones recientes (Srinivasan y Rodríguez, 2016)—, en el caso de las ciudades agrupadas por cantidad de población, las desigualdades son menos sistemáticas (véase el cuadro 2).

**Gráfico 4**

América Latina y el Caribe: pobreza según zona de residencia y diferencial entre los porcentajes rural y urbano, 1980-2013  
(En porcentajes y en razón rural/urbana)



**Fuente:** Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL), CEPALSTAT, sobre la base de tabulaciones especiales de las encuestas de hogares de los respectivos países, 2015.

**Cuadro 2**  
América Latina y el Caribe (6 países): indicadores de condiciones de vida (Objetivos de Desarrollo del Milenio) según agrupaciones de ciudades por tamaño demográfico<sup>a</sup>

Ciudades	Promedio de años de estudio			Tasa neta de matrícula en primaria	Tasa de finalización de estudios primarios <sup>b</sup>	Tasa de alfabetismo	Relación entre mujeres y hombres			Tasa de alfabetismo
	Ambos sexos	Hombres	Mujeres				Educación primaria	Educación secundaria	Educación superior	
1 000 000 o más	10,0	10,3	9,7	80,6	98,3	98,9	1,02	0,99	0,94	98,3
De 500 000 a 999 999	10,2	10,5	9,9	74,6	96,8	98,7	1,02	0,97	0,91	97,0
De 100 000 a 499 999	9,7	9,8	9,5	82,5	97,2	98,8	1,02	0,99	0,88	97,2
De 50 000 a 99 999	8,6	8,9	8,3	78,2	97,8	98,4	1,02	0,98	0,94	96,6
De 20 000 a 49 999	8,2	8,5	8,0	78,7	96,5	98,0	1,02	0,96	0,90	96,1
Ciudades	Proporción de la población con acceso a agua potable <sup>b</sup>	Proporción de la población con acceso a saneamiento	Proporción de la población con acceso a electricidad	Disponibilidad de teléfono en el hogar	Disponibilidad de celular	Disponibilidad de computadora	Disponibilidad de Internet	Relación de masculinidad	Relación de juventud	Relación de vejez
1 000 000 o más	84,6	96,2	99,5	64,4	75,8	43,9	31,9	94,2	41,8	14,6
De 500 000 a 999 999	93,4	79,8	99,0	54,1	82,7	42,8	33,4	93,7	41,7	13,9
De 100 000 a 499 999	83,7	94,9	90,2	49,6	78,4	38,7	25,9	93,8	44,8	14,3
De 50 000 a 99 999	83,9	84,5	93,0	41,2	69,6	29,9	18,6	94,3	49,1	14,0
De 20 000 a 49 999	82,6	79,6	93,0	36,9	67,2	25,7	15,4	94,4	50,3	15,4

**Fuente:** Elaboración propia, sobre la base de información de la base de datos Distribución Espacial de la Población y Urbanización en América Latina y el Caribe (DEPUALC).

<sup>a</sup> Se incluyen seis países con disponibilidad de censos en 2010: Bolivia (Estado Plurinacional de), Costa Rica, Ecuador, México, República Dominicana y Uruguay.

<sup>b</sup> Pueden encontrarse más detalles sobre los indicadores en la base de datos DEPUALC.

El principal patrón observado es que las ciudades pequeñas presentan, en general, niveles de vida más bajos, lo que está empujando a la población a emigrar hacia niveles superiores del sistema de ciudades y, ciertamente, no hacia el ámbito rural, que, de acuerdo con el gráfico 4, presenta indicadores aún muy inferiores.

## 2. Sistemas de ciudades y migración interna: continuidad y cambio del atractivo migratorio y del efecto crecimiento para subgrupos de la población

En los cuadros que siguen se presentan los indicadores sintéticos de la migración más conocidos y tradicionales —el saldo migratorio y las tasas de migración— para las dos variables que definen la estructura demográfica de la población: el sexo y la edad. En el caso del saldo migratorio, por tratarse de números absolutos, se presenta un cuadro síntesis con los totales regionales de cada categoría del sistema de asentamientos humanos, obtenidos como la sumatoria de los saldos migratorios de todas las ciudades incluidas en el análisis, lo que ofrece una suerte de saldo migratorio regional. A esto se añaden los indicadores de cantidad y porcentaje de ciudades de inmigración y emigración neta, que permiten obtener una primera aproximación a la diversidad tras los totales regionales.

En el caso de las tasas, en cambio, se optó por presentarlas de forma desagregada por país, dado que: i) por tratarse de cifras relativas, se prestan para la comparación entre países y ii) permiten controlar el efecto dominante que ejercen el Brasil y México sobre los promedios regionales por su peso demográfico y cantidad de ciudades. Solo se presentan las tasas desagregadas por sexo, porque las desagregadas por edad ocuparían demasiado espacio (no obstante, están a disposición de quien las solicite). Además, la presentación y el análisis de estos indicadores son un preámbulo para la sección que sigue, en la cual se analizan los resultados de un procedimiento novedoso elaborado por el CELADE-División de Población de la CEPAL para la estimación del efecto de la migración interna sobre la composición por sexo y edad de las categorías de ciudades, así como sobre su nivel educativo.

En los cuadros 3 y 4 se constata que las ciudades grandes continúan presentando mayor atractivo para las mujeres, y que la franja inferior del sistema de asentamientos humanos, en particular el ámbito rural, expulsa más mujeres que hombres. Aunque el saldo migratorio de ambos sexos se reduce, en el caso de los hombres esta disminución conduce a un equilibrio migratorio, mientras que en el de las mujeres aún persiste un saldo positivo cercano a los 200.000 migrantes. En contraste, el saldo migratorio de las ciudades intermedias no muestra grandes diferencias por sexo, ni en cuantía ni en tendencia, aunque el saldo de las mujeres es ligeramente mayor. Por su parte, los saldos migratorios de la parte inferior del sistema de asentamientos humanos mantienen su tradicional tendencia a la expulsión de ambos sexos, si bien esta es claramente más acusada en el caso de las mujeres, en que se registra un saldo negativo superior a los 400.000 migrantes.

En lo que se refiere a la edad, hay un patrón que sobresale por su persistencia, universalidad y magnitud. Los jóvenes (de 15 a 29 años) son fuertemente atraídos por las ciudades grandes y, en cambio, abandonan masivamente las ciudades pequeñas y el ámbito rural (representado por la categoría “resto” del cuadro 5). Se trata de un comportamiento muy marcado, dado que en el cuadro 5 se observa que en ambos censos las ciudades grandes expulsan población de todos los otros grupos etarios, pero la ganancia de jóvenes compensa esta pérdida y permite obtener un saldo positivo como categoría a escala regional. Aunque este atractivo no ha sido inmune a la caída generalizada del saldo migratorio de las grandes ciudades, su reducción está lejos de constituir un desplome.

**Cuadro 3**  
 América Latina (países seleccionados): saldo migratorio por sexo  
 según rangos de tamaño demográfico de las ciudades y asentamientos, población de 5 años y más<sup>a</sup>  
 (En número de personas)

Categoría de tamaño demográfico de las ciudades y resto del sistema de asentamientos humanos	Sobre la base de los datos de los diez países seleccionados					
	Hombres		Mujeres		Total	
	2000	2010	2000	2010	2000	2010
1 000 000 o más	303 500	1 641	583 485	198 347	886 985	199 988
De 500 000 a 999 999	192 562	151 478	260 806	198 972	453 368	350 449
De 100 000 a 499 999	242 468	261 659	275 570	257 414	518 038	519 073
De 50 000 a 99 999	-20 212	-33 148	-29 677	-50 603	-49 889	-83 752
De 20 000 a 49 999	-224 751	-123 632	-305 892	-175 616	-530 643	-299 249
Menos de 20 000	-10 802	-1 125	-33 343	-1 199	-44 145	-2 324
Resto	-482 766	-256 872	-750 948	-427 314	-1 233 713	-684 186
	Sobre la base de los datos de los ocho países que cuentan con censo en ambos años					
Categoría de tamaño demográfico de las ciudades y resto del sistema de asentamientos humanos	Hombres		Mujeres		Total	
	2000	2010	2000	2010	2000	2010
	303 500	4 534	583 485	182 308	886 985	186 842
De 500 000 a 999 999	192 562	151 478	260 806	198 972	453 368	350 449
De 100 000 a 499 999	242 468	264 312	275 570	257 986	518 038	522 298
De 50 000 a 99 999	-20 212	-34 311	-29 677	-51 529	-49 889	-85 841
De 20 000 a 49 999	-224 751	-123 414	-305 892	-174 314	-530 643	-297 729
Menos de 20 000	-10 802	-1 234	-33 343	-1 273	-44 145	-2 507
Resto	-482 766	-261 364	-750 948	-412 149	-1 233 713	-673 513

**Fuente:** Elaboración propia sobre la base de información de la base de datos de Migración Interna en América Latina y el Caribe (MIALC).

<sup>a</sup> Se incluyen diez países con censos e información disponibles de la ronda de 2010 (Bolivia (Estado Plurinacional de) (2012), Brasil (2010), Costa Rica (2011), Ecuador (2010), Honduras (2013), México (2010), Panamá (2010), República Dominicana (2010), Uruguay (2011) y Venezuela (República Bolivariana de) (2011)) y ocho de la ronda de 2000 (Brasil (2000), Costa Rica (2000), Ecuador (2001), Honduras (2001), México (2000), Panamá (2000), República Dominicana (2002), y Venezuela (República Bolivariana de) (2001)).

**Cuadro 4**  
 América Latina (países seleccionados): tasa media anual de migración neta por sexo según rangos de tamaño demográfico de las ciudades y asentamientos, población de 5 años y más  
 (En número de personas por cada 1.000)

Categoría de tamaño demográfico de las ciudades y resto del sistema de asentamientos humanos	Bolivia (Estado Plurinacional de), 2012		Brasil, 2000		Brasil, 2010		Costa Rica, 1984		Costa Rica, 2000		Costa Rica, 2010		Ecuador, 1990		Ecuador, 2001		Ecuador, 2010		Honduras, 2001		Honduras, 2013	
	H	M	H	M	H	M	H	M	H	M	H	M	H	M	H	M	H	M	H	M	H	M
1 000 000 o más	-0,2	1,5	1,3	2,5	0,3	0,8	-1,8	-1,8	-4,7	-3,6	5,5	8,2	5,8	7,2	1,6							
De 500 000 a 999 999			4,8	5,8	4,2	4,5	-1,0	3,0								4,9	6,5	0,6	1,7			
De 100 000 a 499 999	-0,8	0,1	2,8	3,0	2,7	2,7	6,9	7,2	3,9	3,7	-0,1	1,5	0,3	1,0	-1,0	-0,5	1,1	2,6	4,7	5,5		
De 50 000 a 99 999	1,9	2,7	-0,5	-0,4	-0,3	-0,6	4,3	5,5	-5,4	-5,5	-3,6	-4,1	-12,3	-11,1	-8,9	-7,9	0,1	-0,2	1,4	0,9	-0,7	-0,7
De 20 000 a 49 999	3,0	2,4	-4,0	-5,1	-1,9	-2,4	0,5	-2,0	-1,6	-1,6	0,6	0,4	-7,3	-8,6	-7,4	-8,7	-0,4	-0,8	2,1	2,1	-0,8	-1,5
Menos de 20 000	2,1	1,5	0,4	-1,5	-5,1	-5,4	0,5	-1,4	1,3	1,6			-0,6	-3,5	-1,3	-3,4			1,2	-0,7		
Resto	-0,2	-2,6	-2,7	-4,8	-1,8	-2,7	-1,7	-5,3	-1,8	-2,1	3,4	2,9	-0,4	-2,8	-2,4	-4,0	-0,1	-1,1	-3,6	-4,8	-0,1	-1,1
Categoría de tamaño demográfico de las ciudades y resto del sistema de asentamientos humanos	México, 2000		México, 2010		Panamá, 1990		Panamá, 2000		República Dominicana, 2002		República Dominicana, 2010		Uruguay, 1996		Uruguay, 2011		Venezuela (República Bolivariana de), 2011		Venezuela (República Bolivariana de), 2001		Venezuela (República Bolivariana de), 2011	
	H	M	H	M	H	M	H	M	H	M	H	M	H	M	H	M	H	M	H	M	H	M
1 000 000 o más	1,2	1,7	-0,9	-0,4			15,4	16,0	10,9	10,9	5,1	6,6	7,8	9,3	1,6	2,1	-0,4	0,3	-5,9	-4,6	-2,6	-2,2
De 500 000 a 999 999	1,5	2,1	1,6	2,3	3,1	5,7					3,6	4,6	-1,5	0,4					2,4	3,2	-0,2	-0,2
De 100 000 a 499 999	2,7	2,7	2,4	1,9			1,4	2,8	-1,6	-2,0	-1,1	-1,8	-3,5	-4,3					-2,7	-2,9	1,3	1,6
De 50 000 a 99 999	0,7	0,4	-0,4	-0,6	-1,4	-0,6	4,3	5,6	-10,4	-12,5	-13,6	-16,5	4,7	6,9	-0,5	-1,3	3,4	2,7	1,5	1,5	1,5	1,5
De 20 000 a 49 999	-2,6	-3,5	-0,7	-1,1	-0,2	1,0	-4,6	-5,0	-5,4	-5,6	-9,0	-11,2	-8,2	-11,5	-4,3	-2,1	-4,6	-4,4	2,1	0,7	1,2	0,6
Menos de 20 000	-4,0	-3,8			2,7	-0,7	-13,3	-16,2			-12,2	-16,5	0,0	-3,6					6,7	6,0		
Resto	-3,7	-4,5	-1,2	-1,8	-4,0	-7,8	-17,8	-21,5	-13,2	-14,7	1,8	1,5	-0,2	-1,6	-2,4	-6,6	3,9	2,9	1,3	-0,6	0,5	0,3

Fuente: Elaboración propia sobre la base de información de la base de datos de Migración Interna en América Latina y el Caribe (MIALC).

**Cuadro 5**  
 América Latina (países seleccionados): saldo migratorio por grupos de edad según rangos  
 de tamaño demográfico de las ciudades y asentamientos, cinco años previos al censo<sup>a</sup>  
 (En número de personas)

Categoría de tamaño demográfico de las ciudades y resto del sistema de asentamientos humanos	De 5 a 14 años		De 15 a 29 años		De 30 a 44 años		De 45 a 59 años		60 años o más		Total	
	2000	2010	2000	2010	2000	2010	2000	2010	2000	2010	2000	2010
1 000 000 o más	17 050	-184 862	1 037 373	768 358	-69 788	-199 330	-70 093	-126 394	-27 557	-57 785	886 985	199 988
De 500 000 a 999 999	74 752	26 689	192 136	200 555	105 870	57 612	47 262	34 683	33 348	30 910	453 368	350 449
De 100 000 a 499 999	95 177	73 510	206 924	235 858	128 414	122 030	51 791	52 482	35 731	35 192	518 038	519 073
De 50 000 a 99 999	3 862	-3 966	-85 225	-88 743	9 968	4 366	10 947	15	10 559	4 576	-49 889	-83 752
De 20 000 a 49 999	-85 829	227	-365 159	-293 978	-57 458	-3 653	-14 661	-2 315	-7 535	470	-530 643	-299 249
Menos de 20 000	-863	-159	-54 953	-1 877	5 686	-448	4 330	-16	1 655	175	-44 145	-2 324
Resto	-104 148	88 560	-931 096	-820 173	-122 692	19 423	-29 577	41 544	-46 200	-13 540	-1 233 713	-684 186

**Fuente:** Elaboración propia sobre la base de información de la base de datos de Migración Interna en América Latina y el Caribe (MIALC).

<sup>a</sup> Se incluyen diez países con censos e información disponibles de la ronda de 2010 (Bolivia (Estado Plurinacional de) (2012), Brasil (2010), Costa Rica (2011), Ecuador (2010), Honduras (2013), México (2010), Panamá (2010), República Dominicana (2010), Uruguay (2011) y Venezuela (República Bolivariana de) (2011)) y ocho de la ronda de 2000 (Brasil (2000), Costa Rica (2000), Ecuador (2001), Honduras (2001), México (2000), Panamá (2000), República Dominicana (2002), y Venezuela (República Bolivariana de) (2001)).



Por otro lado, al desagregar por edad emerge una tendencia novedosa y hasta cierto punto inesperada. Según la ronda de censos de 2010, la categoría “resto” registra saldos positivos en tres grupos de edad —menores de 15 años, de 30 a 44 años y de 45 a 59 años—, lo que marca una inflexión respecto de lo observado en la ronda de censos de 2000. En los modelos clásicos de migración por edad (Moultre y otros, 2013; Rogers y Castro, 1982) esta combinación suele asociarse con la denominada migración familiar, es decir, adultos que migran con niños porque forman parte de la misma familia.

### 3. Efectos netos y exclusivos de la migración sobre la estructura de la población por sexo y edad

Los principales resultados de la aplicación del procedimiento novedoso elaborado por el CELADE-División de Población de la CEPAL para la estimación del efecto de la migración interna sobre la composición de la población pueden resumirse como sigue:

- i) En casi todos los países, la migración sigue contribuyendo a la reducción del índice de masculinidad de las ciudades grandes, con la excepción de unas pocas ciudades como San José o Panamá, en las que este efecto ya no existe, ya que las tasas de migración neta entre ambos sexos se han igualado. En general, este efecto “feminizador” se ha moderado, aunque en algunos países ha habido altibajos, probablemente circunstanciales. El mayor efecto feminizador se aprecia en las ciudades grandes del Ecuador, entre 1985 y 1990, período en que, debido a la migración, se redujo un 1,4% la relación de masculinidad. Aunque a primera vista no parece una cifra elevada, en términos demográficos comparados sí representa un cambio excepcional, porque caídas de la relación de masculinidad de esa magnitud en solo cinco años, en poblaciones nacionales o de grandes ciudades, son producto de eventos de mortalidad con efectos muy sesgados por género, como guerras. La contracara de esta pertinaz feminización de las grandes ciudades es la continuación de la masculinización de las ciudades pequeñas y del ámbito rural. En algunos países, estos segmentos registran aumentos de su relación de masculinidad del orden del 1% respecto del escenario (contrafactual) sin migración en el período de referencia.
- ii) Se verifica plenamente el efecto “rejuvenecedor” que ejerce la migración sobre las ciudades grandes. En casi todos los países se registran aumentos de la proporción de jóvenes superiores al 1% respecto del escenario (contrafactual) sin migración en los últimos cinco años. En varios países, esta cifra supera el 3% y se aproxima al 5% en los casos más sobresalientes, como Panamá, según el censo de 2000 (véase el cuadro 6). Ahora bien, por su importancia y también por la posibilidad de usar los cálculos de este efecto para ilustrar los insumos, resultados, potencialidades y limitaciones del procedimiento utilizado, en el cuadro 6 se presentan también otros resultados del procedimiento. Las tres primeras columnas del cuadro contienen el valor factual, contrafactual y de los no migrantes del porcentaje de jóvenes<sup>8</sup>. Salta a la vista la disparidad entre las ciudades grandes e intermedias y las pequeñas y el “resto”, que es particularmente pronunciada en Bolivia (Estado Plurinacional de), el Ecuador, Honduras, Panamá, la República Dominicana y el Uruguay, países en que la diferencia en el valor factual (que incluye la migración efectivamente acontecida) entre las grandes ciudades y el resto comprende desde los 2 puntos porcentuales registrados en el Uruguay hasta los

<sup>8</sup> Cabe reiterar que la expresión “porcentaje de jóvenes” se refiere al porcentaje de personas de 15 a 29 años de la población total de la matriz, que excluye casos como el de los menores de 5 años y el de los migrantes internacionales recientes.

5 puntos porcentuales en el Estado Plurinacional de Bolivia<sup>9</sup>. Estas diferencias deberían producirse en el sentido contrario, porque la transición demográfica más avanzada de las ciudades grandes, habida cuenta de su gran rapidez y su ya larga data, genera una estructura etaria con menor peso juvenil y mayor peso de adultos y personas mayores. En este sentido, estas disparidades no atribuibles al componente vegetativo de la dinámica demográfica solo pueden deberse al efecto acumulado de la migración interna. La segunda y tercera columna corresponden al porcentaje de jóvenes que habría habido en ausencia de migración interna entre estos segmentos de ciudades y al porcentaje de jóvenes existente entre los no migrantes, que son insumos de los cálculos que siguen. La cuarta columna corresponde a la diferencia absoluta entre el valor factual y el contrafactual, que corresponde al efecto neto y exclusivo de la migración sobre el porcentaje de jóvenes. Este se denomina efecto absoluto, por tratarse de una resta de valores originales (en este caso, porcentajes). En todos los países, este efecto es positivo en el caso de las ciudades grandes y negativo en el de las ciudades pequeñas y el resto. El mayor efecto se registra en Panamá, donde la migración eleva en 1,2 puntos porcentuales el porcentaje de jóvenes en las ciudades grandes y lo disminuye en 1,6 puntos porcentuales en la categoría “resto”. La quinta columna contiene el dato que se usa a efectos comparativos, pues estandariza, mediante un cociente, el efecto absoluto con respecto al valor contrafactual del atributo. Nuevamente, es Panamá el país en que se registra el mayor efecto relativo, pues la migración interna eleva un 4,5% el porcentaje de jóvenes en las ciudades grandes y lo disminuye un 5,7% en la categoría “resto”. Finalmente, las dos últimas columnas corresponden al efecto absoluto de la inmigración y de la emigración, cuya suma da el efecto absoluto total. Esta descomposición es fundamental para interpretar adecuadamente los procesos subyacentes al efecto de la migración sobre la estructura etaria. De hecho, el caso expuesto en el cuadro 6 es muy ilustrativo al respecto. ¿Por qué la migración neta aumenta el porcentaje de jóvenes en las ciudades? Tomemos el caso de las grandes ciudades del Estado Plurinacional de Bolivia, según el censo de 2012, para argumentar con cifras. En primer lugar, los inmigrantes presentan una estructura etaria con mayor representación de jóvenes que los no migrantes, lo que se deduce de la comparación entre el porcentaje de jóvenes entre los no migrantes (un 33,3% en el caso de las ciudades grandes del Estado Plurinacional de Bolivia según el censo de 2012) y el porcentaje factual (un 34,1% en el mismo caso), que tiene solo dos componentes: el porcentaje de los no migrantes y el porcentaje de los inmigrantes. En segundo lugar, los emigrantes también presentan una estructura etaria con mayor concentración de jóvenes que los no migrantes, lo que se deduce de la comparación entre el porcentaje de jóvenes entre los no migrantes y el porcentaje contrafactual (33,9% en el caso que nos ocupa), que tiene solo dos componentes: el porcentaje de los no migrantes y el porcentaje de los emigrantes. Entonces, en tercer lugar, el efecto de la migración neta se debe a que el efecto rejuvenecedor de la inmigración supera al efecto “contrarrejuvenecedor” de la emigración, o bien porque los inmigrantes tienen una estructura etaria con mayor proporción de jóvenes que los emigrantes, o bien porque el número de inmigrantes supera con creces al de los emigrantes en esta franja de edad. Cualquiera que sea el caso, el procedimiento estima cada efecto con precisión; así, el efecto absoluto de la migración neta, un aumento de 0,4 puntos porcentuales del porcentaje de población joven, surge de un efecto elevador de 0,9 puntos porcentuales de la inmigración y de un efecto reductor de -0,4 de la emigración (la suma de estos dos últimos efectos no coincide con la total, debido a la aproximación de los decimales).

<sup>9</sup> Solo en los casos de Costa Rica y de la República Bolivariana de Venezuela se registran diferencias en el sentido inverso (mayor porcentaje de jóvenes en el resto que en las ciudades grandes).

Cuadro 6

América Latina (países seleccionados): efecto neto y exclusivo de la migración neta (absoluto y relativo), la inmigración (absoluto) y la emigración (absoluto) sobre el porcentaje de población de 15 a 29 años, según rangos de tamaño demográfico de las ciudades y asentamientos

Categorías de tamaño del sistema de asentamientos humanos	Bolivia (Estado Plurinacional de), 2012 (2007-2012)						Brasil, 2010 (2005-2010)					
	Factual (por 100)	Contrafactual (por 100)	No migrantes (por 100)	Efecto absoluto (en puntos porcentuales)	Efecto relativo (por 100)	Efecto de la inmigración (en puntos porcentuales)	Factual (por 100)	Contrafactual (por 100)	No migrantes (por 100)	Efecto absoluto (en puntos porcentuales)	Efecto relativo (por 100)	Efecto de la inmigración (en puntos porcentuales)
1 000 000 o más	34,1	33,7	33,3	0,4	1,3	0,9	29,8	29,2	28,9	0,6	2,0	0,8
De 500 000 a 999 999	NO HAY						29,1	28,4	28,0	0,7	2,3	1,0
De 100 000 a 499 999	35,3	35,1	33,9	0,2	0,7	1,4	29,1	28,9	28,2	0,2	0,8	0,9
De 50 000 a 99 999	33,6	33,9	32,8	-0,2	-0,7	0,9	29,1	29,3	28,2	-0,2	-0,6	0,9
De 20 000 a 49 999	32,6	32,7	31,0	-0,2	-0,6	1,5	29,2	29,8	28,5	-0,6	-1,9	0,6
Resto	29,1	29,7	28,6	-0,6	-2,0	0,5	28,7	29,8	28,5	-1,0	-3,5	0,2
Categorías de tamaño del sistema de asentamientos humanos	Costa Rica, 2011 (2006-2011)						Ecuador, 2010 (2005-2010)					
	Factual (por 100)	Contrafactual (por 100)	No migrantes (por 100)	Efecto absoluto (en puntos porcentuales)	Efecto relativo (por 100)	Efecto de la inmigración (en puntos porcentuales)	Factual (por 100)	Contrafactual (por 100)	No migrantes (por 100)	Efecto absoluto (en puntos porcentuales)	Efecto relativo (por 100)	Efecto de la inmigración (en puntos porcentuales)
1 000 000 o más	29,3	28,9	28,7	0,5	1,6	0,6	30,5	29,7	29,4	0,8	2,8	1,1
De 500 000 a 999 999	NO HAY						NO HAY					
De 100 000 a 499 999	29,9	29,5	29,3	0,4	1,4	0,6	31,0	31,1	29,9	-0,1	-0,3	1,1
De 50 000 a 99 999	30,4	31,0	30,1	-0,7	-2,1	0,3	29,4	29,9	28,6	-0,5	-1,8	0,8
De 20 000 a 49 999	30,7	31,1	30,4	-0,4	-1,2	0,4	30,4	31,0	29,5	-0,6	-1,9	0,9
Resto	29,9	30,4	29,6	-0,5	-1,6	0,3	29,0	29,5	28,5	-0,5	-1,8	0,4
Categorías de tamaño del sistema de asentamientos humanos	Honduras, 2013 (2008-2013)						México, 2010 (2005-2010)					
	Factual (por 100)	Contrafactual (por 100)	No migrantes (por 100)	Efecto absoluto (en puntos porcentuales)	Efecto relativo (por 100)	Efecto de la inmigración (en puntos porcentuales)	Factual (por 100)	Contrafactual (por 100)	No migrantes (por 100)	Efecto absoluto (en puntos porcentuales)	Efecto relativo (por 100)	Efecto de la inmigración (en puntos porcentuales)
1 000 000 o más	35,1	34,5	34,3	0,6	1,8	0,8	29,8	29,2	28,9	0,6	2,0	0,8
De 500 000 a 999 999	36,1	35,0	34,9	1,1	3,1	1,2	29,1	28,4	28,0	0,7	2,3	1,0
De 100 000 a 499 999	35,0	34,5	34,1	0,5	1,5	0,9	29,1	28,9	28,2	0,2	0,8	0,9
De 50 000 a 99 999	34,2	34,4	33,7	-0,2	-0,7	0,4	29,1	29,3	28,2	-0,2	-0,6	0,9
De 20 000 a 49 999	33,6	34,0	33,0	-0,4	-1,2	0,6	29,2	29,8	28,5	-0,6	-1,9	0,6
Resto	32,6	33,0	32,4	-0,4	-1,2	0,2	28,7	29,8	28,5	-1,0	-3,5	0,2

Cuadro 6 (conclusión)

Categorías de tamaño del sistema de asentamientos humanos	Panamá, 2010 (2005-2010)					República Dominicana, 2010 (2005-2010)							
	Factual (por 100)	Contrafactual (por 100)	No migrantes (por 100)	Efecto absoluto (en puntos porcentuales)	Efecto relativo (por 100)	Efecto de la inmigración (en puntos porcentuales)	Factual (por 100)	Contrafactual (por 100)	No migrantes (por 100)	Efecto absoluto (en puntos porcentuales)	Efecto relativo (por 100)	Efecto de la inmigración (en puntos porcentuales)	Efecto de la emigración (en puntos porcentuales)
1 000 000 o más	28,3	27,1	27,0	1,2	4,5	1,3	31,2	30,5	30,4	0,7	2,4	0,8	0,0
De 500 000 a 999 999	NO HAY						30,5	29,9	29,6	0,6	1,9	0,9	-0,3
De 100 000 a 499 999	28,3	28,3	27,6	-0,1	-0,4	0,7	30,5	30,6	30,0	-0,1	-0,3	0,5	-0,6
De 50 000 a 99 999	28,8	28,3	26,4	0,5	1,6	2,3	29,5	31,2	29,3	-1,6	-5,2	0,2	-1,8
De 20 000 a 49 999	26,8	27,7	26,0	-0,9	-3,2	0,9	28,9	29,3	28,6	-0,4	-1,4	0,3	-0,7
Resto	25,9	27,5	25,6	-1,6	-5,7	0,2	28,9	29,3	28,6	-0,4	-1,4	0,3	-0,7
Categorías de tamaño del sistema de asentamientos humanos	Venezuela (República Bolivariana de), 2011 (2006-2011)					Uruguay, 2011 (2006-2011)							
	Factual (por 100)	Contrafactual (por 100)	No migrantes (por 100)	Efecto absoluto (en puntos porcentuales)	Efecto relativo (por 100)	Efecto de la inmigración (en puntos porcentuales)	Factual (por 100)	Contrafactual (por 100)	No migrantes (por 100)	Efecto absoluto (en puntos porcentuales)	Efecto relativo (por 100)	Efecto de la inmigración (en puntos porcentuales)	Efecto de la emigración (en puntos porcentuales)
1 000 000 o más	29,5	29,5	29,3	0,1	0,2	0,2	24,5	23,5	23,4	1,0	4,4	1,1	-0,1
De 500 000 a 999 999	31,2	31,2	31,0	0,1	0,2	0,2	NO HAY						
De 100 000 a 499 999	30,7	30,7	30,5	0,0	0,0	0,2	26,3	27,1	25,7	-0,7	-2,8	0,7	-1,4
De 50 000 a 99 999	31,7	31,7	31,5	0,0	-0,1	0,2	23,9	24,9	23,3	-0,9	-3,8	0,7	-1,6
De 20 000 a 49 999	30,9	31,0	30,7	-0,1	-0,3	0,2	22,6	24,0	22,1	-1,4	-5,7	0,5	-1,9
Resto	30,8	31,0	30,6	-0,2	-0,7	0,2	22,4	23,3	22,1	-0,9	-3,8	0,4	-1,2

Fuente: Elaboración propia sobre la base de información de la base de datos de Migración Interna en América Latina y el Caribe (MIALC).

- iii) La migración tiende a reducir, en algunos casos de forma acusada, la proporción de jóvenes en las ciudades pequeñas y en la categoría “resto”, que en casos extremos llega a disminuir un 8% respecto del escenario (contrafactual) sin migración en los últimos cinco años. Ciertamente, la causa de esta caída es la aún masiva emigración de jóvenes desde estas categorías del sistema de asentamientos humanos, como se muestra en el cuadro 5.
- iv) La contracara de esta contracción del segmento juvenil a causa de la migración en las ciudades pequeñas y el ámbito rural es el aumento del peso relativo de los otros grupos. Dentro de estos otros grupos destacan el de los menores de 15 años y el de los mayores de 59 años. De esta forma, aunque la migración también tienda a aumentar el peso relativo de los adultos de 30 a 59 años en el segmento inferior del sistema de ciudades, el resultado final es una elevación de la relación de dependencia, lo que atenúa y acorta el bono demográfico en este segmento.
- v) Finalmente, en materia de escolaridad, los efectos son más bien tenues —ciertamente menos acusados que los observados en el caso de la estructura etaria—, y no presentan el contrapunto evidente de las otras dos variables, lo que se mantiene al controlar la edad. Tanto en las ciudades grandes como en las pequeñas y el resto se tiende a la reducción de la escolaridad por migración. Solo las ciudades intermedias registran efectos positivos, aunque muy leves en la mayoría de los casos.

## V. Discusión y conclusiones

Tres de cada cuatro migrantes fueron de origen y destino urbanos, según los censos de 2010; una proporción ligeramente mayor que la registrada en la ronda de censos de 2000. Este promedio regional —en rigor, de los países incluidos en los cálculos— no impide que aún existan algunos países donde la migración rural-urbana mantiene el predominio y el protagonismo. No obstante, son los menos y se encuentran en un proceso de retroceso inexorable.

Estos resultados contrastan con un enorme déficit de teorías, políticas, datos y estudios referidos a la migración entre ciudades. Los resultados expuestos en este trabajo demuestran que esta invisibilización es improcedente, porque lo que ocurre en las ciudades es decisivo para el país en conjunto y la migración evidencia tanto fortalezas como debilidades de las ciudades, del sistema de ciudades o del sistema de asentamientos humanos, y también plantea desafíos para el diseño de políticas y la acción pública en general. En particular, la migración muestra síntomas ambivalentes en el caso de las grandes ciudades y signos de estancamiento en la base del sistema de asentamientos humanos. Por otra parte, las aparentes fortalezas del segmento intermedio probablemente enfrentarán límites y retos importantes en el futuro próximo.

La moderación de la inmigración a las grandes ciudades es, en principio, una buena noticia, si se tienen en cuenta las complicaciones que conllevó la inmigración masiva en el pasado. Si bien esta inmigración inyectó a las ciudades una fuerza de trabajo necesaria en una época de fuerte dinamismo productivo, su absorción por parte del sistema económico fue insuficiente. Además, ejerció una fuerte presión sobre la infraestructura, los servicios y la gobernabilidad de las grandes ciudades, que los gobiernos nacionales y locales no supieron gestionar de forma sostenible. La década perdida de 1980 rápidamente convirtió estas complicaciones en problemas graves, que se expresaron en aumentos marcados de la pobreza, el desempleo, la inseguridad y los déficits urbanos en general, incluida la gobernabilidad. De hecho, los indicadores de condiciones de vida obtenidos a partir de los mismos censos revelan que las grandes ciudades ya no presentan una superioridad evidente en este plano, lo que se asocia a su gradual pero sostenida pérdida de atractivo migratorio. En efecto, el escenario actual de estas ciudades es prácticamente de equilibrio migratorio, con una tasa aún positiva de en torno al 0,3 por 1.000 y un crecimiento demográfico atenuado, dado que a la caída de la migración

se ha sumado la de la fecundidad. De esta manera, la incesante presión migratoria ha dejado de constituir un desafío para estas ciudades.

Tras este cuasi equilibrio migratorio de las ciudades grandes no se esconden casos anómalos como el de las tasas altas del apogeo de la inmigración a estas ciudades en las décadas de 1950 a 1980. Las mayores tasas no superan el 1% medio anual y corresponden a ciudades con atractivos peculiares —como Brasilia o Santa Cruz (Estado Plurinacional de Bolivia), que mezclan la inversión pública y el empleo estatal con el empuje de actividades de exportación dinámicas en la primera década del siglo XXI— o ciudades en proceso de configuración de “regiones metropolitanas” con megalópolis actuales —como Campinas o Santos, en el Brasil, cercanas a la megalópolis de São Paulo— (Cunha, 2015). En cambio, este cuasi equilibrio migratorio sí esconde una fracción importante y creciente de casos de emigración neta. Aunque todavía se trata de una fracción minoritaria, en este grupo se encuentran todas las megalópolis (ciudades con 10 millones de habitantes o más) incluidas en el estudio. De esta manera, sin que esto entrañe una relación causal, alcanzar el umbral de 10 millones de habitantes o más se asocia con una inflexión migratoria hacia la condición de expulsora. En general, esto no es una buena noticia, no tanto por el efecto demográfico directo que conlleva, sino por lo que sugiere: el predominio de factores expulsivos probablemente vinculados con problemas urbanos y de gobernabilidad, así como las deseconomías y los costos crecientes que se registran en estas megalópolis. Con todo, cabe reiterar que esta emigración neta evita que la migración contribuya al aumento de la población en estas ciudades, que ya cuentan con una cantidad muy elevada de habitantes y serios problemas de gobernabilidad, en parte debido a su gran tamaño demográfico y territorial.

Aunque la migración diferencial de mujeres hacia las grandes ciudades se ha reducido, estas ciudades continúan presentando mayor atractivo para las mujeres y expulsándolas en menor medida cuando se trata de ciudades de emigración neta. La estructura de oportunidades de las ciudades sigue ofreciendo más opciones a las mujeres o, visto desde otra perspectiva, los segmentos expulsivos del sistema de asentamientos humanos —es decir, sus tramos inferiores— carecen de opciones para las mujeres, al menos en términos relativos.

Por otra parte, en lo que se refiere a la migración diferencial por edad, incluso las megalópolis expulsoras siguen atrayendo jóvenes, lo que revela una estructura de oportunidades particularmente seductora para este grupo etario. Se trata de un fenómeno poco estudiado aún en la región, aunque relativamente documentado en otras partes del mundo (Williamson, 1988; Florida, 2005; Pacione, 2009). Sus causas últimas son sencillas de anticipar: mayores y mejores opciones laborales, de estudio y de proyectos de vida en general (incluidos el consumo cultural, la búsqueda de pareja y el uso del tiempo libre) en las grandes ciudades para los jóvenes. La concentración de los planteles de educación superior en las grandes ciudades incrementa este atractivo, así como las condiciones y los ritmos de vida que podrían ser incómodos para otras edades, pero que se ajustan bien a esta etapa de la vida. La oferta de servicios y de vivienda en las ciudades grandes también resulta más idónea para este grupo etario, no por el precio sino por el tipo. Por otra parte, la inmigración neta de los jóvenes contrasta con la emigración neta de las otras edades, lo que amplifica el efecto rejuvenecedor de la migración sobre la estructura etaria de las grandes ciudades. El procedimiento desarrollado por el CELADE-División de Población de la CEPAL permite concluir que esto último refuerza y extiende la duración del bono demográfico en las grandes ciudades, por el efecto reductor que ejerce sobre el índice de dependencia. Adicionalmente, la persistente y masiva llegada de jóvenes tiene otros efectos sociales y económicos más difíciles de estimar, pero que diferentes autores consideran dinamizadores de la economía y la cultura de estas ciudades (Florida, 2005). No obstante, no todos los efectos de la migración sobre la composición de la población de las grandes ciudades son beneficiosos. En particular, el procedimiento aplicado en este trabajo muestra que la migración reduce la escolaridad promedio en las grandes ciudades y que esto no se debe a la estructura etaria de los migrantes. No

se trata de una pérdida significativa, pero su sola existencia amerita más investigación, al menos para dilucidar si se debe a la inmigración de población con un bajo nivel educativo o a la emigración de personas con un alto nivel educativo, interrogante que se abordará en futuras investigaciones.

¿Qué revelan los datos de migración respecto de las ciudades intermedias? Claramente, que se han consolidado como el segmento más atractivo del sistema de asentamientos humanos. Esto ya había sido advertido en investigaciones previas (Rodríguez, 2011) y también había sido sugerido por otros trabajos a partir de los índices de crecimiento demográfico (Villa y Rodríguez, 1998). Pero esta condición no solo se demuestra ahora con las cifras censales más recientes disponibles, sino que, además, se proporcionan cifras concretas, que sugieren un atractivo moderado, alejado de las cifras elevadas de hace algunas décadas. En principio, esto atenúa la presión demográfica sobre la infraestructura, el equipamiento y los diversos servicios y prestaciones a cargo de las ciudades, aun cuando estos elementos deben seguir expandiéndose para facilitar la integración social y productiva de los migrantes y garantizar sus derechos. El atractivo de las ciudades intermedias es concomitante con sus indicadores de condiciones de vida superiores, que aventajan a los de las ciudades grandes y superan con creces a los de las pequeñas. Pero, además, su menor tamaño ofrece algunas ventajas para la gobernabilidad y la calidad de vida, que son fuerzas poderosas de atracción.

Ahora bien, dentro del segmento de las ciudades intermedias existe una gran diversidad. De hecho, el contraste es marcado, sobre todo entre las ciudades de entre 100.000 y 499.999 habitantes, tramo en el cual muchas de ellas registran emigración neta. Probablemente a causa de su condición de alternativa inmediata a las ciudades grandes, las ciudades intermedias mayores (de 500.000 a 999.999 habitantes) constituyen el grupo que registra la mayor tasa de migración neta y la menor proporción de ciudades expulsoras. Distinto es el caso del tramo de 100.000 a 499.999 habitantes, que en los países más grandes puede formar parte del segmento inferior del sistema de ciudades y presentar un comportamiento similar al de las ciudades pequeñas.

Por otra parte, estas ciudades se parecen a las grandes porque reciben mayores porcentajes de inmigración femenina y de jóvenes. De hecho, en algunos países, el aumento del porcentaje de jóvenes por migración es más alto en estas ciudades que en las grandes. Adicionalmente, y a diferencia de las ciudades grandes, las ciudades intermedias tienden a ganar escolaridad promedio con la migración. Ahora bien, estos efectos “positivos” son más sistemáticos y pronunciados en el caso de las ciudades intermedias mayores.

En suma, el atractivo migratorio sugiere condiciones socioeconómicas y de calidad de vida relativas superiores en las ciudades intermedias, lo que se corrobora con los limitados datos censales al respecto. Por su parte, los efectos de la migración sobre la composición de la población tienden a fortalecer su competitividad y capacidad innovadora, sobre todo en el caso de las ciudades intermedias mayores. Se trata, entonces, de un segmento beneficiado por la migración y que tiene el desafío de administrar los dividendos de esta migración para avanzar en un desarrollo sostenible.

¿Qué revelan los datos de migración respecto de la base del sistema de asentamientos humanos, las ciudades pequeñas y el medio rural? El segmento inferior del sistema es expulsor en las tres categorías utilizadas en esta investigación (las ciudades de 50.000 a 99.999 habitantes, las ciudades de 20.000 a 49.999 habitantes y el “resto”, que agrupa a las DAME donde no hay ciudades de 20.000 o más habitantes) y, al examinar la proporción de ciudades según su condición de atracción o expulsión migratoria, se aprecia una amplia mayoría de ciudades de emigración neta. De hecho, esto explica la paradoja de tener una mayoría de ciudades expulsoras en una región donde el proceso de urbanización continúa exclusivamente debido a la persistencia, aunque decreciente, de la migración rural-urbana.

La emigración neta de estas ciudades es, al mismo tiempo, un signo preocupante y una adversidad. Si bien este segmento no experimenta la presión de un crecimiento acelerado por la



migración, este hecho esconde, en realidad, rezagos estructurales que generan una emigración neta. Estos rezagos se aprecian de forma más bien elemental en los indicadores de condiciones de vida calculados con los mismos censos, así como en los índices de pobreza que revelan las encuestas, que son mucho mayores en la zona rural. De esta manera, pese a las décadas de éxodo rural —que erosionaron la cantera de migrantes—, a un conjunto de cambios productivos revalorizadores de las actividades primarias que suelen concentrarse en este segmento del sistema de asentamientos humanos y a un amplio abanico de estrategias políticas tendientes a reforzar y mejorar la situación de este segmento del sistema de asentamientos humanos (entre ellas, la descentralización, el desarrollo local y el desarrollo rural), sus indicadores de bienestar y de acceso a servicios están aún muy por debajo del resto del sistema de asentamientos humanos, la generación de empleo es todavía insuficiente y, en muchos casos, no apunta a la población local, sino a trabajadores foráneos que realizan su actividad laboral sin necesidad de asentarse permanentemente allí, y los ingresos que generan estos empleos son netamente inferiores a los que se obtienen en las ciudades más grandes.

El problema deriva de que la principal pérdida por emigración es de jóvenes y de población más educada que la que permanece allí. Por ello, este segmento del sistema de ciudades está más envejecido y sus índices de dependencia demográfica son mucho mayores que lo que cabría esperar por sus tendencias demográficas naturales. El bono demográfico es menor y dura menos. Por otra parte, la emigración también es selectiva respecto de las mujeres, cuyas capacidades parecen no encontrar todavía espacio para un despliegue cabal en estas localidades. La única dimensión de la composición de la población que no presenta efectos adversos estilizados es la escolaridad promedio, hecho que no parece depender de la estructura etaria de los migrantes, pues los resultados no varían en gran medida al controlar la edad.

Ahora bien, en el segmento “resto” existe una inflexión de la migración neta (de negativa a positiva) en varios tramos etarios diferentes al de los jóvenes (de 15 a 29 años). Se trata de un fenómeno sugerente y que podría interpretarse como un indicio de retorno al medio rural o semirural de familias en fase de expansión o crianza. Sin embargo, por la diversidad inherente a la categoría “resto” en la metodología utilizada —que puede incluir desde DAME constituidas en su totalidad por población rural dispersa hasta DAME que están en pleno proceso de “rururbanización”, pero no han llegado a consolidar su integración con la ciudad cercana—, es probable que esta categoría esté incluyendo municipios en proceso de “rururbanización” de ciudades cercanas (Aguilar y Escanilla, 2011; Ávila, 2009; Pacione, 2009; Champion, 2008; Arroyo, 2001), habida cuenta del carácter familiar que suele tener este proceso. Este aspecto debe evaluarse en futuras investigaciones, en las que habría que entrar en la caja negra del segmento “resto” y, eventualmente, diferenciar distintos tipos de municipios en su interior, desde los rurales completos y remotos, hasta los “rururbanos”. Esto último supone un desafío en relación con el procedimiento aquí propuesto y con las bases de datos usadas en este trabajo, que actualmente carecen de información para efectuar tal distinción. Se requiere más investigación para identificar los motivos de este emergente atractivo migratorio.

En síntesis, en la época de la industrialización sustitutiva de importaciones, todas las fuerzas tendían a favorecer la migración hacia las grandes ciudades, porque allí se concentraban la demanda de empleo asociada a la industrialización, los mejores salarios, la oferta educativa, los mayores índices de servicios básicos y de acceso a bienes y servicios, los niveles más bajos de pobreza y un conjunto de novedades tecnológicas y culturales que alimentaban las expectativas de disfrutar de una mejor calidad de vida. Esos tiempos han cambiado y las grandes ciudades presentan más contrastes que en el pasado. En ellas coexisten dimensiones atractivas en materia, por ejemplo, de oferta educativa, empleo cualificado, posiciones de poder y acceso a tecnologías de punta, con otras francamente expulsoras, como la informalidad laboral y habitacional, la baja calidad de vida, los costos de vida crecientes y la acumulación de déficits urbanos (CEPAL, 2012). En este contexto, el modelo posfordista de producción y las innovaciones tecnológicas facilitan la desconcentración



del empleo, al menos hacia ciudades intermedias, y otros nodos del sistema de ciudades devienen económicamente competitivos respecto de las ciudades grandes, reciben inversión pública y privada, gracias a la cual tienden a acercarse a la infraestructura, equipamiento y servicios de las grandes ciudades, y presentan ventajas relativas importantes en materia de gobernabilidad y calidad de vida. Con todo, aún se encuentran rezagadas en dimensiones clave como la educativa, la cultural y la recreativa, en las cuales las grandes ciudades siguen siendo líderes, al menos en América Latina y el Caribe<sup>10</sup>. Además, las ciudades grandes mantienen una gravitación social y económica significativa y, de hecho, siguen siendo atractivas pese a sus múltiples problemas, lo que revela una resiliencia que puede favorecer la continuidad de su protagonismo en el futuro.

Esta competencia entre las ciudades grandes y las intermedias adquiere un cariz diferente en el cotejo con el resto del sistema de ciudades y, sobre todo, con el segmento rural del sistema de asentamientos humanos. La pobreza, la insuficiencia productiva y las carencias de servicios y de infraestructura siguen estando mucho más extendidas en las ciudades pequeñas y en el ámbito rural. Factores como los mayores costos de la inversión social, las escasas capacidades y recursos de los gobiernos locales, la casi total ausencia de centros de educación de excelencia y de nivel superior, la falta de recursos humanos cualificados (en parte debido a la emigración) y la cadena de déficits que se retroalimenta y que dificulta la aparición de oportunidades de movilidad social para su población aún eclipsan sus eventuales ventajas en materia de calidad de vida, seguridad y gobernabilidad. Esto significa que la emigración puede agravar la postergación del desarrollo de los segmentos más rezagados del sistema de asentamientos humanos, acentuando las desigualdades sociales en vez de reducirlas, como sostienen la teorías dominantes (CEPAL, 2015 y 2012; Kanbur y Rappoport, 2005). Desde luego, este es solo un efecto y no necesariamente dominante, porque los efectos favorables de la migración están bien documentados, con respecto tanto a los territorios —incluido el país en conjunto— como a las personas (CEPAL, 2012; Banco Mundial, 2009; UNFPA, 2007; Aroca, 2004; Williamson, 1988). Adicionalmente, la aparición de un segmento suburbano o “rururbano” compuesto por ámbitos y localidades con características formales y paisajísticas rurales, pero netamente urbanos en términos de modo de vida y vinculación cotidiana con la ciudad, podría modificar estos efectos desfavorables de la migración sobre las zonas rurales y las ciudades. El motivo es que implicaría la llegada a ellas de familias jóvenes y más bien acomodadas. No obstante, no se trataría de un regreso al campo, sino de su urbanización.

## Bibliografía

- Aguilar, A. e I. Escanilla (coords.) (2011), *Periurbanización y sustentabilidad en grandes ciudades*, Ciudad de México, Editorial M.A. Porrúa.
- Alberts, J. (1977), “Migración hacia áreas metropolitanas de América Latina. Un estudio comparativo”, *Serie E*, N° 24, Santiago, Centro Latinoamericano de Demografía (CELADE).
- Aroca, P. (2004), “Migración intrarregional en Chile. Modelos y resultados 1987-2002”, *Notas de Población*, N° 78 (LC/G.2229-P), Santiago, Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL).
- Arroyo, M. (2001), “La contraurbanización: un debate metodológico y conceptual sobre la dinámica de las áreas metropolitanas”, *Papeles de Población*, año 7, N° 30, Toluca, Centro de Investigación y Estudios Avanzados de la Población, Universidad Autónoma del Estado de México.
- Atienza, M. y P. Aroca (2012), “Concentración y crecimiento en Chile: una relación negativa ignorada”, *EURE*, vol. 38, N° 114, Santiago, Pontificia Universidad Católica de Chile.

<sup>10</sup> A este respecto, la localización de las universidades sigue teniendo un marcado sesgo metropolitano en casi todos los países de la región y es una de las principales fuerzas que atrae a los jóvenes hacia las grandes ciudades. Los intentos incipientes por modificar este patrón aún no han sido evaluados en términos de su impacto migratorio (Rodríguez y otros, 2017; Fusco y Ojima, 2016).

- Ávila, H. (2009), "Periurbanización y espacios rurales en la periferia de las ciudades", *Estudios Agrarios*, N° 41, Ciudad de México.
- Banco Mundial (2009), *Informe sobre el Desarrollo Mundial 2009: una nueva geografía económica. Panorama general*, Washington, D.C.
- Bell, M. y M. Salut (2009), "Cross-national comparisons of internal migration, human development", *Technical Paper*, N° 2009/30, Nueva York, Naciones Unidas.
- Berg, L. van den y otros (1982), *Urban Europe: A Study of Growth and Decline*, vol. 1, Oxford, Pergamon Press.
- Brown, L. (1991), *Place, Migration and Development in the Third World*, Londres, Routledge.
- Camisa, Z. (1972), "Efecto de la migración en el crecimiento y la estructura de la población de las ciudades de la América Latina", *Serie C*, N° 139, Santiago, Centro Latinoamericano de Demografía (CELADE).
- CEPAL (Comisión Económica para América Latina y el Caribe) (2015), "Panorama del desarrollo territorial en América Latina y el Caribe, 2015. Pactos para la igualdad territorial" (LC/W.671), Santiago.
- (2012), *Población, territorio y desarrollo sostenible* (LC/L.3474(CEP.2/3)), Santiago.
- Champion, A. (2008), "The changing nature of urban and rural areas in the UK and other European countries" (UN/POP/EGM-URB/2008/07), Nueva York, Naciones Unidas.
- Cuervo, L. y J. González (1997), *Industria y ciudades en la era de la mundialización. Un enfoque socioespacial*, Bogotá, Tercer Mundo Editores.
- Cunha, J. (2015), "Dinâmica demográfica e migratória 1991-2010: realidades e mitos", *A metrópole de São Paulo no século XXI: espaços, heterogeneidades e desigualdades*, E. Marques (org.), Editora Unesp.
- Cunha, J. y J. Rodríguez (2009), "Crecimiento urbano y movilidad en América Latina", *Revista Latinoamericana de Población*, N° 4-5, Asociación Latinoamericana de Población.
- Elizaga, J. C. (1970), "Migraciones a las áreas metropolitanas de América Latina", *Serie E*, N° 6, Santiago, Centro Latinoamericano de Demografía (CELADE).
- Elizaga, J. C. y J. Macisco (1975), "Migraciones internas. Teoría, método y factores sociológicos", *Serie E*, N° 19, Santiago, Centro Latinoamericano de Demografía (CELADE).
- Florida, R. (2005), *Cities and the Creative Class*, Nueva York, Routledge.
- Fujita, M. y P. Krugman (2004), "The new economic geography: past, present and the future", *Papers in Regional Science*, vol. 83, N° 1, Wiley.
- Fusco, W. y R. Ojima (2016), "Nordeste do Brasil: interiorização do ensino superior e mobilidade pendular" [en línea] <http://187.45.187.130/~abeporgb/xxencontro/files/paper/305-117.pdf>.
- Geyer, M. y T. Kontuly (1993), "A theoretical foundation for the concept of differential urbanization", *International Regional Science Review*, vol. 15, N° 2, Sage.
- Hall, P. (1996), *Ciudades del mañana. Historia del urbanismo en el siglo XX*, Barcelona, Ediciones del Serbal.
- Henderson, J. V. (2003), "The urbanization process and economic growth: the so-what question", *Journal of Economic Growth*, vol. 8, N° 1, Springer.
- Kanbur R. y H. Rapoport (2005), "Migration selectivity and the evolution of spatial inequality", *Journal of Economic Geography*, vol. 5, N° 1, Oxford University Press.
- Martine, G. (1979), "Migraciones internas: ¿investigación para qué?", *Notas de Población*, N° 19, Santiago, Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL).
- Moultrie, T. y otros (2013), *Tools for Demographic Estimation*, París, Unión Internacional para el Estudio Científico de la Población (IUSSP).
- Naciones Unidas (2015), *World Urbanization Prospects: The 2014 Revision* (ST/ESA/SER.A/366), Nueva York.
- Pacione, M. (2009), *Urban Geography. A Global Perspective*, Nueva York, Routledge.
- Rodríguez, J. (2013a), "La migración interna en las grandes ciudades en América Latina: efectos sobre el crecimiento demográfico y la composición de la población", *Notas de Población*, N° 96 (LC/G.2573-P), Santiago, Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL).
- (2013b), "How Is Internal Migration Reshaping Metropolitan Populations in Latin America? New Methodologies and New Evidence" [en línea] [https://iussp.org/sites/default/files/event\\_call\\_for\\_papers/IUSSP2013-JR-MigrationandCompositionEffectnLatinAamericaMetropolis-23-08-2013-Final.pdf](https://iussp.org/sites/default/files/event_call_for_papers/IUSSP2013-JR-MigrationandCompositionEffectnLatinAamericaMetropolis-23-08-2013-Final.pdf).
- (2011), "Migración interna y sistema de ciudades en América Latina: intensidad, patrones, efectos y potenciales determinantes, censos de la década de 2000", *serie Población y Desarrollo*, N° 105 (LC/L.3351), Santiago, Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL).
- Rodríguez, J. y G. Busso (2009), *Migración interna y desarrollo en América Latina entre 1980 y 2005. Un estudio comparativo con perspectiva regional basado en siete países*, Libros de la CEPAL, N° 102 (LC/G.2397-P), Santiago, Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL).

- Rodríguez, J. y otros (2017), “¿Perdió el Área Metropolitana del Gran Santiago su atractivo? Sí, pero no. Un examen basado en datos y procedimientos novedosos para la estimación de la migración interna y sus efectos durante el periodo 1977-2013”, *EURE*, vol. 43, N° 128, Santiago, Pontificia Universidad Católica de Chile.
- Rogers, A. y L. Castro (1982), “Patrones modelo de migración”, *Demografía y Economía*, vol. 16, N° 3, Ciudad de México.
- Romero, J. L. (1976), *Latinoamérica: las ciudades y las ideas*, Buenos Aires, Siglo XXI.
- Sassen, S. (2007), “El reposicionamiento de las ciudades y regiones urbanas en una economía global: ampliando las opciones de políticas y gobernanza”, *Revista Latinoamericana de Estudios Urbano Regionales (EURE)*, vol. 33, N° 100, Santiago, Pontificia Universidad Católica de Chile.
- Srinivasan, S. y A. Rodríguez (2016), “Pobreza y desigualdades rurales. Perspectivas de género, juventud y mercado de trabajo”, *serie Desarrollo Productivo*, N° 206 (LC/L.4206), Santiago, Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL).
- UNFPA (Fondo de Población de las Naciones Unidas) (2007), *Estado de la Población Mundial 2007. Liberar el potencial del crecimiento urbano*, Nueva York.
- Villa, M. (1991), “Introducción al análisis de la migración: apuntes de clase: notas preliminares”, *Serie B*, N° 91 (LC/DEM/R.164), Santiago, Centro Latinoamericano y Caribeño de Demografía (CELADE)-División de Población de la CEPAL.
- Villa, M. y J. Alberts (1980), “Redistribución espacial de la población en América Latina”, *Serie E*, N° 28, Santiago, Centro Latinoamericano de Demografía (CELADE).
- Villa, M. y J. Rodríguez (1998), “Distribución espacial de la población, urbanización y ciudades intermedias: hechos en su contexto”, *Ciudades intermedias de América Latina y el Caribe: propuesta para la gestión urbana* (LC/L.1117), R. Jordán y D. Simioni, Santiago, Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL).
- (1997), “Dinámica sociodemográfica de las metrópolis latinoamericanas durante la segunda mitad del siglo XX”, *Notas de población*, N° 65 (LC/DEM/G.177), Santiago, Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL).
- Walti, C. (ed.) (1997), *Demografía I*, Ciudad de México, Programa Latinoamericano de Actividades de Población (PROLAP)/Universidad Nacional Autónoma de México (UNAM).
- Williamson, J. (1988), “Migrant selectivity, urbanization, and industrial revolutions”, *Population and Development Review*, vol. 14, N° 2, Nueva York, Population Council.
- (1965), “Regional inequality and the process of national development: a description of the patterns”, *Economic Development and Cultural Change*, vol. 13, N° 4, Chicago, The University of Chicago Press.

# Crecimiento económico y concentración del ingreso: sus efectos en la pobreza del Brasil

Jair Andrade Araujo, Emerson Marinho  
y Guaracyane Lima Campêlo

## Resumen

Para analizar los efectos del crecimiento económico y la desigualdad de los ingresos en la pobreza del Brasil se utilizan datos de panel para los estados brasileños de 1995 a 2009 y se evalúa la hipótesis de Bourguignon (2003) de que a mayor desigualdad en un país, menos eficaz resultará el crecimiento económico para reducir la pobreza. Estimamos las elasticidades pobreza-ingreso y pobreza-desigualdad mediante dos modelos econométricos dinámicos basados en el método generalizado de momentos de Arellano y Bond (1991), Arellano y Bover (1995) y Blundell y Bond (1998). Se concluye que a menor desarrollo inicial y mayor nivel de desigualdad inicial, menor incidencia tiene el aumento de los ingresos en la reducción de la pobreza. Las regiones con un nivel de desarrollo inicial limitado, una elevada desigualdad inicial, o ambos, presentan condiciones menos favorables para reducir la pobreza mediante el aumento del ingreso.

---

## Palabras clave

Crecimiento económico, distribución del ingreso, pobreza, mitigación de la pobreza, modelos econométricos, Brasil

## Clasificación JEL

D60, D63, C33

## Autores

Jair Andrade Araujo es Profesor de la Maestría en Economía Rural y Jefe del Departamento de Economía Agrícola de la Universidad Federal de Ceará (Brasil). Correo electrónico: jairandrade@ufc.br.

Emerson Marinho es Profesor del Programa de Posgrado en Economía de la Universidad Federal de Ceará (Brasil). Correo electrónico: emarinho@ufc.br.

Guaracyane Lima Campêlo es Profesora del Departamento de Economía y Finanzas del campus de Sobral de la Universidad Federal de Ceará (Brasil). Correo electrónico: cyanelc@gmail.com.



## I. Introducción

Las políticas de desarrollo de muchos países están orientadas principalmente a mejorar el bienestar de la población. Entre los muchos objetivos que entraña esta meta, la reducción de la pobreza es fundamental, sobre todo si se toma en cuenta que la pobreza a menudo reviste un carácter persistente a pesar de la creciente capacidad de la economía de generar riqueza.

Según Rocha (2006), es evidente que el crecimiento económico no beneficia necesariamente a todos los miembros de una sociedad, por más que efectivamente se lo haya alcanzado. Obviamente, los países ricos se esfuerzan por erradicar la pobreza residual, al tiempo que en los países en desarrollo el crecimiento económico ha exacerbado las desigualdades sociales.

En años recientes se ha puesto en el centro de los debates la pregunta acerca de cómo los cambios en los niveles de ingreso y la desigualdad repercuten en la reducción de la pobreza, pues se ha comprobado que en muchos países el crecimiento económico aún tiene que resolver los problemas relacionados con la pobreza.

Por ejemplo, Cline (2004) analizó el caso de varios países durante la década de 1990 y concluyó que la pobreza efectivamente disminuyó en muchos de ellos como consecuencia del crecimiento económico. No obstante, algunos países que no tuvieron un crecimiento económico significativo también lograron reducir la pobreza. Esto demuestra que el crecimiento económico por sí solo no explica los cambios en los niveles de pobreza y que la desigualdad en materia de ingresos reviste importancia capital como factor de reducción de la pobreza.

Chen y Wang (2001) estudiaron la pobreza y la desigualdad en China durante la década de 1990. Tras descomponer los cambios en el nivel de pobreza causados por el crecimiento económico y las variaciones en la desigualdad, llegaron a la conclusión de que eran los ricos quienes más se beneficiaban del crecimiento económico, dado que el ingreso medio del 20% más rico aumentaba más que el ingreso medio general. Esto pone de relieve la importancia que tiene la desigualdad de los ingresos como variable en reducción de la pobreza.

Barros, Henriques y Mendonça (2001) hallaron que en el Brasil la incidencia de la pobreza era mayor que en la mayoría de los países con ingresos per cápita similares. Concluyeron que la desigualdad en materia de ingresos era el motivo por el cual el crecimiento económico era una herramienta relativamente ineficaz para reducir la pobreza. En otras palabras, el efecto que el crecimiento económico ejerce en la reducción de la pobreza era más acotado en el Brasil que en otros países con el mismo nivel de ingreso.

Si algún cambio en el nivel de pobreza es consecuencia de la redistribución del ingreso o del crecimiento económico (o de ambos), debería determinarse la importancia que reviste cada uno de ellos. En estudios recientes se ha procurado determinar qué factores afectan las elasticidades pobreza-ingreso y pobreza-desigualdad.

Por ejemplo, Ravallion y Chen (1997) utilizaron una muestra de países en desarrollo para calcular la elasticidad pobreza-ingreso —medida por el número de personas con un ingreso por debajo de la línea de pobreza (un dólar por día)— y obtuvieron un valor de la elasticidad de -3. Este resultado significa que, por cada incremento del 1% en el ingreso medio, la proporción de personas con ingresos inferiores a la línea de pobreza disminuye un 3%. Sin embargo, algunos países han logrado disminuir la pobreza de los hogares sin alcanzar un crecimiento económico significativo.

Bourguignon (2003) estimó la elasticidad pobreza-ingreso de un conjunto de países usando una distribución log-normal a fin de realizar una aproximación a la distribución del ingreso. Demostró que cuanto mayor es el ingreso medio y menor su concentración, mayor será la elasticidad resultante.

Marinho y Soares (2003) han reunido evidencia empírica en el caso del Brasil. Estos investigadores estimaron la elasticidad de la pobreza en función del ingreso medio para los estados brasileños de 1985 a 1999 y llegaron a la conclusión de que un ingreso medio más alto llevaba a una elasticidad absoluta más elevada y que una mayor concentración del ingreso llevaba a una menor elasticidad absoluta. Los valores más altos de elasticidad pobreza-ingreso se observaron en los estados de São Paulo y Río de Janeiro.

En otro estudio sobre el Brasil, Hoffman (2004) siguió una metodología diferente a la de Marinho y Soares (2003) para estimar estas mismas elasticidades. Halló que ambas estimaciones arrojaban variaciones estándar muy similares entre los distintos estados.

Salvato y Araujo Junior (2007) utilizaron datos de los municipios brasileños para estudiar la relación entre crecimiento, pobreza y desigualdad, para lo que midieron la elasticidad de la pobreza en función del crecimiento económico y los cambios en la desigualdad de los ingresos. También llevaron a cabo pruebas para determinar la existencia de un efecto de interacción no lineal entre el crecimiento y la desigualdad inicial, con el propósito de corroborar la hipótesis de que una mayor inequidad está asociada con una menor eficiencia del crecimiento en la mitigación de la pobreza. Hallaron que, entre las principales regiones, la sudeste presentaba la mayor elasticidad, mientras que São Paulo fue el estado que obtuvo los mejores resultados. También observaron una correlación negativa entre el módulo de elasticidad y la desigualdad inicial, lo que implica que ante una desigualdad inicial mayor, el crecimiento económico tendrá una menor capacidad de reducir la pobreza, lo que corroboró la hipótesis de Bourguignon (2003). Los resultados también parecen indicar la existencia de una correlación negativa entre la elasticidad de la redistribución y la desigualdad inicial.

No obstante, estos interrogantes no se han esclarecido por completo, dado que, según Barreto (2005), aún no se ha llegado a un consenso acerca de la relación entre pobreza, crecimiento y desigualdad. Por lo tanto, es de suma importancia determinar los efectos que cada uno de estos factores ejerce en la pobreza.

Medir estas elasticidades constituye un elemento fundamental de la planificación de las políticas de aumento y redistribución del ingreso, habida cuenta de que la reducción de la pobreza se ve afectada tanto por los cambios en el crecimiento económico como por la reducción de la desigualdad, tal como señala Cline (2004).

Con estos factores en mente, el propósito de este trabajo es analizar en qué medida el crecimiento económico y las variaciones en la desigualdad de los ingresos repercuten en los cambios en el nivel de pobreza en el Brasil. Puesto que el crecimiento por sí solo no puede explicar las alteraciones del nivel de pobreza, hemos tratado la desigualdad de los ingresos como uno de los factores que sí la explican, con miras a evaluar la hipótesis de que, cuanta más desigualdad hay en un país, menos efectivo será el crecimiento económico para reducir la pobreza (Bourguignon, 2003).

A fin de comprobar estos efectos, se estimó la elasticidad de la pobreza en función del ingreso y la desigualdad. Estas variables se estimaron mediante un modelo econométrico dinámico de datos de panel desarrollado por Arellano y Bond (1991), Arellano y Bover (1995), y Blundell y Bond (1998). En el panel, las unidades de análisis son los estados del Brasil durante el período que va de 1995 a 2009.

Este artículo se divide en seis secciones, además de esta introducción. En la sección II se pasa revista a la literatura brasileña e internacional sobre la relación triangular entre pobreza, crecimiento económico y desigualdad, y se brinda una breve historia de la desigualdad en el Brasil. En la sección III se proporcionan definiciones teóricas de las elasticidades pobreza-ingreso y pobreza-desigualdad. En la sección IV se examina la base de datos, mientras que en la sección V se presentan el modelo econométrico y sus métodos de estimación. En la sección VI se efectúa un análisis de los resultados y, por último, en la sección VII se exponen las conclusiones de este análisis.

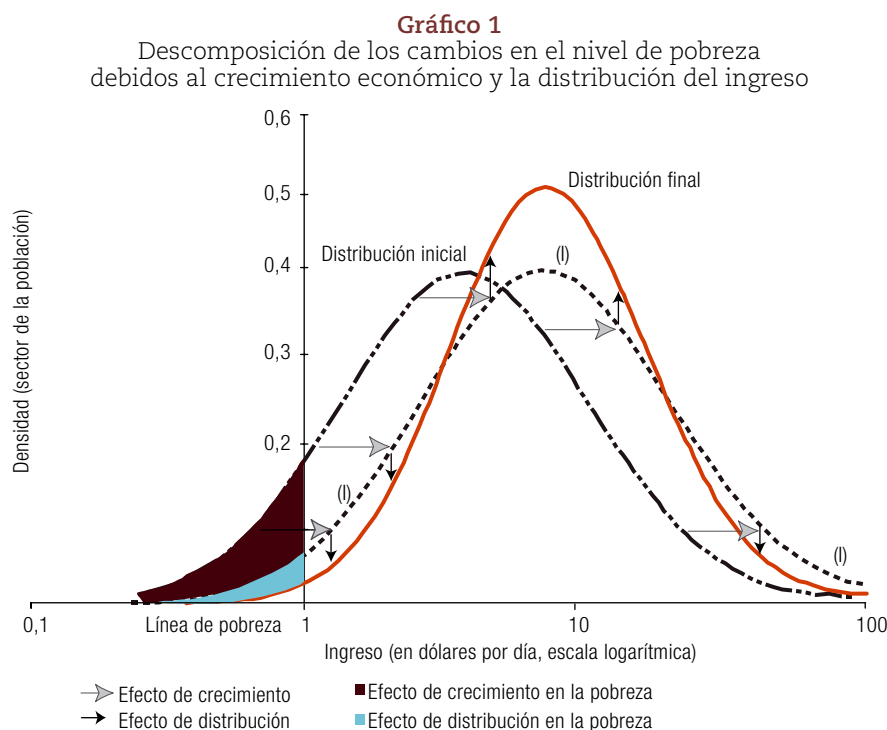
## II. La relación triangular entre pobreza, crecimiento económico y desigualdad

En esta sección se pasa revista a la literatura sobre la relación triangular entre pobreza, crecimiento económico y desigualdad de los ingresos. La interacción entre estas tres variables proporciona suficientes fundamentos para diagnosticar en qué medida el aumento del ingreso o la disminución de la desigualdad afecta la reducción de la pobreza.

Bourguignon (2003) describe con claridad lo que llama el triángulo pobreza-desigualdad-crecimiento y argumenta que estas tres variables interactúan entre sí. En su artículo, asume que la distribución del ingreso presenta una función log-normal y atribuye los cambios en los niveles de pobreza a dos causas diferentes: i) el efecto de crecimiento, que se produce cuando ocurre un cambio proporcional en los niveles de ingreso no necesariamente acompañado por un cambio en el ingreso relativo, y ii) el efecto de distribución, que tiene lugar cuando cambia la distribución del ingreso relativo.

Este enfoque permite demostrar que los cambios en los niveles de pobreza pueden resultar del crecimiento económico (representado por incrementos del ingreso medio) o de una disminución de la desigualdad de ingresos.

En el gráfico 1, las curvas reflejan las densidades de la distribución del ingreso, que se representan en el eje horizontal mediante una escala logarítmica. El desplazamiento de la distribución inicial a la distribución final atraviesa una etapa intermedia —la transposición horizontal de la distribución inicial a la curva (I)—. Este cambio representa un incremento proporcional de todos los ingresos de la población a causa del efecto de crecimiento.



**Fuente:** F. Bourguignon, "The growth elasticity of poverty reduction: explaining heterogeneity across countries and time periods", *Inequality and Growth: Theory and Policy Implications*, T. Eicher y S. Turnovsky (eds.), Cambridge, Massachusetts, The MIT Press, 2003.



Así, el cambio entraña un desplazamiento hacia la derecha de la densidad de la distribución del ingreso. Si se considera que  $z$  representa la línea de pobreza, puede verse que se reduce el número de personas pobres. Esta disminución del porcentaje de personas pobres es exclusivamente producto del efecto de crecimiento.

El desplazamiento de la curva ( $l$ ) hacia la distribución final ocurre con un ingreso medio constante y un cambio en la distribución del ingreso relativo —el efecto distributivo—. Por ende, desciende el nivel de pobreza sin que haya alteraciones en el ingreso medio de la población, porque disminuye la desigualdad en materia de ingresos. En otras palabras, una menor concentración del ingreso lleva a una reducción del número de personas con un ingreso por debajo de la línea de pobreza.

Bourguignon (2004) denomina a esta relación el “triángulo pobreza-desigualdad-crecimiento”. A partir de ella, se han emprendido numerosos estudios para determinar y medir la relación entre los efectos del crecimiento y los cambios en los niveles de desigualdad en la reducción de la pobreza.

## 1. La pobreza frente al crecimiento económico

En varios estudios empíricos llevados a cabo en el Brasil y en el ámbito internacional se han analizado las interacciones entre el crecimiento económico y la pobreza. Entre los investigadores parece haber un amplio consenso acerca de que existen dos factores fundamentales para el estudio de la reducción de la pobreza: la tasa media de crecimiento y la desigualdad inicial en materia de ingresos.

Kraay (2004), por ejemplo, llevó a cabo una descomposición de la varianza de la pobreza para determinar la importancia del crecimiento económico a la hora de reducir la pobreza, para lo que utilizó una muestra de países en desarrollo que abarcó las décadas de 1980 y 1990. Su conclusión fue que los cambios en los índices de pobreza se debían al aumento del ingreso medio, de lo que se desprende que las políticas orientadas a promover el crecimiento económico resultaban esenciales para el bienestar de los pobres.

Es posible medir la relación entre crecimiento y reducción de la pobreza mediante las ecuaciones de elasticidad-ingreso y elasticidad-crecimiento. Si la elasticidad es alta, las políticas públicas para combatir la pobreza basadas en el crecimiento económico resultan más eficaces. En cambio, si la elasticidad es baja, las estrategias de reducción de la pobreza deberían incluir una combinación de crecimiento económico y algún tipo de redistribución del ingreso. Ravallion y Chen (1997) estimaron las elasticidades pobreza-ingreso y pobreza-desigualdad de 45 países. Los resultados correspondientes a los países con un bajo nivel de desigualdad mostraron que, si el ingreso aumentara un 1%, la pobreza se reduciría un 4,3%. Sin embargo, en países con una desigualdad elevada y el mismo nivel de crecimiento, la pobreza solo disminuiría el 0,6%. La conclusión del estudio fue que el crecimiento por sí solo tenía pocos efectos en la pobreza, pero si la desigualdad tendía a disminuir a causa del crecimiento, el efecto en la pobreza era mucho más fuerte.

En otro estudio, Ravallion (2001) halló que la elasticidad pobreza-crecimiento era mucho más elevada en países que combinaban el crecimiento con algún tipo de política para reducir la desigualdad. Esto parece indicar que es preciso controlar por el componente de redistribución del ingreso la metodología usada para calcular la elasticidad pobreza-crecimiento. Por ejemplo, Ravallion (2005) estimó el crecimiento a favor de los pobres en China y la India en la década de 1990 y halló que los cambios en la distribución del ingreso eran desfavorables para los pobres, pues durante el período analizado la tasa de crecimiento de los ingresos de este sector de la población fue inferior a la tasa de crecimiento del ingreso de la población general. Este resultado arrojó una curva de incidencia del crecimiento con una pendiente positiva para los niveles de mayor ingreso. Sin embargo, el crecimiento de los ingresos a favor de los pobres era aún positivo, lo que indicaba un declive de la pobreza absoluta.

Chen y Wang (2001) estudiaron la relación existente entre pobreza, ingresos y desigualdad en China durante la década de 1990 y llegaron a la conclusión de que, mientras que el crecimiento económico tendía a reducir la pobreza, la concentración del ingreso tendía a aumentarla. También hallaron que el incremento del ingreso medio resultaba más beneficioso para los ricos, pues solo el ingreso medio del 20% más rico aumentaba más que el ingreso medio de la población en general, lo que demostraba que la concentración del ingreso reduce el efecto positivo que el crecimiento económico tiene en los niveles de pobreza.

Stewart (2000) estimó que una tasa de crecimiento del PIB del 1,0% llevaba a una merma de la pobreza del 0,21% en Zambia, mientras que el mismo cambio redundaba en una disminución del 3,4% en Malasia, discrepancia ocasionada por las diferencias que ambos países exhibían en materia de desigualdad de los ingresos.

Deininger y Squire (1996) confirmaron estas conclusiones y analizaron el efecto potencial que el crecimiento económico tenía en la reducción de la desigualdad en una muestra de países: hallaron que distintos niveles de desigualdad incidían de manera diferente sobre el crecimiento económico y que estos niveles guardaban una relación negativa con la pobreza.

Entre 1996 y 2000, Son (2004) determinó con una muestra de 84 países que el crecimiento económico contribuía a mitigar la pobreza en el 95% de los casos. En los demás casos, la tasa de crecimiento era negativa o resultaba imposible extraer conclusiones debido a ambigüedades en el muestreo.

La literatura brasileña incluye algunos estudios sobre estos temas. Por ejemplo, Hoffmann (1995) observó una caída en los niveles de pobreza durante la década de 1970 junto con un crecimiento pronunciado del ingreso y una desigualdad relativamente invariable. En la década de 1980, la pobreza y la desigualdad aumentaron a causa de una inflación extremadamente alta.

En otro estudio, Hoffmann (2005) halló que un incremento del 1% en el ingreso per cápita de los hogares del Brasil llevaba a un descenso del 0,84% en la proporción de pobres y que el valor absoluto de esta elasticidad subía de la mano del ingreso y bajaba al reducirse la desigualdad.

Con datos correspondientes a 26 estados brasileños de 1985 a 1999, Marinho y Soares (2003) aplicaron un procedimiento metodológico que les permitió descomponer los cambios en los niveles de pobreza inducidos por modificaciones en el ingreso medio y la concentración del ingreso. Los resultados mostraron que la concentración del ingreso tenía una incidencia mayor que los niveles de ingreso en todos los estados del norte y que el crecimiento del ingreso revestía importancia estratégica para combatir la pobreza. En términos generales, su estudio mostró que con tasas medias más altas se obtenía una elasticidad absoluta más elevada, mientras que una mayor concentración del ingreso entrañaba una menor elasticidad absoluta.

Manso, Barreto y Tebaldi (2005) analizaron datos de la Encuesta Nacional de Hogares (PNAD) de 1995 a 2004 para hallar evidencia de las interacciones existentes entre el crecimiento de los ingresos, la reducción de la pobreza y el perfil de distribución de la riqueza. En su estudio, estos autores ampliaron el debate sobre el problema del desequilibrio regional del Brasil al evaluar el efecto del crecimiento económico en las tasas de pobreza. Este análisis les permitió aislar los efectos del crecimiento económico y la desigualdad de los ingresos para cada región del país. Los resultados parecen indicar que los componentes de la distribución del ingreso y el aumento del ingreso medio bastan para explicar la mayoría de las variaciones en los niveles de pobreza ocurridas en los diferentes estados brasileños. Hasta ahora, las conclusiones refuerzan la evidencia de que las políticas orientadas a combatir la pobreza mediante el crecimiento económico resultan más eficaces cuando van de la mano de una redistribución positiva del ingreso.

## 2. La pobreza frente a la desigualdad

En esta subsección se analiza la relación entre pobreza y desigualdad que se aborda en la literatura. En general, muchos autores afirman que el porcentaje de pobres de una región determinada disminuye cuando se pone en marcha una política de crecimiento económico acompañada de una estrategia de redistribución del ingreso.

La desigualdad de los ingresos constituye un componente destacado del debate sobre la pobreza. La pobreza es un problema mundial que afecta a la sociedad moderna y que ha sido objeto de muchos estudios y que persiste a pesar del creciente nivel de riqueza material observado en todo el mundo. La cantidad de pobres de todo el planeta refleja el alcance y la gravedad que reviste la pobreza, que siempre va de la mano de la desigualdad.

Ravallion (2005) observó una relación no lineal entre la elasticidad pobreza-crecimiento y el nivel de desigualdad inicial en un conjunto de países subdesarrollados, por lo que planteó que el crecimiento económico resultaba poco beneficioso para los pobres si no servía también para disminuir la desigualdad. Se estima que un crecimiento del 1,0% puede reducir la pobreza en hasta un 4,3% en países con un bajo nivel de desigualdad. No obstante, en países que sufren una marcada desigualdad en materia de ingresos, el mismo crecimiento de un 1,0% solo redundaría en una disminución del 0,6% en el porcentaje de pobres.

Por ende, uno de los factores que afectan las tasas de reducción de la pobreza dada una determinada tasa de crecimiento es el cambio en la distribución del ingreso. Esta fue también una de las conclusiones a las que arribaron Datt y Ravallion (2002) cuando midieron los cambios en el nivel de pobreza ocasionados por el efecto de la distribución del ingreso y el crecimiento. Los modelos diseñados para estimar la elasticidad de la pobreza deben incorporar la desigualdad de los ingresos como variable explicativa para evitar que los cambios en la distribución del ingreso se vean subsumidos en la elasticidad-crecimiento.

Según Bourguignon (2004), la reducción de la desigualdad de los ingresos es una herramienta útil para reducir la pobreza, y el crecimiento económico quizá no sea un elemento tan importante. Barros, Henriques y Mendonça (2001) hallaron resultados similares en el caso del Brasil. Estos autores hicieron hincapié en que la desigualdad en la distribución del ingreso era el motivo por el cual el crecimiento económico era menos efectivo de lo que podría ser para reducir la pobreza. En otras palabras, el efecto que el crecimiento tiene en la reducción de la pobreza era más acotado en el Brasil que en otros países con el mismo nivel de ingreso.

Solo en unos pocos estudios se ha procurado explicar el nexo entre pobreza, crecimiento y desigualdad en el Brasil. Según Rocha (2006), aunque en el Brasil la pobreza haya persistido durante décadas, fue solo después de resolver el problema de la inflación cuando los problemas sociales comenzaron a recibir una atención prioritaria, y la reducción de la desigualdad es uno de los ejemplos. Esto puede explicar el limitado número de artículos donde se estudia el triángulo pobreza-crecimiento-desigualdad en el Brasil.

Barreto (2005) considera que es posible reducir la pobreza en un plazo breve cuando un país en crecimiento logra una distribución del ingreso menos desigual. Por consiguiente, la puesta en marcha de políticas públicas destinadas a reducir la desigualdad, además de resolver este problema, también puede contribuir indirectamente a la consecución de otros objetivos de la política económica, como mayores tasas de crecimiento y la reducción de la pobreza. En general, en la literatura se sugiere que una baja significativa de las tasas de pobreza es fruto de un crecimiento económico combinado con políticas para reducir la desigualdad de los ingresos. El resultado conjunto de estos dos efectos es que la reducción de la pobreza representa un camino directo hacia la mejora del ingreso medio de los más pobres.

Rocha (2006), por ejemplo, sostiene que en el Brasil la proporción de pobres decreció casi dos puntos porcentuales de 2001 a 2004. Según este autor, la reducción ocurrida en los primeros años de la década se debió a varios factores que tuvieron repercusiones regionales diferentes, entre ellos cambios distributivos en el rendimiento de la mano de obra y la ampliación de las prestaciones sociales.

Rocha (2006) plantea que en el Brasil la pobreza es muy persistente, debido, sobre todo, a la desigualdad, y que es posible reducirla mediante un crecimiento del ingreso y una mejor distribución. Sin embargo, existe consenso en que el énfasis debe ponerse en la reducción de la desigualdad de ingresos, pues si solo apunta a aumentarlos sin efectuar avances en materia de desigualdad, es posible que la meta de erradicar la pobreza se vea pospuesta a un futuro lejano.

En el cuadro 1 se presentan las tasas de reducción de la pobreza en el Brasil de 1995 a 2009. La proporción de personas pobres ( $P_0$ ) bajó del 38,70% en 1995 al 23,50% en 2009, cifra que, si bien es alta, representa una reducción de 15,20 puntos porcentuales.

**Cuadro 1**  
Brasil: índices de pobreza, 1995-2009  
(En porcentajes)

Año	$P_0$	Año	$P_0$
1995	38,7	2003	39,1
1996	38,1	2004	37,0
1997	38,5	2005	34,1
1998	37,2	2006	29,6
1999	39,0	2007	28,0
2001	38,3	2008	25,4
2002	38,2	2009	23,5
Diferencia -15,20			

**Fuente:** Elaboración propia, sobre la base de datos de la Encuesta Nacional de Hogares (PNAD).

Así, al analizar este indicador puede notarse que en el período 1995-2009 en el Brasil se logró una reducción significativa de la pobreza.

### 3. El crecimiento frente a la desigualdad

En la literatura se ha analizado la relación entre el crecimiento económico y la desigualdad, tomando en consideración las causalidades que subyacen a estas dos variables. Muchas de estas cuestiones tienen que ver con la forma en que se genera la desigualdad y se reproduce en el tiempo y con la forma en que se interrelacionan la desigualdad y los procesos de desarrollo económico.

El punto de partida de esta teoría es la hipótesis de la U invertida de Kuznets (1955). Según esta hipótesis, la desigualdad primero debería aumentar al inicio del desarrollo económico, conforme la actividad económica pasa gradualmente de los sectores rurales a la industrialización (transferencia de mano de obra del sector menos productivo al más productivo). Posteriormente, una vez que la mayor parte de la fuerza de trabajo se encuentra ocupada en el sector industrial, la desigualdad debería disminuir.

Así, una política de desarrollo podría resumirse como la promoción del crecimiento económico de modo tal que también sirva para disminuir la desigualdad: con ingresos mayores y mejor distribuidos, debería quedar resuelto el problema de la pobreza.

Según Barreto (2005), en diversos estudios se ha analizado en qué medida la desigualdad repercute en el crecimiento económico. Distintos modelos muestran que la desigualdad puede tanto retardar como estimular el crecimiento.

Por ejemplo, Alesina y Rodrik (1994) determinaron que la relación de causalidad entre crecimiento y desigualdad se basaba en tres factores: i) el gasto público y las políticas fiscales redistributivas deberían tener una relación negativa con el crecimiento debido a sus efectos perversos en la acumulación de capital; ii) las alícuotas tributarias deberían tender a ser proporcionales al ingreso, y los beneficios del gasto público deberían estar disponibles para todas las personas por igual, con la implicancia de que los niveles de gasto deberían ser inversamente proporcionales al ingreso, y iii) la carga fiscal impuesta por el gobierno debería ser la carga deseada por el votante medio, lo que entrañaría una menor acumulación de capital y, por ende, un menor crecimiento.

Stewart (2000) adopta un enfoque según el cual la desigualdad debería ser negativa para el crecimiento y plantea que una gran desigualdad: i) entraña inestabilidad política, incertidumbre, menos inversiones y un menor crecimiento; ii) conduce a una política populista de redistribución fiscal, desincentivos y menores tasas de crecimiento, y iii) afecta la conducta de los más ricos, que ejercen presión para recibir un trato impositivo preferencial, lo que induce a sobreinversiones en ciertas áreas y, por lo tanto, a un menor crecimiento.

Sin embargo, otros consideran que la desigualdad puede estimular el crecimiento económico. Bourguignon (1981) sostiene que la tendencia a ahorrar difiere entre ricos y pobres: es mayor entre los primeros, lo que implicaría que en las economías más inequitativas la tendencia a invertir sería más pronunciada y el crecimiento sería potencialmente más acelerado. Por el contrario, hay autores, como Barro (2000) y López (2004), que no hallan relación alguna entre la desigualdad y el crecimiento económico, y para quienes los niveles de inversión no tienen una dependencia significativa de la desigualdad. En el cuadro 2 se presentan algunos datos sobre la desigualdad de ingresos observada en el Brasil entre 1995 y 2009: el coeficiente de Gini, la relación entre el ingreso del 10% más rico y el 40% más pobre, la relación entre el ingreso del 20% más rico y el 20% más pobre, la relación entre el ingreso del 10% más rico y el 10% más pobre, el ingreso medio per cápita de los hogares y el porcentaje de personas que se encuentran por debajo de la línea de pobreza.

### Cuadro 2

Brasil: principales estadísticas relativas a la distribución del ingreso per cápita de los hogares, 1995-2009

Año	Coficiente de Gini	Ingreso del 10% más rico como múltiplo del 40% más pobre	Ingreso del 20% más rico como múltiplo del 20% más pobre	Ingreso del 10% más rico como múltiplo del 10% más pobre	Ingreso medio per cápita de las familias (en reales por mes)	Personas por debajo de la línea de pobreza (en porcentajes)
1995	0,601	23,7	27,4	67,0	520,6	19,7
1996	0,602	24,2	29,3	74,9	529,7	19,5
1997	0,602	24,2	28,7	72,3	529,0	19,8
1998	0,601	23,6	27,5	67,2	534,5	19,1
1999	0,595	22,7	26,2	63,2	504,4	19,9
2001	0,597	22,9	26,9	68,4	511,9	19,7
2002	0,590	21,9	24,7	59,2	511,9	19,5
2003	0,585	21,1	24,3	59,4	481,9	20,1
2004	0,575	19,5	22,0	51,7	497,9	18,9
2005	0,572	19,2	21,3	49,7	528,4	17,5
2006	0,560	18,3	20,4	47,5	577,5	15,2
2007	0,550	17,7	20,2	49,0	592,5	14,4
2008	0,540	16,8	18,9	44,0	622,6	12,9
2009	0,540	16,3	18,6	43,8	637,4	12,2

**Fuente:** Instituto de Estudios de Trabajo y Sociedad (IETS).

**Nota:** Se utilizó como parámetro la línea de pobreza correspondiente a 2009 –196,00 reales– deflactada por el índice nacional de precios al consumidor (INPC).

En el cuadro 2 puede observarse que en el Brasil el ingreso del 10% más rico equivalía a 23,7 veces el del 40% más pobre en 1995, cifra que descendió a 16,3 veces en 2009. Las relaciones entre los ingresos del 10% más rico y el 10% más pobre, y entre el 20% más rico y el 20% más pobre también exhibieron un declive significativo durante este período, sobre todo en el caso de la primera, que cayó de 67,0 a 43,8. Mientras tanto, el ingreso familiar per cápita creció aproximadamente un 22,5%. En la última columna se ve que la proporción de personas por debajo de la línea de pobreza se estabilizó en alrededor del 19% y posteriormente se contrajo al 12% en 2009.

Estos datos muestran que en años recientes la desigualdad de ingresos ha disminuido en el Brasil, lo que corrobora los resultados obtenidos por Neri (2006), Barros y otros (2007), y Hoffmann (2007). De manera similar, Manso, Barreto y Tebaldi (2005) observaron una reducción considerable de la desigualdad de los ingresos en el Brasil tras la puesta en marcha del Plan Real. De 1995 a 2004, el coeficiente de Gini exhibe una reducción del 2,71%.

### III. La elasticidad de la pobreza en función de la desigualdad y el ingreso

El propósito de determinar las elasticidades pobreza-ingreso y pobreza-desigualdad es analizar cómo repercuten en el nivel de pobreza tanto el crecimiento como los cambios en la desigualdad de los ingresos. Esta metodología fue propuesta originalmente por Bourguignon (2003).

El autor sigue la definición clásica propuesta por Foster, Greer y Thorbecke (1984), que mide la pobreza en función del porcentaje de personas pobres. Sobre la base de esta definición, la proporción de personas con un ingreso per cápita inferior a la línea de pobreza se obtiene con la siguiente fórmula:

$$H_t = Pr(y_t < z) \equiv F_t(z) \quad (1)$$

donde la función  $F_t(z)$  se obtiene a partir de la función de distribución del ingreso.

Por lo tanto, la proporción de la población con un ingreso por debajo de la línea de pobreza absoluta  $z$  en el momento  $t$  es igual a la probabilidad de que el ingreso  $y_t$  sea inferior a la línea de pobreza. Así, la variación en el porcentaje de personas pobres entre dos períodos  $t$  y  $t'$  se calcula con la siguiente fórmula:

$$\Delta H = H_{t'} - H_t = F_{t'}(z) - F_t(z) \quad (2)$$

Bourguignon (2003) asume que la curva de distribución del ingreso es log-normal y define el desplazamiento de la curva original que se muestra en el gráfico 1. Para calcular la curva de distribución final en función de las variaciones en el nivel de pobreza se utiliza la fórmula siguiente:

$$\Delta H = H_{t'} - H_t \approx \left[ F_{t'}\left(\frac{z}{\bar{y}_{t'}}\right) - F_t\left(\frac{z}{\bar{y}_t}\right) \right] + \left[ F_{t'}\left(\frac{z}{\bar{y}_{t'}}\right) - F_t\left(\frac{z}{\bar{y}_{t'}}\right) \right] \quad (3)$$

La primera expresión entre corchetes corresponde al efecto de crecimiento y la distribución del ingreso relativo  $F_t$  se mantiene constante. La segunda expresión representa el efecto de la desigualdad, y se observa un cambio en la distribución del ingreso relativo, que permanece constante.

Así, las variaciones en el nivel de pobreza se ven influenciadas por dos efectos: el primero se debe al crecimiento del ingreso y el segundo es consecuencia de la desigualdad en su distribución.

Según Epaulard (2003), el cambio relativo en el nivel de pobreza que resulta del aumento de los ingresos y el efecto de redistribución puede descomponerse de la siguiente manera:

$$\frac{dH}{dt} = \frac{\partial H_t}{\partial \bar{y}_t} \frac{d\bar{y}_t}{dt} + \frac{\partial H_t}{\partial G_t} \frac{dG_t}{dt} \quad (4)$$

En términos de elasticidad, tenemos:

$$\frac{dH}{dt} = \varepsilon_y^H \frac{d\bar{y}_t}{dt} \frac{H_t}{\bar{y}_t} + \varepsilon_G^H \frac{H_t}{G_t} \frac{dG_t}{dt} \quad (5)$$

donde el coeficiente de Gini se define como  $G = 2\Phi\left(\frac{\sigma_t}{\sqrt{2}}\right) - 1$ . El término  $\Phi(\cdot)$  es la función de densidad acumulada correspondiente a la distribución estándar normal (la distribución normal con una media de 0 y una desviación estándar igual a 1) y  $\sigma_t$  representa la desviación estándar del logaritmo del ingreso. De este modo, Epaulard (2003) muestra que la elasticidad pobreza-ingreso  $\varepsilon_y^H$  y la elasticidad pobreza-desigualdad  $\varepsilon_G^H$  se definen con las siguientes expresiones:

$$\varepsilon_{\bar{y}}^H = \frac{\partial H_t}{\partial \bar{y}_t} \frac{\bar{y}_t}{H_t} \equiv -\frac{1}{\sigma_t} \frac{\phi\left(\frac{\log\left(\frac{z}{\bar{y}_t}\right)}{\sigma_t} + \frac{1}{2}\sigma_t\right)}{\Phi\left(\frac{\log\left(\frac{z}{\bar{y}_t}\right)}{\sigma_t} + \frac{1}{2}\sigma_t\right)} \leq 0 \quad (6)$$

$$\varepsilon_G^H = \frac{\partial H_t}{\partial \sigma_t} \frac{\sigma_t}{H_t} \equiv \frac{1}{\sigma_t} \frac{\phi\left(\frac{\log\left(\frac{z}{\bar{y}_t}\right)}{\sigma_t} + \frac{1}{2}\sigma_t\right)}{\Phi\left(\frac{\log\left(\frac{z}{\bar{y}_t}\right)}{\sigma_t} + \frac{1}{2}\sigma_t\right)} \left(\frac{\log\left(\frac{z}{\bar{y}_t}\right)}{\sigma_t} + \frac{1}{2}\sigma_t\right) \cong 0 \quad (7)$$

El autor también mostró que la elasticidad pobreza-ingreso ( $\varepsilon_{\bar{y}}^H$ ) y la elasticidad pobreza-desigualdad ( $\varepsilon_G^H$ ) disminuyen en términos absolutos en la línea de pobreza y el ingreso medio ( $z/\bar{y}_t$ ) y con la desviación estándar del logaritmo de ingresos ( $\sigma_t$ ). La elasticidad pobreza-ingreso siempre es positiva o nula. Por otro lado, la elasticidad pobreza-desigualdad puede estar por encima o por debajo de cero<sup>1</sup>.

Por consiguiente, el efecto que los cambios en la distribución del ingreso ejercen en la reducción de la pobreza es una función del crecimiento de los ingresos y el nivel de desigualdad. Ello significa que los cambios en el nivel de pobreza pueden ser el resultado tanto del crecimiento económico (representado por el aumento del ingreso medio) como de una menor desigualdad de los ingresos. No obstante, la reducción de la pobreza tiene efectos mucho más potentes cuando se combinan ambos factores.

<sup>1</sup> Según Epaulard (2003), la elasticidad pobreza-desigualdad debería ser positiva a menos que el país tenga un ingreso medio muy bajo. Esta elasticidad será positiva siempre y cuando  $\bar{y}_t < z \exp\left(-\frac{1}{2}\sigma_t^2\right)$ .



## IV. La base de datos

Los datos utilizados para realizar las estimaciones de los modelos econométricos presentados en la próxima sección se obtuvieron de la Encuesta Nacional de Hogares (PNAD) publicada por el Instituto Brasileño de Geografía y Estadística (IBGE). La muestra está compuesta por todos los estados brasileños y abarca de 1995 a 2009<sup>2</sup>.

La variable correspondiente al ingreso per cápita de las familias se calcula dividiendo el ingreso familiar total por el número de miembros. A continuación, se determina el promedio aritmético de esta variable y se obtienen los valores correspondientes al ingreso medio de los estados incluidos en la muestra. Se espera observar una relación negativa entre la pobreza y esta variable. Cabe destacar que la economía brasileña experimentó un crecimiento del ingreso per cápita de 1995 a 2009.

En este artículo, se consideran pobres los hogares que viven con un ingreso familiar per cápita insuficiente para satisfacer sus necesidades básicas. Así, el indicador de pobreza absoluta utilizado es la proporción de personas pobres ( $P_0$ ). La línea de pobreza adoptada para elaborar este indicador fue la mitad del salario mínimo mensual<sup>3</sup>. El indicador de pobreza  $P_0$  se define como  $P_0 = \frac{q}{n}$ , donde  $n$  es el número total de personas y  $q$  representa el número de personas con un ingreso familiar per cápita inferior a la línea de pobreza.

El método usado para medir la desigualdad es el coeficiente de Gini, calculado sobre la base del ingreso per cápita de los hogares a partir de los datos de la PNAD. Este coeficiente a menudo se utiliza para expresar la desigualdad en materia de ingresos y puede relacionarse con la denominada curva de Lorenz, que se define sobre la base de los puntos obtenidos al analizar las participaciones de los ingresos en función de las participaciones de la población, en orden ascendente. Basados en esta curva, luego calculamos los coeficientes de Gini para cada uno de los estados de 1995 a 2009. Tal como se explicó en la sección precedente, la relación entre el coeficiente de Gini y la pobreza debe ser positiva. En otras palabras, cuanto mayor sea la desigualdad, mayor será la pobreza.

Cabe poner de relieve que todas las variables monetarias se ajustaron a valores reales de 2009 usando el índice nacional de precios al consumidor (INPC) elaborado con datos de 2009.

## V. El modelo econométrico

La especificación econométrica del modelo se basa en la contribución del crecimiento económico y las variaciones en la distribución del ingreso a los cambios en el nivel de pobreza. Aceptamos como hipótesis que la actual tendencia de la pobreza apunta a autoperpetuarse, a afectar la conducta futura de la pobreza o a tener ambas consecuencias<sup>4</sup>. Para explorar estas hipótesis, se analizó la relación entre los cambios en la pobreza y sus determinantes por medio de un modelo de regresión dinámico de datos de panel basado en la siguiente definición<sup>5</sup>:

$$\Delta \ln [P_{0,it}] = \beta_0 + \beta_1 \Delta \ln [P_{0,it-1}] + \beta_2 \Delta \ln [\bar{Y}_{it}] + \beta_3 \Delta \ln [Gini_{it}] + \eta_t + \mu_{it} \quad (8)$$

<sup>2</sup> La PNAD no se llevó a cabo en 2000, por lo que se calcularon promedios aritméticos de las variables de 1999 a 2001 para llenar este vacío. En la muestra no se incluyeron los antiguos estados de la región norte, debido a la falta de datos correspondientes a las zonas rurales antes de 2004.

<sup>3</sup> Esta línea también fue utilizada por Rocha (2006), Barreto (2005) y Marinho y Soares (2003). Sin embargo, la línea de cambio puede modificar el resultado.

<sup>4</sup> Ribas, Machado y Golgher (2006) hallaron evidencia de la persistencia de la pobreza en el Brasil.

<sup>5</sup> Puede consultarse este modelo en Bourguignon (2003), y en Kalwij y Verschoor (2004). Sin embargo, estos autores no creen que la pobreza pueda desarrollar una conducta dinámica.



Las variables de este modelo se definen con las siguientes fórmulas:

$\Delta \ln P_{0,it} = \ln P_{0,it} - \ln P_{0,it-1}$ , que representa el cambio en la proporción de personas que son pobres entre dos períodos;  $\Delta \ln \bar{Y}_{it} = \ln \bar{Y}_{it} - \ln \bar{Y}_{it-1}$ , que representa la variación en el ingreso medio per cápita de los hogares; y  $\Delta \ln Gini_{it} = \ln Gini_{it} - \ln Gini_{it-1}$ , que representa el cambio en la concentración del ingreso medido con el coeficiente de Gini  $i$ , mientras que  $\eta_i$  representa los efectos aleatorios no observables de las personas y  $\mu_{it}$  representa las perturbaciones aleatorias. Las variables del modelo se definen mediante un logaritmo natural donde subíndice  $i$  representa el estado y  $t$  es el período de tiempo. Así, los parámetros  $\beta_2$  y  $\beta_3$  son la elasticidad pobreza-ingreso  $\epsilon_{y^P}^P$  y la elasticidad pobreza-desigualdad  $\epsilon_G^P$ . Cabe tener presente que estas elasticidades no varían con el tiempo.

Una ampliación de este modelo efectuada por Kalwij y Verschoor (2004) permite que la elasticidad-ingreso y la elasticidad-desigualdad se modifiquen con el transcurso del tiempo dependiendo del nivel de desarrollo inicial inverso (la línea de pobreza dividida por el ingreso inicial per cápita de los hogares y el nivel de desigualdad inicial)<sup>6</sup>. Al introducir estas variables en el modelo, se tiene como objeto corroborar la hipótesis de que el crecimiento resulta menos eficaz como herramienta para luchar contra la pobreza cuando la desigualdad inicial es mayor (hipótesis de Bourguignon). Este modelo dinámico se puede describir con la siguiente fórmula:

$$\begin{aligned} \Delta \ln [P_{0,it}] = & \beta_0 + \beta_1 \Delta \ln [P_{0,it-1}] + \beta_2 \Delta \ln [\bar{y}_{it}] + \beta_3 \Delta \ln [\bar{y}] \ln [G_{i0}] + \beta_4 \Delta \ln [\bar{y}_{it}] \ln \left[ \frac{z_{it}}{y_{i0}} \right] \\ & \beta_5 \Delta \ln [Gini_{it}] + \beta_6 \Delta \ln [Gini_{it}] \ln [Gini_{i0}] + \beta_7 \Delta \ln [Gini_{it}] \ln \left[ \frac{z_{it}}{\bar{y}_{i0}} \right] + \beta_8 \ln [G_{i0}] \\ & \beta_9 \ln \left[ \frac{z_{it}}{\bar{y}_{i0}} \right] + \eta_i + \mu_{it} \end{aligned} \quad (9)$$

donde, además de las variables  $\Delta \ln [P_{it}]$ ,  $\Delta \ln [\bar{y}_{it}]$  y  $\Delta \ln [Gini_{it}]$ , que siguen las formulaciones presentadas anteriormente, tenemos  $\Delta \ln [\bar{y}_{it}] \ln [G_{i0}]$  y  $\Delta \ln [\bar{y}_{it}] \ln \left[ \frac{z_{it}}{y_{i0}} \right]$ , que representan las interacciones entre el ingreso medio per cápita de los hogares y el coeficiente de Gini inicial en el estado  $i$  ( $G_{i0}$ ) y el nivel de desarrollo inicial inverso  $\frac{z_{it}}{y_{i0}}$  (la línea de pobreza dividida por el ingreso inicial per cápita de los hogares). De igual modo, las variables  $\Delta \ln [Gini_{it}] \ln [G_{i0}]$  y  $\Delta \ln [Gini_{it}] \ln \left[ \frac{z_{it}}{\bar{y}_{i0}} \right]$  representan las interacciones entre el índice de desigualdad de Gini y el índice de desigualdad inicial asociado con el estado  $i$  y el nivel de desarrollo inicial inverso.

Las hipótesis adoptadas en estos modelos son  $E[\eta_i] = E[\mu_{it}] = E[\eta_i \mu_{it}] = 0$  y  $E[\mu_{it} \mu_{is}] = 0$  para  $i=1,2,\dots,N$  e  $\forall t \neq s$ . Además, hay una hipótesis estándar relativa a las condiciones iniciales:  $\Delta \ln P_{it}; E[\Delta \ln P_{it-1} \mu_{it}] = 0$  para  $i=1,2,\dots,N$  y  $t=1,2,\dots,T$  (Ahn y Schmidt, 1995).

Por lo tanto, la segunda especificación del modelo toma en cuenta que las elasticidades de la pobreza en función del ingreso familiar medio per cápita y la desigualdad dependen de la desigualdad inicial y de la relación entre la línea de pobreza y el ingreso inicial medio per cápita de los hogares.

Naturalmente, los coeficientes  $\beta_2$  y  $\beta_3$  no se interpretan como elasticidad-ingreso y elasticidad-desigualdad. Para calcular estas elasticidades, es necesario tomar en cuenta los términos de interacción. Así, las elasticidades pobreza-ingreso y pobreza-desigualdad ahora se definen, respectivamente, como:

$$\epsilon_{\bar{y}_{it}}^P = \beta_2 + \beta_3 \ln [G_{i0}] + \beta_4 \ln \left[ \frac{z_{it}}{\bar{y}_{i0}} \right] \quad (10)$$

<sup>6</sup> De manera similar, Kalwij y Verschoor (2004) creen que la pobreza no exhibe una conducta dinámica con el tiempo.

$$\varepsilon_{G_{it}}^{P_0} = \beta_5 + \beta_6 \ln[G_{i0}] + \beta_7 \ln\left[\frac{z_{it}}{\bar{y}_{i0}}\right] \quad (11)$$

Puede observarse que las elasticidades pobreza-ingreso y pobreza-desigualdad efectivamente varían con el tiempo.

Las técnicas tradicionales de estimación resultan inadecuadas para los dos modelos expuestos, sobre todo por dos problemas econométricos. El primero es la presencia de efectos inobservables de los individuos  $\eta_i$ , junto con la variable dependiente retrasada  $\Delta \ln P_{k,it-1}$ , que aparece del lado derecho de la ecuación. En este caso, la omisión de los efectos fijos individuales en el modelo de panel dinámico hace que los estimadores de mínimos cuadrados ordinarios (MCO) resulten sesgados e inconsistentes.

Por ejemplo, la correlación positiva demostrable entre la variable dependiente retrasada y los efectos fijos significa que el estimador del coeficiente  $\beta_1$  presenta un sesgo ascendente. Por otra parte, el estimador intragrupos (que corrige por la presencia de efectos fijos) genera una estimación de  $\beta_1$  con un sesgo descendente en paneles tcon una dimensión temporal acotada (Judson y Owen, 1999).

Con miras a subsanar estos problemas, Arellano y Bond (1991) propusieron un estimador diferenciado por el método generalizado de momentos (MGM). Dicho método consiste en eliminar los efectos fijos mediante la ecuación de primera diferencia. En consecuencia, para ambos modelos se obtienen las siguientes fórmulas:

$$\Delta[\Delta \ln[P_{0,it}]] = \beta_1 \Delta[\Delta \ln[P_{0,it-1}]] + \beta_2 \Delta[\Delta \ln[\bar{Y}_{it}]] + \beta_3 \Delta[\Delta \ln[Gini_{it}]] + \Delta \mu_{it} \quad (12)$$

$$\begin{aligned} \Delta[\Delta \ln[P_{0,it}]] = & \beta_0 + \beta_1 \Delta[\Delta \ln[P_{0,it-1}]] + \beta_2 \Delta[\Delta \ln[\bar{Y}_{it}]] + \beta_3 \Delta[\Delta \ln[\bar{Y}_{it}][G_{i0}]] \\ & + \beta_4 \Delta[\Delta \ln[\bar{y}_{it}][\ln\left[\frac{z_{it}}{\bar{y}_{i0}}\right]]] + \beta_5 \Delta[\Delta \ln[Gini_{it}]] + \beta_6 \Delta[\Delta \ln[Gini_{it}][\ln[G_{i0}]]] \\ & + \beta_7 \Delta[\Delta \ln[Gini_{it}][\ln\left[\frac{z_{it}}{\bar{y}_{i0}}\right]]] + \beta_8 \Delta[\Delta \ln[G_{i0}]] + \beta_9 \Delta[\ln\left[\frac{z_{it}}{\bar{y}_{i0}}\right]] + \Delta \mu_{it} \end{aligned} \quad (13)$$

donde para una variable  $w_{it}$ , toda  $\Delta \ln[w_{it}] = \ln[w_{it}] - \ln[w_{it-1}]$ . En las ecuaciones (12) y (13), se correlacionaron  $\Delta[\Delta \ln[P_{0,it-1}]]$  y  $\Delta \mu_{it}$ , por lo que los estimadores de MCO para sus coeficientes resultarán sesgados e incongruentes. Por lo tanto, es preciso utilizar variables instrumentales para  $\Delta[\Delta \ln[P_{0,it-1}]]$  en este caso. El conjunto de hipótesis adoptadas para las ecuaciones (8) y (9) implica que las condiciones de los momentos  $E[\Delta[\Delta \ln P_{0,it-s}][\Delta \mu_{it}]] = 0$  para  $t=3,4,\dots,T$  y  $s \geq 2$  son válidas. Sobre la base de estos momentos, Arellano y Bond (1991) proponen utilizar  $\Delta \ln[P_{0,it-s}]$  para  $t=3,4,\dots,T$  y  $s \geq 2$  como instrumentos para las ecuaciones (12) y (13).

Respecto de las demás variables explicativas, existen tres situaciones posibles. Una variable explicativa  $x_{it}$  puede considerarse: i) estrictamente exógena si no está correlacionada con los términos de error pasados, presentes o futuros; ii) francamente exógena si solo está correlacionada con términos de error pasados, y iii) endógena si está correlacionada con los términos de error pasados, presentes o futuros. En el segundo caso, los valores retrasados de  $x_{it}$  correspondientes a uno o más períodos son instrumentos válidos para estimar las ecuaciones (12) y (13). En el último caso, los valores retrasados de  $x_{it}$  correspondientes a uno o más períodos son instrumentos válidos para las estimaciones de estas mismas ecuaciones.

Por otra parte, Arellano y Bover (1995) y Blundell y Bond (1998) afirman que estos instrumentos resultan débiles cuando las variables explicativas y dependientes exhiben una persistencia marcada o cuando aumenta la varianza relativa de los efectos fijos, o en ambos casos. Ello permite obtener un estimador diferenciado por el método generalizado de momentos (MGM) que resulta incongruente y sesgado para los paneles  $T$  pequeños.

Por ende, estos autores proponen una estimación basada en un sistema que combine las ecuaciones de nivel (8) y (9) y las ecuaciones de diferencia (12) y (13) a fin de reducir el sesgo y la falta de precisión. De aquí proviene el método generalizado de momentos (sistema MGM). En el caso de las ecuaciones de diferencia, el conjunto de instrumentos es el mismo que se describió anteriormente. En cuanto a una regresión del nivel, los instrumentos apropiados son las diferencias retrasadas de las variables respectivas. Por ejemplo, si se asume que las diferencias en las variables explicativas no están correlacionadas con los efectos fijos individuales para  $t=3,4,\dots,T$  y  $E[\Delta[\Delta \ln P_{0,it}] \eta_j]=0$  para  $i=1,2,3,\dots,N$ , entonces las diferentes variables explicativas y  $\Delta[\Delta \ln P_{k,it-1}] \eta_j$ , si son exógenas o francamente exógenas, aún serán instrumentos válidos para las ecuaciones de nivel. Lo mismo ocurre si son endógenas, pero con instrumentos que son las variables explicativas en la diferencia retrasada de un período y  $\Delta[\Delta \ln P_{k,it-1}]$ .

Por último y como medio para comprobar la solidez y congruencia del modelo, Arellano y Bond (1991) proponen dos tipos de pruebas diferentes: las pruebas de Hansen y Sargan, que permiten determinar si los instrumentos utilizados y los instrumentos extra requeridos por el MGM son válidos. Finalmente, las pruebas estadísticas de Arellano y Bond corroboran si el error  $\mu_{it}$  tiene una correlación serial de primer orden y si  $\Delta \mu_{it}$  exhibe una correlación de segundo orden. En cuanto a la congruencia del estimador, se espera que  $\mu_{it}$  dé lugar a una correlación de primer orden, mientras que la serie  $\Delta \mu_{it}$  no debería presentar una correlación de segundo orden.

Cabe poner de relieve que el sistema MGM presentado en la sección siguiente se desprende de la estimación llevada a cabo con el estimador corregido con el método de Windmeijer (2005), a fin de prevenir que el estimador de varianza subestime las verdaderas varianzas de una muestra finita. Arellano y Bond (1991) propusieron la aplicación de este estimador en dos etapas. En la primera, se presupone que los términos de error son independientes y homocedásticos en el tiempo en sus estados respectivos. En la segunda etapa, los residuales obtenidos en la primera etapa se utilizan para efectuar una estimación coherente de una matriz de varianza y covarianza, lo que otorga laxitud al criterio de independencia y la hipótesis de homocedasticidad. El estimador de la segunda etapa es asintóticamente más eficiente que el de la primera.

## VI. Resultados del modelo econométrico

En esta sección se presentan los resultados de las estimaciones de los parámetros de los dos modelos, que se usarán para calcular las elasticidades pobreza-ingreso y pobreza-desigualdad.

Los resultados estimados para el primer modelo mediante los métodos de los mínimos cuadrados ordinarios, intragrupos y el sistema MGM pueden consultarse en el cuadro 3.

En el cuadro 3, el valor del coeficiente estimado para la variable  $\Delta \ln[P_{it-1}]$  aplicando el método generalizado de momentos (MGM) (columna [c]) se encuentra dentro de los valores de los coeficientes estimados para esta misma variable utilizando el método de los mínimos cuadrados ordinarios y el método intragrupos (columnas [a] y [b]). Así, el sistema MGM reduce el problema del sesgo de estimación, pues hay una variable dependiente retrasada un período del lado derecho de la ecuación (8). Nótese que en la columna [c] la significancia estadística del coeficiente estimado de  $\Delta \ln[P_{0,it-1}]$  confirma la hipótesis inicial de que la variación de la pobreza es persistente.

**Cuadro 3**  
Resultados de los modelos de regresión para  $\Delta \ln[P_{0,it}]$ : modelo 1

	Mínimos cuadrados ordinarios [a]		Intragrupos [b]		Método generalizado de momentos [c]	
	Coefficiente	Valor p	Coefficiente	Valor p	Coefficiente	Valor p
$\Delta \ln[P_{0,it-1}]$	0,1840 (0,0672)	0,00	0,1529 (0,0686)	0,02	0,1139 (0,0239)	0,00
$\Delta \ln[\bar{y}_{it}]$	-0,7654 (0,0651)	0,00	-0,7886 (0,0658)	0,00	-0,6899 (0,0507)	0,00
$\Delta \ln[Gini_{it}]$	0,8785 (0,1451)	0,00	0,9046 (0,1464)	0,00	0,7799 (0,1385)	0,02
Constante	-0,0079 (0,0049)	0,11	-0,0080 (0,0050)	0,10	-0,0114 (0,0007)	0,00
	F(3,269) = 53,11 Prob > F = 0,0000 R <sup>2</sup> = 0,37		F(3,249) = 53,21 Prob > F = 0,0000		F(2, 20) = 124,30 Prob > F = 0,0000	
H <sub>0</sub> : Ausencia de autocorrelación en los residuales de primer orden			Valor p		0,001	
H <sub>0</sub> : Ausencia de autocorrelación en los residuales de segundo orden			Valor p		0,101	
Prueba de Hansen			Prob > chi <sup>2</sup>		0,288	
Prueba de Sargan			Prob > chi <sup>2</sup>		0,262	

**Fuente:** Elaboración propia.

**Nota:** i) Los valores entre paréntesis son las desviaciones estándar corregidas con el método de Windmeijer (2005); ii) los valores de la prueba de Hansen son los valores p de la hipótesis nula de que los instrumentos son válidos; iii) los valores de la prueba de Sargan son los valores p correspondientes a la validez de los instrumentos adicionales requeridos por el sistema MGM, donde se toman las variables explicativas en diferencias retrasadas como instrumentos para el sistema MGM y se retrasa  $\Delta \ln[P_{0,it-1}]$  y  $\Delta \ln[\bar{y}_{it}]$  un período, y iv) se dispone de 273 observaciones, 21 grupos y 17 instrumentos.

Los resultados estimados para los parámetros de la elasticidad-ingreso y la elasticidad-desigualdad fueron -0,69 y 0,78, respectivamente, tal como se aprecia en la columna [c]. Así, un aumento del 1,0% en el ingreso per cápita redundaría en una merma del 0,68% en el porcentaje de pobres. Un incremento del 1,0% en el índice de desigualdad conlleva una suba del 0,78% en los niveles de pobreza. Cabe recalcar que los valores estimados para las elasticidades concuerdan con los valores de las elasticidades teóricas presentados en la sección III. También permiten corroborar los resultados obtenidos en estudios llevados a cabo en el ámbito internacional, como los de Kalwij y Verschoor (2004) y Bourguignon (2004), así como en el Brasil, como los de Marinho y Soares (2003), y Hoffmann (2004). Esto indica que las políticas orientadas a reducir la desigualdad son más eficaces para combatir la pobreza que aquellas solo destinadas a mejorar el ingreso medio.

En el cuadro 4 se presentan los resultados estimados para los parámetros de la ecuación (9). Una vez más, el valor del parámetro estimado para la variable  $\Delta \ln[P_{it-1}]$  está dentro del rango de los valores estimados para esta misma variable con el método de los mínimos cuadrados ordinarios (MCO) y con el método intragrupos (columnas [a] y [b]). Cuando en la estimación se utiliza el MGM, este parámetro no resulta estadísticamente significativo.

Entre los factores aislados que contribuyen de manera significativa al aumento de la pobreza, pueden mencionarse los siguientes en orden de importancia ascendente: la interacción entre los cambios en los ingresos y el nivel de desarrollo inicial inverso, la interacción entre los cambios en los ingresos y la desigualdad inicial en materia de ingresos, y la actual desigualdad de los ingresos. En la columna [c] del cuadro 4 se presentan valores positivos y significativos para estas variables.

El término de interacción entre los cambios en los ingresos y el nivel de desarrollo inicial inverso arroja un coeficiente estimado positivo y estadísticamente significativo, lo que también ocurre con el coeficiente de interacción entre los cambios en los ingresos y el nivel de desigualdad inicial, tal como reflejan los valores de la columna [c].

**Cuadro 4**  
Resultados de los modelos de regresión para  $\Delta \ln[P_{0,it}]$ : modelo 2

	Mínimos cuadrados ordinarios [a]		Intragrupos [b]		Método generalizado de momentos [c]	
	Coefficiente	Valor p	Coefficiente	Valor p	Coefficiente	Valor p
$\Delta \ln P_{0,it-1}$	0,1463 (0,0676)	0,03	0,0425 (0,0720)	0,55	0,1301 (0,0711)	0,08
$\Delta \ln[\bar{Y}_{it}]$	-0,3675 (0,1485)	0,01	-0,4137 (0,1516)	0,00	-1,0806 (0,2936)	0,00
$\Delta \ln[\bar{Y}_{it}] \ln[G_{i0}]$	0,4371 (0,2629)	0,09	0,5238 (0,2687)	0,05	1,6851 (0,5050)	0,00
$\Delta \ln[\bar{Y}_{it}] \ln\left[\frac{z_{it}}{\bar{y}_{i0}}\right]$	1,064 (0,4832)	0,02	1,0820 (0,4801)	0,05	1,1565 (0,3860)	0,00
$\Delta \ln[Gini_{it}]$	0,4209 (0,3479)	0,22	0,4865 (0,3507)	0,16	3,4064 (0,8328)	0,00
$\Delta \ln[Gini_{it}] \ln[G_{i0}]$	-0,3783 (2,6100)	0,53	-0,5010 (0,6166)	0,41	-5,6068 (1,4515)	0,00
$\Delta \ln[Gini_{it}] \ln\left[\frac{z_{it}}{\bar{y}_{i0}}\right]$	-2,998 (0,8709)	0,00	-3,0703 (0,8771)	0,00	-1,2865 (0,6120)	0,05
$\ln[G_{i0}]$	0,1283 (0,1121)	0,25	-	-	1,1980 (0,5580)	0,04
$\ln\left[\frac{z_{it}}{\bar{y}_{i0}}\right]$	-0,0931 (0,0377)	0,01	-0,2159 (0,0479)	0,00	0,2876 (0,6176)	0,00
Constante	0,0851 (0,0650)	0,19	0,0491 (0,1344)	0,00	0,7001 (0,3002)	0,03
	F(9,63) = 21,93 Prob > F = 0,0000 R <sup>2</sup> = 0,43		F(8,244) = 26,63 Prob > F = 0,0000		F(8,20) = 16,24 Prob > F = 0,0000	
H <sub>0</sub> : Ausencia de autocorrelación en los residuales de primer orden			Valor p		0,002	
H <sub>0</sub> : Ausencia de autocorrelación en los residuales de segundo orden			Valor p		0,829	
Prueba de Hansen			Prob > chi <sup>2</sup>		0,360	
Prueba de Sargan			Prob > chi <sup>2</sup>		0,269	

**Fuente:** Elaboración propia.

**Nota:** i) Los valores entre paréntesis son las desviaciones estándar corregidas con el método de Windmeijer (2005); ii) los valores de la prueba de Hansen son los valores p de la hipótesis nula de que los instrumentos son válidos; iii) los valores de la prueba de Sargan son los valores p correspondientes a la validez de los instrumentos adicionales requeridos por el sistema MGM, donde se toman las variables explicativas en diferencias retrasadas como instrumentos para el sistema MGM y se retrasa  $\Delta[\Delta \ln[P_{0,it-1}]]$  y  $\Delta[\Delta \ln[\bar{y}_{it}]]$  un periodo, y iv) se dispone de 273 observaciones, 21 grupos y 17 instrumentos.

Como en forma aislada el ingreso medio tiene un efecto negativo en la pobreza, un incremento del ingreso tendrá menor incidencia sobre la lucha contra la pobreza que cuando el nivel de desarrollo inicial es bajo. Lo mismo sucede cuando el índice de desigualdad inicial es alto. Estos resultados confirman conclusiones a las que arribaron Medina y Galván (2014b), que calcularon elasticidades relativas a la pobreza y determinaron cómo se modificaban los indicadores de pobreza, las variaciones en los ingresos y la curva de Lorenz. Utilizaron bases de datos sobre encuestas de hogares de 18 países de América Latina que abarcaron de 1997 a 2000 y el quinquenio 2002-2007. El estudio tuvo como objetivo medir en qué grado el ingreso y la desigualdad pueden afectar la mitigación de la pobreza en escenarios contrafactuales simulados que permiten conocer la sensibilidad de los índices de pobreza a cambios en el ingreso y el nivel de desigualdad. El análisis se llevó a cabo utilizando toda la información sobre la distribución del ingreso disponible en cada país. A partir de la aplicación de métodos de descomposición que permiten separar los cambios en la pobreza en efectos de crecimiento del ingreso y de desigualdad, se simulan escenarios contrafactuales que permiten conocer

la importancia de los cambios en la inequidad del ingreso a partir de la tasa marginal proporcional de sustitución (TMPS) propuesta por Kakwani. Los resultados parecen indicar que no es correcto sugerir a todos los países las mismas opciones de política, debido a que la sensibilidad de la tasa de pobreza depende de su nivel inicial, así como del grado de desigualdad existente.

En consonancia con ello, se puede afirmar que en regiones con bajos niveles de desarrollo inicial o con una elevada desigualdad inicial, o ambos, las condiciones para mitigar la pobreza por medio de mayores ingresos resultan relativamente desfavorables. Así, podemos concluir que la elevada desigualdad y el escaso nivel de desarrollo inicial de la mayoría de los estados del Brasil constituyen obstáculos para aliviar la pobreza mediante mejores ingresos.

En cuanto al coeficiente estimado en la columna [c] relativo a la interacción entre el cambio en la desigualdad y el nivel de desarrollo inicial inverso, resulta negativo y estadísticamente significativo. Lo mismo ocurre con la interacción entre la variable de desigualdad y su nivel inicial. Así, el efecto de los cambios en la desigualdad en la reducción de la pobreza es más acotado cuando el nivel de desarrollo inicial es bajo o cuando la desigualdad inicial presenta un nivel elevado. En otras palabras, una disminución en la desigualdad de los ingresos puede resultar menos efectiva para reducir la pobreza en regiones que adolecen de un desarrollo inicial bajo o de una alta desigualdad inicial, o de ambos.

Por lo tanto, en el Brasil el bajo nivel de desarrollo inicial y la alta desigualdad inicial de ingreso dificultan la reducción de la pobreza, independientemente de si esta meta va acompañada de esfuerzos para estimular el crecimiento económico o reducir la desigualdad de los ingresos.

Este hecho se ve corroborado por los hallazgos de Medina y Galván (2014a), que emplearon diferentes metodologías econométricas para analizar en qué grado el crecimiento económico y la desigualdad contribuyen a la evolución de la pobreza mediante una base de datos de encuestas de hogares llevadas a cabo en 18 países de América Latina. El progreso logrado respecto de la desigualdad —y un aumento del ingreso per cápita— explican el declive en el nivel de pobreza experimentado en el período 2002-2007. Los resultados confirman que es posible reducir la pobreza a partir de políticas que tengan como objetivo prioritario reducir el nivel de inequidad en la distribución del ingreso, sobre todo en los países de mayor desarrollo, en tanto que en las economías de menores recursos se requiere, además, incrementar el ingreso de las familias menos favorecidas como condición necesaria para reducir la pobreza. Estos autores hallaron que una combinación adecuada de políticas que incrementen el ingreso y mejoren su distribución generaría un círculo virtuoso de reducción rápida y sostenida de la pobreza. A todas luces, la sensibilidad de los indicadores de pobreza a los cambios del ingreso familiar medio se correlaciona con el nivel de desigualdad, por lo que, si se disminuye la desigualdad de los ingresos, se mejora la reducción de la pobreza.

El coeficiente de desarrollo inicial inverso tiene una relación positiva y estadísticamente significativa con el porcentaje de pobres (valores de la columna [c]). Por ello, cuanto mayor sea el nivel de desarrollo inicial inverso, mayor será la incidencia de la pobreza. O dicho con otras palabras: a menor ingreso familiar inicial per cápita, mayor incidencia de la pobreza.

Las últimas filas del cuadro 4 presentan los resultados de la prueba de Arellano y Bond (1991) para las autocorrelaciones residuales de primer y segundo orden, y las pruebas de Hansen y Sargan orientadas a determinar la validez de los instrumentos. Si se toman los valores p de la columna [c], los resultados de las pruebas de Arellano y Bond indican que se puede refutar la hipótesis nula de ausencia de autocorrelación de primer orden y aceptar la existencia de una autocorrelación residual de segundo orden. Los valores p de las pruebas de Hansen y Sargan nos permiten aceptar la hipótesis de que los instrumentos usados en las estimaciones del modelo son válidos.

# 1. Elasticidades pobreza-ingreso y pobreza-desigualdad en los estados del Brasil

Las elasticidades pobreza-ingreso y pobreza-desigualdad correspondientes a los estados brasileños se calcularon utilizando las fórmulas (10) y (11). Los parámetros de estas dos expresiones se obtuvieron a partir de la estimación del segundo modelo, pues resultaba más adecuado para determinar estas elasticidades, dado que tomaba en cuenta las características de la distribución del ingreso, el nivel de desigualdad y el nivel de desarrollo inicial. En el cuadro 5 se presentan las elasticidades medias de las regiones y los estados del Brasil de 1995 a 2009, así como las desviaciones estándar estimadas.

**Cuadro 5**

Brasil (estados y regiones): elasticidades medias pobreza-ingreso y pobreza-desigualdad

Estado	Elasticidad pobreza-ingreso	Desviación estándar	Elasticidad pobreza-desigualdad	Desviación estándar
Maranhão	-1,61		2,33	
Piauí	-1,52		2,30	
Ceará	-1,50		2,34	
Rio Grande do Norte	-1,54		2,30	
Paraíba	-1,53		2,40	
Pernambuco	-1,56		2,52	
Alagoas	-1,55		2,50	
Sergipe	-1,56		2,47	
Bahia	-1,57		2,40	
<b>Nordeste</b>	<b>-1,54</b>	<b>0,03</b>	<b>2,39</b>	<b>0,08</b>
Minas Gerais	-1,58		2,48	
Espírito Santo	-1,61		2,51	
Río de Janeiro	-1,63		2,49	
São Paulo	-1,61		2,42	
<b>Sudeste</b>	<b>-1,60</b>	<b>0,02</b>	<b>2,47</b>	<b>0,03</b>
Paraná	-1,59		2,49	
Santa Catarina	-1,65		2,38	
Rio Grande do Sul	-1,64		2,47	
<b>Sur</b>	<b>-1,62</b>	<b>0,03</b>	<b>2,44</b>	<b>0,05</b>
Mato Grosso do Sul	-1,58		2,49	
Mato Grosso	-1,61		2,49	
Goiás	-1,59		2,51	
Distrito Federal	-1,62		2,50	
Centro-Oeste	-1,60	0,01	2,49	0,009

**Fuente:** Elaboración propia.

Como cabe esperar a partir de las señales de las elasticidades teóricas pobreza-ingreso y pobreza-desigualdad presentadas en la sección III, la primera es negativa en todos los estados y regiones del Brasil, mientras que la segunda es positiva. En otras palabras, el crecimiento del ingreso medio y la reducción de la desigualdad de los ingresos redundaron en una merma del número de pobres.

No obstante, como se muestra en el cuadro 5, los valores de estas elasticidades revelan que los cambios en la desigualdad de los ingresos ejercieron en la lucha contra la pobreza un efecto más profundo que el aumento del ingreso medio. Esto se condice con los hallazgos de Kakwani (1990) y de Marinho y Soares (2003).

En cuanto al plano regional, los valores absolutos de la elasticidad pobreza-ingreso resultan ser más bajos en el nordeste que en las demás regiones. Este resultado confirma la hipótesis teórica de que la elasticidad pobreza-ingreso es menor en economías con un ingreso medio menos cuantioso.



En las regiones más ricas, el aumento del ingreso medio tiene repercusiones más profundas en la reducción de la pobreza. Estos resultados corroboran las conclusiones extraídas por Marinho y Soares (2003) y por Hoffmann (2004). Por consiguiente, a las regiones menos desarrolladas, como el nordeste del Brasil, les resulta más difícil reducir la pobreza mediante la mejora de los ingresos. De manera similar, la elasticidad pobreza-desigualdad también es menor en el nordeste que en las restantes regiones, pero los cambios en el nivel de desigualdad tienen un efecto en la pobreza mayor que el aumento del ingreso medio.

En términos generales, estos resultados parecen indicar que las políticas orientadas a reducir la desigualdad son la herramienta más útil para luchar contra la pobreza en el Brasil.

## VII. Conclusiones

Este artículo tiene como objeto estimar las elasticidades de la pobreza en función del ingreso y la desigualdad en el Brasil con miras a analizar los determinantes de la reducción de la pobreza. Más específicamente, se evalúa si los cambios en el nivel de pobreza son producto de la redistribución del ingreso, del crecimiento económico o de ambo, y se examina la influencia que cada uno de estos efectos ejerce en las variaciones del nivel de pobreza.

Los resultados de la estimación del primer modelo mostraron que las elasticidades pobreza-ingreso y pobreza-desigualdad eran de  $-0,68$  y  $0,77$ , respectivamente. Ello entraña que un aumento del  $1,0\%$  en el ingreso per cápita redundaría en una merma del  $0,68\%$  en el porcentaje de personas pobres. De igual modo, un aumento de la desigualdad de un  $1,0\%$  conlleva un crecimiento de la pobreza del  $0,77\%$ . Cabe recordar que estos resultados corroboran hallazgos de estudios internacionales, como los de Kalwij y Verschoor (2004), y Bourguignon (2004), así como de estudios llevados a cabo en el Brasil, como los de Marinho y Soares (2003) y Hoffmann (2004). La implicancia de estos hallazgos es que las políticas orientadas a reducir la desigualdad son más efectivas para reducir la pobreza que aquellas solamente destinadas a mejorar el ingreso medio.

Los resultados estimados para el segundo modelo, que permite que las elasticidades varíen con el tiempo, mostraron que los factores que contribuían al aumento de la pobreza eran, en orden de importancia ascendente: la interacción entre los cambios en los ingresos y el nivel de desarrollo inicial inverso, la desigualdad inicial de los ingresos, la interacción entre los cambios en los ingresos y la desigualdad inicial de los ingresos, y la desigualdad de los ingresos en la actualidad.

El grado en que el crecimiento de los ingresos repercute en la reducción de la pobreza es más acotado cuando el nivel de desarrollo inicial es bajo y cuando la desigualdad inicial es alta. Por ende, podemos concluir que las regiones con un nivel de desarrollo inicial bajo o una desigualdad inicial alta —o en presencia de ambos factores— se encuentran en una posición menos favorable para reducir la pobreza mediante la mejora de los ingresos. En consecuencia, resulta evidente que la marcada desigualdad y el exiguo desarrollo inicial de la mayoría de los estados brasileños son un escollo para reducir la pobreza incrementando los ingresos.

De igual modo, el efecto que los cambios en la desigualdad ejercen en la reducción de la pobreza es más acotado cuando el nivel de desarrollo inicial es bajo o cuando la desigualdad inicial presenta un nivel elevado. Así, el intento por combatir la pobreza reduciendo la desigualdad de ingresos en las regiones o estados brasileños que padecen un bajo nivel de desarrollo inicial, una alta desigualdad inicial, o ambos, puede no tener el resultado esperado.

Como ya se señaló, el limitado desarrollo inicial y la marcada desigualdad inicial presentes en el Brasil dificultan la reducción de la pobreza, independientemente de que la consecución de este objetivo se base en estimular el crecimiento económico o en atenuar la desigualdad de los ingresos.



Respecto de las elasticidades pobreza-ingreso y pobreza-desigualdad, se determinó que la desigualdad de los ingresos tiene sobre la pobreza un impacto más profundo que el aumento del ingreso medio. Este efecto también fue observado por Kakwani (1990) y por Marinho y Soares (2003).

En el plano regional, el valor absoluto de la elasticidad pobreza-ingreso es menor en el nordeste que en las demás regiones del Brasil. Este resultado corrobora la hipótesis teórica de que la elasticidad pobreza-ingreso es menor en economías con un ingreso medio bajo. En regiones más ricas, el incremento del ingreso medio tiene un efecto más potente en la reducción de la pobreza. Los resultados obtenidos en este análisis se conciben con los hallazgos de Marinho y Soares (2003) y de Hoffmann (2004). En síntesis, a las regiones menos desarrolladas, como el nordeste del Brasil, les resulta más difícil reducir la pobreza mediante la mejora de los ingresos.

De igual modo, la elasticidad pobreza-desigualdad es menor en el nordeste que en las otras regiones del país, pero la influencia que la desigualdad ejerce en la pobreza es más fuerte que la del aumento del ingreso medio. En líneas generales, estos resultados indican que, para erradicar la pobreza en el Brasil, las políticas más exitosas serán aquellas que apunten a reducir la desigualdad.

## Bibliografía

- Ahn, S. C. y P. Schmidt (1995), "Efficient estimation of models for dynamic panel data", *Journal of Econometrics*, vol. 68, N° 1, Amsterdam, Elsevier.
- Alesina, A. y D. Rodrik (1994), "Distributive policies and economic growth", *Quarterly Journal of Economics*, vol. 109, N° 2, Oxford University Press.
- Arellano, M. y O. Bover (1995), "Another look at the instrumental variable estimation of error-components model", *Journal of Econometrics*, vol. 68, N° 1, Amsterdam, Elsevier.
- Arellano, M. y S. Bond (1991), "Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations", *The Review of Economic Studies*, vol. 58, N° 2, Oxford University Press.
- Barreto, F. A. F. D. (2005), "Crescimento econômico, pobreza e desigualdade: o que sabemos sobre eles?", *Série Ensaios sobre Pobreza*, N° 1, Fortaleza, Universidad Federal de Ceará.
- Barro, R. (2000), "Inequality and growth in a panel of countries", *Journal of Economic Growth*, vol. 5, N° 1.
- Barros, R. P. de y otros (2007), "Determinantes da queda da desigualdade de renda Brasileira", *Texto para Discussão*, N° 1253, Rio de Janeiro, Instituto de Investigación Económica Aplicada (IPEA).
- Barros, R. P. de, R. Henriques y R. Mendonça (2001), "A estabilidade inaceitável: desigualdade e pobreza no Brasil", *Texto para Discussão*, N° 800, Rio de Janeiro, Instituto de Investigación Económica Aplicada (IPEA).
- Blundell, R. y S. Bond (1998), "Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models", *Journal of Econometrics*, vol. 87, N° 1, Amsterdam, Elsevier.
- Bourguignon, F. (2004), "The Poverty-Growth-Inequality Triangle", Washington, D.C., Banco Mundial [en línea] [http://siteresources.worldbank.org/INTPGI/Resources/342674-1206111890151/15185\\_ICRIER\\_paper-final.pdf](http://siteresources.worldbank.org/INTPGI/Resources/342674-1206111890151/15185_ICRIER_paper-final.pdf).
- \_\_\_\_\_(2003), "The growth elasticity of poverty reduction: explaining heterogeneity across countries and time periods", *Inequality and Growth: Theory and Policy Implications*, T. Eicher y S. Turnovsky (eds.), Cambridge, Massachusetts, The MIT Press.
- \_\_\_\_\_(1981), "Pareto superiority of unequalitarian equilibria in Stiglitz' model of wealth distribution with convex saving function", *Econometrica*, vol. 49, N° 6, Nueva York, Econometric Society.
- Chen, S. e Y. Wang (2001), "China's growth and poverty reduction: recent trends between 1990 and 1999", *Policy Research Working Paper*, N° 2651, Washington, D.C., World Bank.
- Cline, W. R. (2004), *Trade Policy and Global Poverty*, Washington, D.C., Center for Global Development/ Instituto de Economía Internacional.
- Datt, G. y M. Ravallion (2002), "Is India's economic growth leaving the poor behind?", *Journal of Economic Perspectives*, vol. 16, N° 3, Nashville, Tennessee, American Economic Association.
- Deininger, K. y L. Squire (1996), "A new data set measuring income inequality", *World Bank Economic Review*, vol. 10, N° 3, Washington, D.C., Banco Mundial.

- Epaulard, A. (2003), "Macroeconomic performance and poverty reduction", *IMF Working Paper*, N° 03/72, Washington, D.C., Fondo Monetario Internacional (FMI).
- Foster, J., J. Greer y E. Thorbecke (1984), "A class of decomposable poverty measures", *Econometrica*, vol. 52, N° 3, Nueva York, Econometric Society.
- Hoffmann, R. (2007), "Transferência de renda e a redução da desigualdade no Brasil e em cinco regiões entre 1997 e 2005", *Desigualdade de renda no Brasil: uma análise da queda recente*, vol. 2, R. Paes de Barros, M. N. Foguel y G. Ulyssea (orgs.), Brasília, Instituto de Investigación Económica Aplicada (IPEA).
- \_\_\_\_\_(2005), "Elasticidade da pobreza em relação à renda média e à desigualdade no Brasil e nas unidades da federação", *Economia*, vol. 6, N° 2, Asociación Nacional de Centros de Postgrado en Economía (ANPEC).
- \_\_\_\_\_(2004), "Elasticidade da pobreza em relação à renda média e à desigualdade" [en línea] <http://www.anpec.org.br/encontro2004/artigos/A04A054.pdf>.
- \_\_\_\_\_(1995), "Desigualdade e pobreza no Brasil no período 1970-1990", *Revista Brasileira de Economia*, vol. 49, N° 2.
- Kakwani, N. (1990), "Poverty and economic growth: with application to Côte d'Ivoire", *Living Standards Measurement Study Working Paper*, N° 63, Washington, D.C., Banco Mundial.
- Kalwij, A. y A. Verschoor (2004), "How good is growth for the poor? The role of the initial income distribution in regional diversity in poverty trends", *CentER Discussion Paper Series*, N° 115, CentER-Universidad de Tilburg.
- Kraay, A. (2004), "When is growth pro-poor? Evidence from a panel of countries", Washington, D.C., *Policy Research Working Paper*, N° 3225, Washington, D.C., Banco Mundial.
- Kuznets, S. (1955), "Economic growth and income inequality", *American Economic Review*, vol. 45, N° 1, Nashville, Tennessee, American Economic Association.
- Judson, R. A. y A. L. Owen (1999), "Estimating dynamic panel data models: a guide for macroeconomists", *Economics Letters*, vol. 65, N° 1, Amsterdam, Elsevier.
- López, J. H. (2004), "Pro-growth, pro-poor: is there a trade-off?", *Policy Research Working Paper Series*, N° 3378, Washington, D.C., Banco Mundial.
- Manso, C. A., F. A. Barreto y E. Tebaldi (2005), "O desequilíbrio regional brasileiro: novas perspectivas a partir das fontes de crescimento pró-pobre", *Série Ensaios sobre Pobreza*, N° 6, Fortaleza, Universidad Federal de Ceará.
- Marinho, E. y F. Soares (2003), "Impacto do crescimento econômico e da concentração de renda sobre a redução da pobreza nos estados brasileiros" [en línea] <http://www.anpec.org.br/encontro2003/artigos/B36.pdf>.
- Medina, F. y M. Galván (2014a), "Crecimiento económico, pobreza y distribución del ingreso. Fundamentos teóricos y evidencia empírica para América Latina, 1997-2007", *serie Estudios Estadísticos*, N° 82 (LC/L.3689), Santiago, Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL).
- \_\_\_\_\_(2014b), "Sensibilidad de los índices de pobreza a los cambios en el ingreso y la desigualdad. Lecciones para el diseño de políticas en América Latina, 1997-2008", *serie Estudios Estadísticos*, N° 87 (LC/L.3823), Santiago, Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL).
- Neri, M. (2006), "Desigualdade, estabilidade e bem-estar social", *Ensaios Econômicos*, N° 637, Rio de Janeiro, Fundação Getúlio Vargas.
- Ravallion, M. (2005), "Pro-poor growth: a primer", *Policy Research Working Paper*, N° 3242, Washington, D.C., Banco Mundial.
- \_\_\_\_\_(2001), "Growth, inequality and poverty: looking beyond averages", *World Development*, vol. 29, N° 11, Amsterdam, Elsevier.
- Ravallion, M. y S. Chen (1997), "What can new survey data tell us about recent changes in distribution and poverty?", *World Bank Economic Review*, vol. 11, N° 2, Washington, D.C., Banco Mundial.
- Ribas, R. P., A. F. Machado y A. B. Golgher (2006), "Fluctuations and persistence in poverty: a transient-chronic decomposition model for pseudo-panel data", *Texto para Discussão*, N° 290, Universidad Federal de Minas Gerais.
- Rocha, S. W. W. (2006), *Pobreza no Brasil. Afinal, de que se trata?*, Rio de Janeiro, FGV Editora.
- Salvato, M. A. y A. F. de Araujo Junior (2007), "Crescimento pró-pobre no Brasil: uma avaliação empírica da década de 1990", *Texto para Discussão*, N° 02, Minas Gerais, Pontificia Universidad Católica de Minas Gerais.
- Stewart, F. (2000), *Distribuição de renda e desenvolvimento*, Brasília, NEAD.
- Son, H. H. (2004), "A note on pro-poor growth", *Economics Letters*, vol. 82, N° 3, Amsterdam, Elsevier.
- Windmeijer, F. (2005), "A finite sample correction for the variance of linear efficient two-step GMM estimators", *Journal of Econometrics*, vol. 126, N° 1, Amsterdam, Elsevier.



# Impuesto sobre la renta de las personas físicas y desigualdad de los ingresos en el Ecuador entre 2007 y 2011

Liliana Cano

## Resumen

En este trabajo se analiza el efecto redistributivo del impuesto sobre la renta de las personas físicas en el Ecuador. En primer lugar, se calculan los índices de progresividad y el efecto redistributivo de este impuesto. Luego, mediante técnicas de microsimulación, se estudia su efecto redistributivo bajo distintas hipótesis de ingreso imponible. Finalmente, se calculan los tipos impositivos efectivos pagados por los grupos de ingresos más altos y se obtiene una gama de impuestos sobre la renta óptimos para el grupo de ingresos correspondiente al 1% más rico de la población. Los resultados muestran, en primer lugar, que las personas de altos ingresos tienen mayor probabilidad de reducir su ingreso imponible mediante deducciones fiscales legales con respecto a las personas de bajos ingresos. En segundo lugar, mientras los tipos impositivos efectivos pagados por las personas de altos ingresos son relativamente bajos, los tipos impositivos óptimos podrían llegar hasta el 63%.

---

## Palabras clave

Impuesto a la renta, política fiscal, distribución del ingreso, modelos matemáticos, métodos de simulación, Ecuador

## Clasificación JEL

D31, H24, O54

## Autora

Liliana Cano es Investigadora posdoctoral del Laboratorio de Estudios e Investigación sobre Economía, Política y Sistemas Sociales (LEREPS) de la Universidad de Toulouse 1 Capitole, Francia. Correo electrónico: [liliana.cano@ut-capitole.fr](mailto:liliana.cano@ut-capitole.fr).



## I. Introducción

El interés en el estudio de la desigualdad de los ingresos ha crecido en los últimos años, tanto en el ámbito de la investigación como en el de la política. Desde los aportes seminales de Piketty (2001 y 2014), Piketty y Saez (2003) y Atkinson y Piketty (2007 y 2010) sobre la evolución a largo plazo de la desigualdad de los ingresos y de la riqueza en la mayoría de los países industrializados, el debate público reciente se ha concentrado en el papel de los impuestos sobre la renta en la reducción de la desigualdad (Atkinson, 2014; Piketty, 2015). El impuesto sobre la renta de las personas físicas es el instrumento de política pública que a menudo se tiene en cuenta cuando el principal objetivo es modificar la distribución del ingreso después de impuestos (Poterba, 2007). Sin embargo, la posibilidad de reducir la desigualdad de los ingresos mediante la tributación depende fundamentalmente del grado de progresividad de los impuestos del país de que se trate. Así, el efecto redistributivo de los impuestos sobre la renta se ha convertido en un tema central, tanto en los países desarrollados como en los países en desarrollo.

Este trabajo arroja nueva luz sobre el efecto redistributivo del impuesto sobre la renta de las personas físicas en el Ecuador entre 2007 y 2011. Con arreglo a la práctica común en la literatura sobre evaluación de políticas públicas, en primer lugar se calculan diferentes índices de progresividad y efecto redistributivo de los impuestos, a saber, los índices de Kakwani, Suits y Reynolds-Smolensky. En segundo lugar, se emplean técnicas de microsimulación para simular el efecto redistributivo del impuesto sobre la renta de las personas físicas del Ecuador en el marco de distintas hipótesis de ingreso imponible. Se consideran diferentes definiciones de deducciones del impuesto sobre la renta y se presentan hipótesis alternativas que podrían mejorar el efecto redistributivo de dicho impuesto. En tercer lugar, conforme la literatura sobre los altos ingresos (Piketty, 2001; Piketty y Saez, 2003; Atkinson y Piketty, 2010), se utilizan series homogéneas de participación de los altos ingresos en el ingreso total en el Ecuador de 2007 a 2011 (Cano, 2015) para calcular los tipos impositivos efectivos pagados por los grupos de ingresos más altos. Por último, de acuerdo con la literatura sobre elasticidad del ingreso imponible (Lindsey, 1987; Feldstein, 1999; Auten y Carroll, 1999; Gruber y Saez, 2002; Saez, 2001; Chetty, 2009; Saez, Slemrod y Giertz, 2012), y utilizando diferentes valores de elasticidades compensadas y no compensadas, se obtiene una gama de tipos impositivos óptimos para el grupo de ingresos correspondiente al 1% más rico de la población. Los resultados se basan en datos de declaraciones de la renta individuales compiladas anualmente por el Servicio de Rentas Internas del Ecuador.

El estudio del efecto redistributivo del impuesto sobre la renta de las personas físicas en el Ecuador aquí realizado obedece a dos motivos principales. En primer lugar, en varios estudios recientes se ha documentado la disminución de la desigualdad de los ingresos en la mayoría de los países latinoamericanos desde inicios de la década de 2000 (Gasparini y otros, 2009; Cornia, 2010; López-Calva y Lustig, 2010; Lustig, López-Calva y Ortiz-Juárez, 2013; Cornia, 2014; CEPAL, 2012, 2013 y 2014), sobre todo debido a: i) una reducción de la prima por calificación, ii) una disminución de la desigualdad salarial entre las zonas urbanas y rurales, iii) programas de transferencias públicas como los de transferencias monetarias condicionadas y iv) condiciones externas favorables. Además, mientras que la tributación tuvo un efecto insignificante en la desigualdad de los ingresos en décadas anteriores (Cornia, Gómez Sabaini y Martorano, 2011), en un número cada vez mayor de estudios se documenta el efecto positivo de las reformas tributarias de la década de 2000 en la reducción de la desigualdad de los ingresos en la región (Jiménez, Gómez Sabaini y Podestá, 2010; Roca, 2009; Cetrángolo y Gómez Sabaini, 2006; Cornia, Gómez Sabaini y Martorano, 2011; Hanni, Martner y Podestá, 2015). Con este trabajo se procura contribuir a esa literatura mediante la evaluación del efecto redistributivo del impuesto sobre la renta de las personas físicas en el Ecuador.

Junto con el surgimiento a fines de la década de 1990 de los programas de transferencias monetarias condicionadas, que promueven la acumulación de capital humano a largo plazo entre los

menos favorecidos (Rawlings y Rubio, 2005), los encargados de la formulación de políticas en América Latina y el Caribe se han concentrado en mejorar la utilización de los programas de transferencias públicas para lograr una distribución del ingreso más justa (por ejemplo, perfeccionando la fijación de objetivos e incrementando la cobertura). Es probable que el papel de los impuestos para enfrentar la desigualdad de los ingresos se haya relegado a un segundo plano porque los sistemas tributarios latinoamericanos se han basado sobre todo en impuestos indirectos (impuesto sobre el valor agregado e impuestos comerciales), pese a que la tributación progresiva sobre la renta comenzara a introducirse en la región a comienzos del siglo XX (Gómez Sabaini, 2006; Cornia, Gómez Sabaini y Martorano, 2011). Sin embargo, el debate de los últimos años en América Latina se ha orientado cada vez más a la necesidad de reforzar la progresividad tributaria e incrementar la recaudación tributaria para, de ese modo, mejorar las transferencias públicas. De hecho, las reformas sociales, económicas e institucionales realizadas en la mayor parte de América Latina y el Caribe desde comienzos de la década de 2000 han dado lugar a una nueva ola de reformas tributarias<sup>1</sup>. De acuerdo con Fairfield (2010) y Gómez Sabaini y Moran (2013), esta puede caracterizarse como una “segunda generación” de reformas tributarias dirigidas a: i) mejorar la recaudación tributaria y la equidad del sistema tributario, ii) incrementar la progresividad tributaria y iii) fortalecer la capacidad de las agencias tributarias para combatir la evasión. Así, la tributación progresiva y la redistribución del ingreso han sido los objetivos primarios de la política tributaria latinoamericana en los últimos años, por lo menos en teoría (Cornia, Gómez Sabaini y Martorano, 2011).

No obstante los considerables avances realizados para lograr estos objetivos, aún persisten retos y trabajo por hacer, pues los sistemas tributarios todavía se basan en impuestos indirectos, que determinan que todo el sistema sea muy regresivo<sup>2</sup>. Goñi, López y Servén (2011) muestran, por ejemplo, que la desigualdad de los ingresos después de impuestos y transferencias ha disminuido menos en América Latina y el Caribe que en los países de la Organización de Cooperación y Desarrollo Económicos (OCDE), mientras que el coeficiente de Gini antes de la política fiscal es casi el mismo en los dos grupos de países. Los autores también muestran que la reducción de la desigualdad de los ingresos en América Latina y el Caribe se ha logrado principalmente mediante transferencias públicas y que los impuestos han sido poco útiles para hacer frente a la desigualdad. El sistema tributario del Ecuador no es una excepción<sup>3</sup>. La reforma tributaria de 2008 se promulgó precisamente para incrementar la progresividad del impuesto sobre la renta de las personas físicas, promover la equidad tributaria y aumentar la recaudación. Esto supuso, en primer lugar, la creación de dos categorías adicionales de impuesto sobre la renta y un tipo impositivo marginal máximo del 35% y, en segundo lugar, la introducción de nuevas deducciones del impuesto sobre la renta de las personas físicas para gastos en vivienda, educación, salud, vestimenta y alimentos<sup>4</sup>. Sin embargo, todavía se sabe muy poco sobre los efectos de esta reforma tributaria en la desigualdad de los ingresos en el Ecuador.

<sup>1</sup> Véase una revisión detallada de las reformas y los patrones de política tributaria en América Latina en Gómez Sabaini (2006), Cetrángolo y Gómez Sabaini (2006), González y Martner (2009), Jiménez, Gómez Sabaini y Podestá (2010), Gómez Sabaini y Jiménez (2012), Tanzi (2013) y Gómez Sabaini y Moran (2013).

<sup>2</sup> En los informes técnicos elaborados por la Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL) se documentan los principales logros de las últimas reformas tributarias en América Latina y el Caribe, al igual que en el último informe sobre estadísticas de ingresos en América Latina producido conjuntamente por la Organización de Cooperación y Desarrollo Económicos (OCDE), el Centro Interamericano de Administraciones Tributarias (CIAT), el Banco Interamericano de Desarrollo (BID) y la CEPAL.

<sup>3</sup> En el Ecuador, los ingresos obtenidos mediante impuestos indirectos como el impuesto sobre el valor agregado (IVA) representaron en promedio el 4,9% del producto interno bruto (PIB) en el período 1990-2000 y aumentaron a casi el 8% del PIB en 2001-2013. En 2013, además, el 53% de la recaudación tributaria total correspondió a impuestos indirectos y poco menos del 21% a impuestos sobre la renta, beneficios y ganancias de capital (OCDE/CEPAL/CIAT/BID, 2015).

<sup>4</sup> Las deducciones del impuesto sobre la renta de las personas físicas se introdujeron en la reforma tributaria de 2008 para promover la equidad tributaria. El principal objetivo era precisamente permitir que los contribuyentes de bajos ingresos se beneficiaran de mayores deducciones fiscales.

El segundo motivo de este trabajo fue el creciente interés en el estudio de la participación de los altos ingresos en el ingreso total y los tipos impositivos efectivos pagados por las personas de altos ingresos. Después de los aportes seminales de Piketty (2001 y 2014) y Piketty y Saez (2003) sobre la distribución a largo plazo de los ingresos más altos en Francia y los Estados Unidos, la relación entre la concentración del ingreso y la política tributaria ha recibido considerable atención, tanto el ámbito de la investigación como en el de la política. Conforme esa literatura, Cano (2015) construyó series anuales de participación de los altos ingresos en el Ecuador de 2004 a 2011, a partir de datos de declaraciones de la renta individuales y utilizando totales de población e ingresos basados en estimaciones de los censos y las cuentas nacionales, respectivamente, como controles externos. En 2010, la participación del 1% más rico de la población en el ingreso total variaba entre el 14% y el 17%, según la manera en que se define el ingreso utilizado como numerador de la proporción<sup>5</sup>. En este trabajo se emplean esas estimaciones para calcular los tipos impositivos efectivos pagados por los grupos de ingresos más altos. Otro motivo fue el creciente interés en el grado de progresividad que los impuestos sobre la renta deberían tener. Utilizando diferentes estimaciones de elasticidad y con arreglo a la literatura sobre elasticidad del ingreso imponible (Saez, 2001; Gruber y Saez, 2002), se obtuvo una gama de tipos impositivos óptimos para el grupo de ingresos correspondiente al 1% más rico de la población.

El resto de este artículo se organiza de la siguiente manera: en la sección II se describen los datos y la metodología empleados, en la sección III se detallan los resultados y en la sección IV se presentan las conclusiones y se examinan las repercusiones en materia de políticas.

## II. Datos y métodos

### 1. Datos

Las estimaciones se basan en declaraciones de la renta individuales compiladas anualmente por la administración tributaria ecuatoriana<sup>6</sup>. La información sobre las personas registrada en la base de datos de declaraciones fiscales incluye: i) ingresos laborales en forma de salarios y sueldos, ii) ingresos de capital (dividendos, intereses y otros ingresos de capital), iii) ingresos industriales o comerciales, iv) ingresos por trabajo autónomo, v) ingresos de otras fuentes y vi) deducciones fiscales, obligaciones tributarias e impuestos pagados por los contribuyentes.

Los datos utilizados para el análisis provienen de tres formularios de impuestos: i) el formulario 102, utilizado para declarar información sobre salarios, ingresos por trabajo autónomo, ingresos industriales o comerciales, ingresos de capital y otras posibles fuentes de ingresos de los contribuyentes obligados a llevar contabilidad (por ejemplo, personas que realizan actividades comerciales); ii) el formulario 102A, utilizado para declarar información sobre salarios, ingresos por trabajo autónomo, ingresos de capital y otras posibles fuentes de ingresos de los contribuyentes no obligados a llevar contabilidad; iii) el formulario 107, utilizado para declarar información sobre ingresos del trabajo en relación de dependencia. La renta de las personas físicas se grava a tipos impositivos marginales progresivos que van del 0% al 35%. Las personas cuya única fuente de ingresos es el salario (es decir, los empleados) no deben compilar una declaración fiscal porque el impuesto sobre

<sup>5</sup> Para ofrecer un panorama preciso de los ingresos en la cima de la distribución, Cano (2015) construyó series de participación de los altos ingresos en el ingreso total en el Ecuador utilizando distintos criterios (por ejemplo, ingresos netos, ingreso brutos) y diferentes porcentajes de costos intermedios y deducciones como numeradores de las proporciones. En 2011, el ingreso correspondiente al 1% más rico de la población variaba entre el 12% y el 15%.

<sup>6</sup> El Servicio de Rentas Internas (SRI) del Ecuador permitió amablemente a la autora el acceso a toda la base de datos de declaraciones de la renta de las personas físicas de 2004 a 2011. La base de datos está compuesta por una media de casi 1,9 millones de observaciones (2,3 millones en 2011). En este estudio se trabaja con el período que va de 2007 a 2011.



la renta es automáticamente retenido por los empleadores. No obstante, los empleados que obtienen ingresos de otras fuentes además de los salarios (dividendos, intereses, rentas, entre otras) deben consolidar todas las fuentes de ingresos (por ejemplo salarios e ingresos de capital) en una única declaración fiscal anual (formulario 102 o 102A). A los ingresos totales se aplica la misma escala tributaria progresiva del 0% al 35%. Se identificó a los contribuyentes cuyos ingresos se declararon tanto mediante el formulario 107 como mediante el formulario 102 o 102A para no duplicar los datos sobre salarios y sueldos. En todos esos casos se trabajó solamente con los datos del formulario 102 o 102A. Con respecto a los ingresos de capital, antes de 2010 los dividendos distribuidos que ya se habían gravado con impuestos de sociedades se exoneraron del impuesto sobre la renta de las personas físicas para evitar la doble tributación. Desde 2010, los dividendos recibidos por las personas que viven en el Ecuador forman parte de la base del impuesto sobre la renta de las personas físicas. Los impuestos sobre la renta en el Ecuador se declaran en dólares estadounidenses y se evalúan a nivel individual y no a nivel del hogar como, por ejemplo, en los Estados Unidos y en algunos países europeos como Alemania, Francia y el Reino Unido.

Según los estándares latinoamericanos, la base de datos de las declaraciones fiscales del Ecuador está aproximadamente en un punto medio en cuanto al número de personas cubiertas. Casi el 27% de la población adulta (20 o más años de edad) declaró sus ingresos a la administración tributaria en 2011, incluidas las personas cuyos ingresos estaban por debajo del umbral impositivo<sup>7</sup>. La comparación con otros países para los cuales se dispone de estimaciones sobre la participación de los altos ingresos y la incidencia de los impuestos revela que ese porcentaje es inferior a la cobertura de la población adulta en Chile (el 67% en 2009) y el Uruguay (el 74% en 2012), pero superior a la cobertura en Colombia (el 4% en 2010) y la Argentina (el 3% en 2004)<sup>8</sup>.

## 2. Métodos

Para evaluar la relación entre el impuesto sobre la renta de las personas físicas y la desigualdad de los ingresos se utilizan cuatro métodos complementarios. En primer lugar, para analizar el efecto redistributivo de los impuestos sobre la renta se calculan diferentes índices de progresividad y redistribución comúnmente propuestos en la literatura sobre evaluación del impacto: los índices de Kakwani y Suits para medir el nivel de progresividad y el índice de Reynolds-Smolensky para medir el efecto redistributivo del impuesto sobre la renta de las personas físicas en el Ecuador. Al mismo tiempo, se trazan las curvas de concentración para las deducciones del impuesto sobre la renta de las personas físicas y las obligaciones tributarias, junto con la curva de Lorenz de los ingresos antes de impuestos correspondiente a 2008 y 2010. Estos indicadores de progresividad y redistribución permiten estudiar el efecto distributivo de los impuestos sobre la renta y comparar la distribución del ingreso antes y después de impuestos.

Las curvas de concentración y los índices sintéticos de Kakwani, Suits y Reynolds-Smolensky se obtienen a partir del enfoque clásico de la curva de Lorenz y el coeficiente de Gini. La curva de Lorenz ( $L_p$ ) representa el porcentaje acumulativo de ingresos en el eje vertical en relación con el porcentaje acumulativo de personas, clasificadas según los ingresos de más pobres a más ricos, en el eje horizontal. El coeficiente de Gini ( $G_p$ ) compara el área entre la curva de Lorenz ( $L_p$ ) y la diagonal de igualdad perfecta (45°) con el área total debajo de la diagonal, tomando valores que oscilan entre 0 (igualdad absoluta) y 1 (desigualdad absoluta).

<sup>7</sup> Los datos de la población de 20 o más años de edad provienen de la Encuesta Nacional de Empleo, Desempleo y Subempleo (ENEMDU) del Ecuador realizada en diciembre de 2011.

<sup>8</sup> Los estudios sobre la participación de los altos ingresos y la incidencia de los impuestos corresponden a Fairfield y Jorratt (2016) para Chile, Burdín, Esponda y Vigorito (2014) para el Uruguay, Alvaredo y Londoño (2013) para Colombia y Alvaredo (2010) para la Argentina. La baja cobertura de la población en la Argentina y Colombia probablemente se debe a que sus estimaciones no incluyen a los contribuyentes cuya única fuente de ingresos es el salario.

La curva de Lorenz y el coeficiente de Gini pueden reformularse para evaluar cambios en la distribución del ingreso, en particular cuando se incluyen impuestos. La curva de concentración representa el porcentaje acumulativo de obligaciones tributarias en el eje vertical en relación con el porcentaje acumulativo de personas, clasificadas según los ingresos, en el eje horizontal. Si la curva de concentración de los impuestos se encuentra más lejos que la curva de Lorenz con respecto a la diagonal de igualdad perfecta, los impuestos están distribuidos de manera más desigual que los ingresos y, en consecuencia, son progresivos. El coeficiente de concentración correspondiente  $C_t$ , también conocido como coeficiente de cuasi Gini, se interpreta en forma análoga al coeficiente de Gini.

El índice de progresividad de Kakwani se calcula comparando la curva de concentración de los impuestos con la curva de Lorenz de los ingresos antes de impuestos. El índice de Kakwani se define como el doble del área entre la curva de Lorenz de los ingresos antes de impuestos y la curva de concentración de los impuestos. Así, este equivale a la diferencia entre el coeficiente de concentración de los impuestos (o coeficiente de cuasi Gini) y el coeficiente de Gini de la distribución del ingreso antes de impuestos (Kakwani, 1977):

$$K = C_t - G_y \quad (1)$$

donde  $C_t$  es el coeficiente de concentración de los impuestos (o coeficiente de cuasi Gini) y  $G_y$  es el coeficiente de Gini de la distribución del ingreso antes de impuestos. Un índice de Kakwani positivo indica que los impuestos son progresivos (es decir, las obligaciones tributarias aumentan con los ingresos), un índice de Kakwani negativo indica que los impuestos son regresivos (es decir, las obligaciones tributarias disminuyen con los ingresos) y un índice de Kakwani igual a 0 indica que los impuestos son proporcionales a los ingresos.

Otro índice de progresividad ampliamente usado es el propuesto por Suits (1977), que mide la desviación de la proporcionalidad al comparar la curva de Lorenz de los ingresos antes de impuestos con la línea diagonal de la igualdad perfecta. El índice de Suits es una adaptación del coeficiente de Gini y se construye representando el porcentaje acumulativo de impuestos en el eje vertical en relación con el porcentaje acumulativo de ingresos en el eje horizontal. Como sugieren Amarante y otros (2011), el índice de Suits se puede formular de la siguiente manera:

$$S = 2 \int_0^1 (i - C_f(i)) di \quad (2)$$

Si los impuestos son proporcionales, la curva de concentración de los impuestos coincide con la línea diagonal de igualdad perfecta (45°) y el índice de Suits asume el valor 0. Si los impuestos son progresivos, la curva de concentración estará por debajo de la línea de igualdad perfecta y el índice de Suits será positivo. Si los impuestos son regresivos, la curva de concentración estará por encima de la línea de igualdad perfecta y el índice de Suits será negativo. Por ejemplo, si solo las personas de altos ingresos pagaran impuestos, el índice de Suits tomaría el valor 1. Por el contrario, si solo las personas más pobres pagaran impuestos, el índice de Suits tomaría el valor -1. Aunque el diseño de los índices de Kakwani y Suits es bastante similar, existen algunas diferencias entre ellos. Como señalan Amarante y otros (2011), mientras el índice de Kakwani se integra con respecto a la población, el índice de Suits se integra con respecto a los ingresos.

Para medir el efecto redistributivo de los impuestos sobre la renta se utiliza el índice de Reynolds-Smolensky, que mide la manera en que los impuestos afectan la distribución del ingreso después de impuestos, captando la diferencia entre los coeficientes de Gini de los ingresos antes y después de impuestos de la siguiente manera:

$$RS = G_y - G_{y-t} \quad (3)$$

donde  $G_y$  es el coeficiente de Gini antes de impuestos y  $G_{y-t}$  es el coeficiente de Gini después de impuestos (Reynolds y Smolensky, 1977). Un índice de Reynolds-Smolensky positivo indica que los impuestos son progresivos, porque la distribución del ingreso después de impuestos es más equitativa que la distribución del ingreso antes de impuestos. Un valor elevado del índice de Reynolds-Smolensky sugiere que los impuestos tienen un gran potencial redistributivo.

En segundo lugar, se utilizan técnicas de microsimulación estáticas para simular el efecto redistributivo del impuesto sobre la renta de las personas físicas en el Ecuador con diferentes definiciones de ingreso imponible. Para cada observación se simula aritméticamente el ingreso antes de impuestos según dos hipótesis contrarias a los hechos: i) un umbral del 50% para costos y deducciones y ii) la eliminación de todas las deducciones del impuesto sobre la renta<sup>9</sup>. Estas hipótesis muestran lo que ocurriría si se implementaran cambios en las deducciones del impuesto sobre la renta. A continuación se aplican tipos impositivos y escalas del impuesto sobre la renta en ambas hipótesis y a cada observación para calcular las obligaciones tributarias y los ingresos después de impuestos. Por último, se calculan los índices de progresividad tributaria y redistribución para las hipótesis simuladas.

En tercer lugar, para arrojar más luz sobre los factores que influyen en la capacidad redistributiva del impuesto sobre la renta en el Ecuador, se calculan los tipos impositivos efectivos pagados por los grupos de ingreso más altos, utilizando las series de participación de los altos ingresos construidas por Cano (2015) para calcular los tipos impositivos sobre la renta realmente pagados por las personas de altos ingresos.

En cuarto lugar, conforme la literatura sobre elasticidad del ingreso imponible, se emplean distintos valores internacionales para la elasticidad compensada y no compensada (por ejemplo, 0,2 y 0,5), según la propuesta de Saez (2001), para obtener una gama de tipos impositivos óptimos para el grupo de ingresos correspondiente al 1% más rico de la población.

Es necesario formular una advertencia. El análisis de este trabajo se basa en declaraciones de la renta individuales y, en consecuencia, no tiene en cuenta a los trabajadores que operan en el sector informal o a las personas cuyos ingresos no superan la deducción por gastos personales estándar (9.210 dólares en 2011), excepto por los trabajadores del sector formal que están presentes en la base de datos aunque no ganan lo suficiente como para pagar impuestos. Los datos también resultaron afectados por problemas de evasión fiscal y remoción de impuestos. Debido a las diferencias metodológicas, es probable que los resultados de este trabajo difieran de los de otros estudios sobre el efecto redistributivo del impuesto sobre la renta de las personas físicas en el Ecuador (Roca, 2009; Hanni, Martner y Podestá, 2015), basados en datos de encuestas de hogares.

### III. Resultados

#### 1. Medición de la progresividad tributaria y el efecto redistributivo del impuesto sobre la renta de las personas físicas

En esta subsección se evalúan la progresividad y la capacidad redistributiva del impuesto sobre la renta de las personas físicas en el Ecuador en el período 2007-2011 (es decir, antes y después de la

<sup>9</sup> Existen dos tipos diferentes de deducciones del impuesto sobre la renta en el Ecuador: i) todos los costos y las deducciones que son obligatorios por ley y ii) las deducciones del impuesto sobre la renta de las personas físicas para gastos en vivienda, educación, salud, vestimenta y alimentos permitidas en el marco de la reforma tributaria de 2008.

reforma tributaria de 2008). Como se mencionó en la sección anterior sobre métodos, se calculan los índices de Kakwani y Suits para analizar la progresividad del impuesto sobre la renta de las personas físicas y el índice de Reynolds-Smolensky para medir su capacidad redistributiva<sup>10</sup>. Los resultados se presentan en el cuadro 1.

**Cuadro 1**  
Ecuador: indicadores de progresividad y redistribución del impuesto sobre la renta de las personas físicas

Indicador	2007	2008	2009	2010	2011
Gini antes de impuestos	0,6006	0,6558	0,6441	0,6378	0,5938
Gini después de impuestos	0,5921	0,6483	0,6377	0,6307	0,5844
Tipo impositivo medio	0,0249	0,0267	0,0218	0,0234	0,0291
Índice de Reynolds-Smolensky	0,0085	0,0075	0,0064	0,0071	0,0093
Índice de progresividad de Kakwani	0,3388	0,2756	0,2915	0,3023	0,3145
Índice de progresividad de Suits	0,5711	0,4503	0,4752	0,528	0,4623

**Fuente:** Elaboración propia, sobre la base de datos de declaraciones de la renta individuales del Servicio de Rentas Internas (SRI) del Ecuador.

El índice de progresividad de Kakwani  $K$  se calcula como la diferencia entre el coeficiente de concentración de los impuestos<sup>11</sup> y el coeficiente de Gini de los ingresos antes de impuestos. Si  $K > 0$ , los impuestos sobre la renta son progresivos, mientras que si  $K < 0$  los impuestos sobre la renta son regresivos y no contribuyen a la reducción de la desigualdad de los ingresos. Los resultados del índice de Kakwani  $K$  de 2007 (antes de la reforma tributaria) y de 2008 en adelante (después de la reforma tributaria), presentados en el cuadro 1, sugieren que el impuesto sobre la renta de las personas físicas es progresivo en el Ecuador, pues son positivos en todo el período estudiado: 0,34 en 2007, 0,28 en 2008, 0,29 en 2009, 0,30 en 2010 y 0,32 en 2011. Esto muestra que el porcentaje acumulativo de impuestos sobre la renta pagados por los contribuyentes más ricos es mayor que el porcentaje acumulativo de impuestos sobre la renta pagados por las personas más pobres.

El índice de Suits, interpretado en forma análoga al coeficiente de Gini, revela el mismo patrón. Por ejemplo, el valor 1 del índice de Suits corresponde a la situación hipotética en que solo las personas de altos ingresos pagan la totalidad de los impuestos sobre la renta (progresividad extrema), mientras que el valor -1 del índice de Suits corresponde a la situación extrema en que solo las personas más pobres pagan la totalidad de los impuestos sobre la renta (regresividad extrema). Los resultados detallados en el cuadro 1 muestran que el índice de Suits es positivo en el período 2007-2011 (0,57 en 2007, 0,48 en 2009 y 0,46 en 2011), de manera que el impuesto sobre la renta de las personas físicas en el Ecuador es progresivo. Además, de acuerdo con Roca (2009) y Hanni, Martner y Podestá (2015), se calcula la proporción de los impuestos sobre la renta totales pagados por cada decil de ingresos. Al igual que esos autores, se encuentra que casi el 90% del impuesto sobre la renta de las personas físicas en el Ecuador es pagado por el decil más rico. Este resultado muestra que el impuesto sobre la renta de las personas físicas en el país es muy progresivo<sup>12</sup>.

<sup>10</sup> Los índices de progresividad y redistribución se calculan utilizando el módulo PROGRES desarrollado para Stata por Philippe Van Kerm y Andreas Peichl del Luxembourg Institute of Socio-Economic Research (LISER) y el Centre for European Economic Research (Van Kerm y Peichl, 2007).

<sup>11</sup> Como se recordará, el coeficiente de concentración de los impuestos, también conocido como coeficiente de cuasi Gini, corresponde a la curva de concentración de los impuestos.

<sup>12</sup> Este resultado probablemente refleja el hecho de que la mayoría de los contribuyentes presentes en la base de datos de declaraciones fiscales, especialmente los trabajadores, ganan menos del umbral a partir del cual se recauda el impuesto sobre la renta.

Como señala Roca (2009, págs. 53-55), la medición de la progresividad y la capacidad redistributiva de los impuestos sobre la renta en los países latinoamericanos debería considerarse como un ejercicio teórico, debido a los altos niveles de evasión fiscal y remoción de impuestos y también debido a exenciones tributarias<sup>13</sup>. Desafortunadamente, los países latinoamericanos se caracterizan por grandes desigualdades de ingresos. De hecho, Hanni, Martner y Podestá (2015) muestran que la participación en el ingreso total correspondiente al decil más rico en los países latinoamericanos alcanzó una media del 32% en 2012. Probablemente, debido a los altos niveles de concentración del ingreso, evasión fiscal y remoción de impuestos, el impuesto sobre la renta de las personas físicas en el Ecuador es en realidad menos progresivo de lo que se documenta en esta sección. Por ese motivo, y para arrojar nueva luz sobre la progresividad de los impuestos sobre la renta, en la sección III.3 se calculan los tipos impositivos efectivos pagados por los grupos de ingresos más altos.

En síntesis, los resultados de los índices de Kakwani y Suits y de la carga del impuesto sobre la renta de las personas físicas sugieren que, en líneas generales, el impuesto sobre la renta de las personas físicas en el Ecuador es progresivo. Estos resultados concuerdan con las tendencias halladas por Roca (2009) y Hanni, Martner y Podestá (2015), que se basan en encuestas de hogares.

Desde un punto de vista teórico, los impuestos sobre la renta progresivos “empujan” la curva de Lorenz de los ingresos antes de impuestos hacia la diagonal, reduciendo la desigualdad de la distribución del ingreso después de impuestos. La magnitud de este movimiento se capta mediante el índice de Reynolds-Smolensky, que mide la diferencia entre el coeficiente de Gini de los ingresos antes de impuestos y el coeficiente de Gini de los ingresos después de impuestos. Los resultados del índice de Reynolds-Smolensky para el Ecuador también se muestran en el cuadro 1. A primera vista, puede observarse que el coeficiente de Gini antes de impuestos es mayor que el coeficiente de Gini después de impuestos a lo largo del período estudiado, lo que sugiere que el impuesto sobre la renta de las personas físicas efectivamente reduce la desigualdad de los ingresos. Sin embargo, esta reducción es tan pequeña que resulta casi inobservable, de manera que no hay cambios significativos en el índice de Reynolds-Smolensky en ninguno de los años examinados. El coeficiente de Gini después de impuestos sobre la renta disminuye de 0,655 a 0,648 en 2008 y de 0,637 a 0,630 en 2010. Estos resultados indican que si bien el impuesto sobre la renta de las personas físicas en el Ecuador es progresivo, como muestran los índices de Kakwani y Suits, su capacidad redistributiva es muy débil. Además, no se observan cambios significativos entre 2007 y 2008, es decir antes y después de la reforma tributaria, que se promulgó precisamente para incrementar la progresividad tributaria y, en consecuencia, la redistribución del ingreso.

Para arrojar nueva luz sobre los factores que erosionan la capacidad redistributiva del impuesto sobre la renta de las personas físicas, se estudian las nuevas deducciones del impuesto sobre la renta de las personas físicas introducidas por la reforma tributaria de 2008 en el período 2008-2010<sup>14</sup>. En los gráficos 1 y 2 se representa la curva de Lorenz de los ingresos antes de impuestos en 2008 y 2010, respectivamente (líneas de color rojo oscuro), junto con las curvas de concentración para cada tipo de deducción del impuesto sobre la renta de las personas físicas y para las obligaciones tributarias del impuesto sobre la renta<sup>15</sup>.

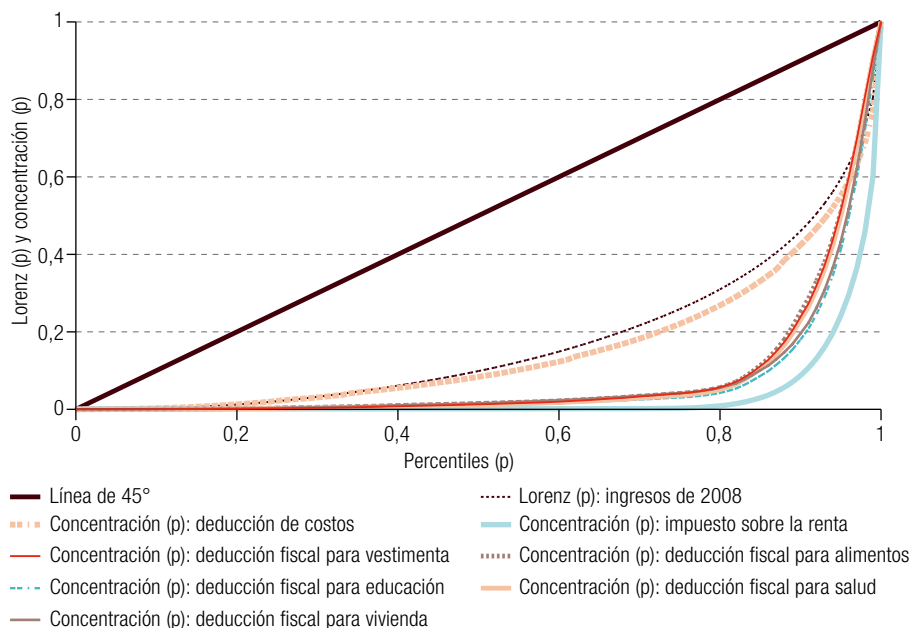
<sup>13</sup> Roca (2009) sugiere que casi el 70% de las personas con menores ingresos en el Ecuador no ganan lo suficiente para pagar impuestos y, en consecuencia, la evasión fiscal concierne principalmente a las personas de altos ingresos.

<sup>14</sup> Desafortunadamente, no se tuvo acceso a los microdatos sobre las deducciones del impuesto sobre la renta de las personas físicas correspondientes a 2011.

<sup>15</sup> Las curvas de concentración representan el porcentaje acumulativo de diferentes deducciones del impuesto sobre la renta de las personas físicas y obligaciones tributarias en relación con el porcentaje acumulativo de la población clasificada por ingresos totales ( $C_p$ ).

**Gráfico 1**

Ecuador: curvas de Lorenz y de concentración para las deducciones del impuesto sobre la renta y las obligaciones tributarias, 2008

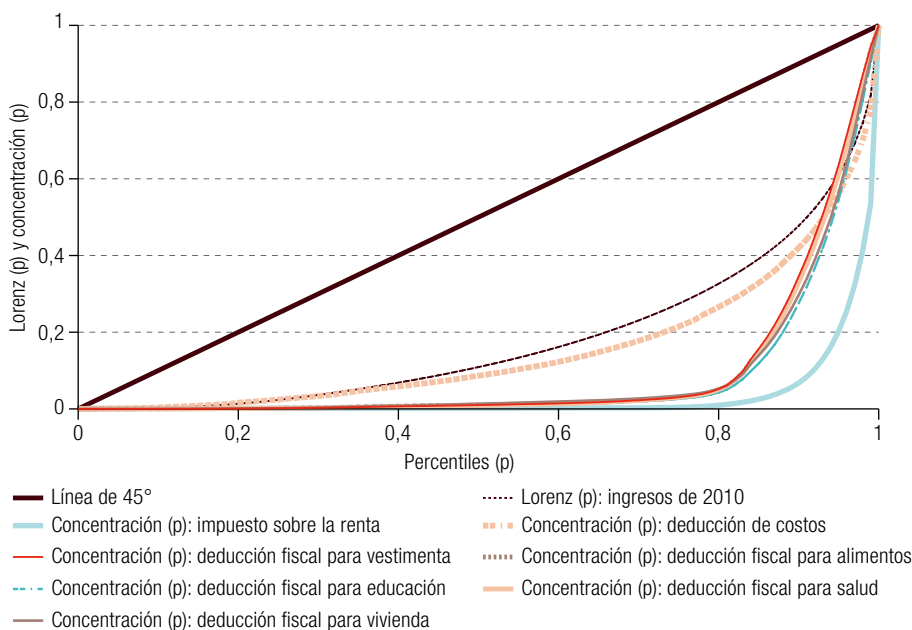


**Fuente:** Elaboración propia, sobre la base de datos de declaraciones de la renta individuales del Servicio de Rentas Internas (SRI) del Ecuador.

**Nota:** En el gráfico se representa la curva de Lorenz de los ingresos brutos antes de impuestos junto con diferentes curvas de concentración para las deducciones del impuesto sobre la renta y las obligaciones tributarias en 2008.

**Gráfico 2**

Ecuador: curvas de Lorenz y de concentración para las deducciones del impuesto sobre la renta y las obligaciones tributarias, 2010



**Fuente:** Elaboración propia, sobre la base de datos de declaraciones de la renta individuales del Servicio de Rentas Internas (SRI) del Ecuador.

**Nota:** En el gráfico se representa la curva de Lorenz de los ingresos brutos antes de impuestos junto con diferentes curvas de concentración para las deducciones del impuesto sobre la renta y las obligaciones tributarias en 2010.

De los gráficos 1 y 2 surgen varias observaciones. En primer lugar, la curva de concentración de los impuestos (trazada en verde) se encuentra por debajo de la curva de Lorenz antes de impuestos en ambos gráficos e indica que las obligaciones tributarias están distribuidas de manera más desigual que el ingreso<sup>16</sup>. Este resultado concuerda con la evidencia previa de los índices de Kakwani y Suits, que indicaban que el impuesto sobre la renta de las personas físicas era progresivo.

En segundo lugar, los gráficos 1 y 2 muestran claramente que los contribuyentes que más se beneficiaron de las deducciones del impuesto sobre la renta de las personas físicas son aquellos en los percentiles octogésimo y superiores. Al interpretar de manera similar las curvas de concentración de las obligaciones tributarias, se observa que la proporción de deducciones del impuesto sobre la renta de las personas físicas de los contribuyentes de altos ingresos es mayor que la de los contribuyentes más pobres. En otras palabras, las personas de altos ingresos (del octogésimo percentil hacia arriba) son las beneficiarias de la mayoría de las nuevas deducciones del impuesto sobre la renta de las personas físicas introducidas por la reforma tributaria de 2008. Cano (2015) muestra que la participación en el ingreso del 5% más rico de la población en el Ecuador, controlada por variables de ingresos totales y población total, representó los 22 centiles más altos de la distribución del ingreso tributario en 2008 y los 19 centiles más altos en 2011 (sin la variable de control de la población total). Así, los gráficos 1 y 2 muestran que el 5% más rico fue el que más se benefició de las deducciones del impuesto sobre la renta de las personas físicas.

Si bien todos los indicadores sugieren que el diseño del impuesto sobre la renta de las personas físicas en el Ecuador es en general progresivo, un análisis detallado de las deducciones del impuesto sobre la renta muestra que las personas de altos ingresos tienen más probabilidades de reducir su ingreso imponible mediante deducciones del impuesto sobre la renta de las personas físicas que las personas de medios y bajos ingresos, erosionando el efecto redistributivo de la tributación progresiva. Este resultado concuerda con los del índice de Reynolds-Smolensky presentados en el cuadro 1, que llevan a confirmar que la capacidad redistributiva del impuesto sobre la renta de las personas físicas en el Ecuador —como en la mayoría de los países latinoamericanos— es débil (Roca, 2009). Las simulaciones realizadas por la CEPAL también subrayaron que el gasto público dirigido utilizando ingresos generados por un impuesto sobre la renta de las personas físicas más fuerte es en general más redistributivo que las mejoras asociadas con dicho impuesto en sí.

## 2. Microsimulación e incidencia del impuesto sobre la renta: hipótesis alternativas

Para analizar con mayor profundidad el efecto redistributivo del impuesto sobre la renta de las personas físicas, en esta sección se emplean técnicas de microsimulación a nivel individual para captar los cambios en la distribución del ingreso antes de impuestos cuando se reducen o eliminan las deducciones del impuesto sobre la renta de las personas físicas impuestas por ley. Sobre la base de la sección precedente, en la que se demostró empíricamente que los más beneficiados por las deducciones del impuesto sobre la renta de las personas físicas eran los contribuyentes que pertenecen al 5% más rico de la población<sup>17</sup> (cuyo ingreso imponible es el que más se reduce por las deducciones fiscales), el principal objetivo de esta subsección consiste en determinar si el efecto redistributivo del impuesto sobre la renta de las personas físicas aumenta cuando se modifican las deducciones fiscales.

<sup>16</sup> En otras palabras, la proporción de obligaciones tributarias de los contribuyentes de bajos ingresos es menor que la de los contribuyentes ricos.

<sup>17</sup> Como se recordará, los totales de ingresos y de población se utilizan como controles externos para construir los grupos de participación de mayores ingresos.



Los modelos de microsimulación se caracterizan a menudo como estáticos, dinámicos y conductuales<sup>18</sup>. Los modelos de microsimulación estáticos se emplean tradicionalmente para evaluar el efecto inmediato de las modificaciones de política en las personas. En estos, las microunidades de observación se mantienen constantes y no se tienen en cuenta los cambios en curso en la composición demográfica o los cambios conductuales debidos a variaciones de política o a la dimensión temporal. Por el contrario, los modelos de microsimulación dinámicos contienen parámetros específicos que estiman las respuestas de las personas a los cambios de política y se emplean generalmente para analizar resultados a largo plazo, efectos intergeneracionales y proyecciones socioeconómicas y demográficas en el marco de las políticas actuales, entre otras cosas (Bourguignon y Spadaro, 2006). Los modelos conductuales, por otra parte, utilizan herramientas microeconómicas para estimar los efectos de las modificaciones de política en la conducta de las personas, generalmente con respecto a la oferta de trabajo (Figari, Paulus y Sutherland, 2015).

Se emplea un modelo de microsimulación estático para analizar la distribución del ingreso antes y después de impuestos y las obligaciones tributarias en el marco de diferentes hipótesis simuladas. El principal objetivo es proporcionar una idea general de los posibles efectos redistributivos de la modificación de las deducciones del impuesto sobre la renta de las personas físicas. Debido a que el enfoque de microsimulación adoptado es estático, no se incorporan cambios en la conducta de los individuos como resultado de las modificaciones de los impuestos. A partir de los datos a nivel micro, por cada contribuyente se simula aritméticamente un ingreso antes de impuestos para dos hipótesis contrarias a los hechos<sup>19</sup>. En la primera hipótesis se prevé un 50% de costos y deducciones y se eliminan las deducciones del impuesto sobre la renta de las personas físicas. En la segunda se eliminan todas las deducciones del impuesto sobre la renta. A continuación se emplean los tipos impositivos y cuadros de impuestos legales para 2008, 2009 y 2010 para simular las nuevas obligaciones tributarias y los ingresos después de impuestos para cada persona en el marco de ambas hipótesis.

Las hipótesis base y simuladas se construyen de la siguiente manera:

Hipótesis base 0:  $Y_0 - t_0$ , donde  $Y_0$  son los ingresos brutos y  $t_0$  son las obligaciones tributarias declaradas por los contribuyentes.

Hipótesis 1:  $Y_0 - t_1$ , donde  $Y_0$  son los ingresos brutos y  $t_1$  son las obligaciones tributarias simuladas cuando se prevé un 50% de costos y deducciones y se eliminan todas las deducciones del impuesto sobre la renta de las personas físicas.

Hipótesis 2:  $Y_0 - t_2$ , donde  $Y_0$  son los ingresos brutos y  $t_2$  son las obligaciones tributarias simuladas cuando se eliminan todas las deducciones fiscales.

A continuación se utiliza la metodología descrita en la subsección 1 para calcular los indicadores de desigualdad, progresividad y redistribución de las hipótesis simuladas.

En el cuadro 2 se presentan los resultados de la evaluación de la política tributaria en un período de tres años. En 2008, los índices de progresividad de Kakwani y Suits son positivos en todas las hipótesis simuladas, de manera que el impuesto sobre la renta de las personas físicas se mantiene progresivo, al igual que en la hipótesis base. Este resultado era de esperarse, pues no se crean nuevos tipos impositivos marginales ni nuevas categorías de impuesto sobre la renta en las hipótesis 1 y 2 y en las simulaciones de hecho se emplean los mismos tipos impositivos que en la hipótesis 0. Sin embargo, el índice de Reynolds-Smolensky, que capta la diferencia en el coeficiente de Gini antes y después del impuesto sobre la renta de las personas físicas, cambia más sustancialmente en las dos hipótesis simuladas.

<sup>18</sup> Spadaro (2007) y Figari, Paulus y Sutherland (2015) ofrecen un excelente resumen de los enfoques de microsimulación y diferentes modelos de microsimulación tradicionalmente empleados para evaluar los efectos de las políticas públicas.

<sup>19</sup> Una hipótesis contraria a los hechos muestra lo que ocurriría si se implementara un cambio de política.



**Cuadro 2**  
Ecuador: microsimulación estática de los efectos distributivos del impuesto sobre la renta de las personas físicas, 2008-2011

Indicador	2008			2009			2010		
	Base	Hipótesis 1	Hipótesis 2	Base	Hipótesis 1	Hipótesis 2	Base	Hipótesis 1	Hipótesis 2
Gini antes de impuestos	0,6558	0,6123	0,6504	0,6441	0,5993	0,6396	0,6378	0,5911	0,6331
Gini después de impuestos	0,6483	0,581	0,6140	0,6377	0,5679	0,6027	0,6307	0,5607	0,5969
Tipo impositivo medio	0,0267	0,0872	0,1106	0,0218	0,0847	0,1086	0,0234	0,0814	0,1060
Índice de Reynolds-Smolensky	0,0075	0,0313	0,0364	0,0064	0,0313	0,0369	0,0071	0,0303	0,0362
Índice de progresividad de Kakwani	0,2756	0,3274	0,2922	0,2915	0,3385	0,3025	0,3023	0,3425	0,3058
Índice de progresividad de Sults	0,4503	0,5797	0,5343	0,4752	0,5875	0,5421	0,528	0,5851	0,5409

**Fuente:** Elaboración propia, sobre la base de datos de declaraciones de la renta individuales del Servicio de Rentas Internas (SRI) del Ecuador.

**Nota:** En este cuadro se presentan indicadores de progresividad y redistribución en el marco de diferentes hipótesis simuladas. La base corresponde a la situación real. En la hipótesis 1 se eliminan las deducciones del impuesto sobre la renta de las personas físicas establecidas por la reforma tributaria de 2008 y se permiten otras deducciones fiscales legales hasta el 50%. En la hipótesis 2 se eliminan tanto las deducciones fiscales como las deducciones del impuesto sobre la renta de las personas físicas.

Si bien el efecto redistributivo del impuesto sobre la renta de las personas físicas es muy débil en la hipótesis 0 (base), en la que el coeficiente de Gini disminuye de 0,656 antes de impuestos a 0,648 después de impuestos, en la hipótesis simulada 1, en la que se eliminan las nuevas deducciones del impuesto sobre la renta de las personas físicas, presenta un efecto redistributivo mayor.

De hecho, el índice de Reynolds-Smolensky aumenta de 0,0075 (base) a 0,0313 (hipótesis 1) y la desigualdad de los ingresos, medida por el coeficiente de Gini, disminuiría casi 3 puntos, de 0,61 a 0,58, después de la política tributaria. En otras palabras, los resultados simulados de las hipótesis 1 y 2 sugieren que el efecto redistributivo del impuesto sobre la renta de las personas físicas sería mayor si no se hubieran introducido deducciones de dicho impuesto mediante la reforma tributaria de 2008. El mismo patrón se observa con respecto a 2009 y 2010. En el cuadro 2 se muestra que el impuesto sobre la renta de las personas físicas es progresivo en todas las hipótesis simuladas. Además, al eliminar las deducciones del impuesto sobre la renta de las personas físicas (hipótesis simulada 1), el efecto redistributivo de la tributación directa aumenta.

Los resultados de la hipótesis 2, en la que se eliminan todas las deducciones fiscales (deducciones del impuesto sobre la renta de las personas físicas y otras deducciones legales), son bastante similares a los de la hipótesis 1 en todos los años. El efecto redistributivo del impuesto sobre la renta de las personas físicas, medido por el índice de Reynolds-Smolensky, aumenta casi 4 puntos y el coeficiente de Gini disminuye de 0,65 antes del impuesto sobre la renta a 0,61 después de impuestos en 2008. En 2009 y 2010 se observan patrones similares.

En resumen, los resultados de las hipótesis simuladas confirman que el sistema del impuesto sobre la renta de las personas físicas es progresivo. Asimismo, esas hipótesis muestran que el efecto redistributivo de los impuestos sobre la renta podría ser mayor si se regularan las deducciones fiscales en general. Si bien se simularon casos extremos en que se eliminan todas las deducciones fiscales, es sabido que algunos tipos de deducciones son necesarios para aumentar la equidad del impuesto sobre la renta. En el Ecuador, la introducción de deducciones del impuesto sobre la renta de las personas físicas ha creado incentivos para que las personas, especialmente las que pertenecen al 5% más rico de la población, reduzcan su ingreso imponible y, en consecuencia, sus obligaciones tributarias. Como se sugirió anteriormente, esto anula el efecto de progresividad teóricamente buscado por la reforma tributaria. Por lo tanto, es imprescindible regular adecuadamente las exenciones y las deducciones fiscales en el país.

Para examinar otros factores que erosionan el efecto redistributivo del impuesto sobre la renta de las personas físicas, en la próxima sección se analizan los tipos impositivos efectivos pagados por los individuos de altos ingresos en el período 2007-2011. Sobre la base de la literatura en materia de elasticidad del ingreso imponible se calculan tipos impositivos óptimos para los grupos de altos ingresos y se formulan recomendaciones de política.

### **3. Tipos impositivos efectivos pagados por los grupos de ingresos más altos**

#### **a) Construcción de series de participación de los altos ingresos en el ingreso total**

El análisis comienza con la construcción de series de participación de los altos ingresos en el ingreso total en el período 2007-2011. Al igual que en Cano (2015), se sigue la literatura estándar sobre altos ingresos (Piketty, 2001; Piketty y Saez, 2003; Atkinson y Piketty, 2007; Atkinson, Piketty y Saez, 2011) y se construyen la serie del grupo de ingresos correspondiente al 1% más rico de la

población (denominada P99-100) y las series para un conjunto de fractiles más pequeños: P99.5-100 (0,5%), P99.9-100 (0,1%) y P99.99-100 (0,01%).

Cada fractil se construye con respecto al número total de potenciales contribuyentes en toda la población ecuatoriana de adultos de 20 o más años de edad, que, como señala Piketty (2003), no debe confundirse con el número real de declaraciones fiscales presentadas. El ingreso se define como previo al impuesto sobre la renta de las personas físicas. Esta definición incluye todos los ítems declarados en las declaraciones fiscales: sueldos y salarios, pensiones, ingresos por trabajo autónomo, ingresos netos de empresas no constituidas en sociedades de capital, dividendos, intereses, otros ingresos de capital y alquiler y otros ítems de ingresos. A continuación se calculan las participaciones en el ingreso dividiendo los montos de ingresos que corresponden a cada fractil (P99-100, P99.9-100, P99.99-100) por un total de ingresos de control. Atkinson, Piketty y Saez (2011) proponen dos métodos distintos para calcular este control. El primero se basa en los datos del impuesto sobre la renta y suma los ingresos de los no declarantes, mientras que el segundo calcula un total de control externo derivado de las cuentas nacionales. En este trabajo, como en Cano (2015), se adopta el segundo enfoque, también empleado por Piketty (2001) y Piketty y Saez (2003), y se construye un total de control para los ingresos a partir de las cuentas nacionales de la siguiente manera: saldo de ingresos primarios de los hogares más prestaciones sociales distintas de las transferencias sociales en especie, menos contribuciones sociales efectivas de los empleadores, menos contribuciones sociales imputadas de los empleadores, menos ingreso de la propiedad atribuido a titulares de póliza de seguros, menos alquiler imputado por propiedad ocupada por el dueño, menos consumo de capital fijo. Este enfoque produce una variable de control para el ingreso total del 59% al 66% del producto interno bruto (PIB), según el año. Los resultados muestran que la proporción del ingreso total del 1% más rico de la población en 2010 varía del 14% al 17%, según la definición del ingreso empleada como numerador de la proporción<sup>20</sup>.

Una vez construidas las series de participación de los altos ingresos, se analizan los tipos impositivos efectivos pagados por esos grupos<sup>21</sup>. Este artículo constituye un aporte a la creciente literatura en la que se analiza no solo la dinámica de los altos ingresos sino también sus repercusiones en materia de política tributaria (Piketty y Saez, 2003; Saez y Veall, 2005; Landais, Piketty y Saez, 2011; Alvaredo y Londoño, 2013; Burdín, Esponda y Vigorito, 2014; Fairfield y Jorratt, 2016).

En el cuadro 3 se presentan los resultados de los tipos impositivos efectivos pagados por los grupos de ingresos más altos. Si bien el ingreso de las personas físicas en el Ecuador está gravado a tipos marginales progresivos que van del 0% al 35%, los tipos impositivos efectivos pagados por las personas de muy altos ingresos son menores debido a deducciones fiscales, exenciones tributarias y probablemente a la evasión fiscal. En el período 2007-2011, el grupo de ingresos correspondiente al 1% más rico de la población pagó un tipo impositivo efectivo medio de alrededor del 7% y el 0,1% más rico un tipo impositivo efectivo medio del 9,4%. Los resultados muestran que, excepto en 2010, los tipos impositivos efectivos medios disminuyeron dentro de los grupos de mayores ingresos, especialmente entre los grupos correspondientes al 0,1%, el 0,05%, el 0,01% y el 0,001% más ricos. Por ejemplo, mientras que el tipo impositivo efectivo medio del 1% más rico de la población fue de casi el 6,3% en 2009, el tipo impositivo medio del 0,001% más rico fue del 1,9%.

Esta situación se relaciona con la composición del ingreso en los grupos en la cima de la distribución y con el hecho de que el ingreso de capital está menos gravado que el ingreso correspondiente al salario. Cano (2015) analizó la composición del ingreso en los grupos de mayores

<sup>20</sup> Para ofrecer un panorama preciso de los ingresos en la cima de la distribución, Cano (2015) construyó series de participación de los altos ingresos en el ingreso total en el Ecuador con diferentes definiciones de ingreso como numerador de la proporción.

<sup>21</sup> Los tipos impositivos efectivos se definen como los impuestos sobre la renta individuales pagados divididos por los ingresos por trabajo declarados.

ingresos y encontró que en 2011 el ingreso del 1% más rico estaba compuesto principalmente por sueldos (45%) e ingresos de actividades empresariales (27%) o trabajo autónomo (21%) y solo en menor medida por ingreso de capital (7%). Mientras tanto, el ingreso del 0,01% más rico comprendía una menor proporción de sueldos (16%) pero mayores proporciones de ingresos provenientes de actividades empresariales (29%), trabajo autónomo (28%) y capital (27%). Cabe subrayar cuánto ha variado la composición del ingreso en el decil más alto (P90-100). Mientras que la proporción del ingreso por sueldos claramente disminuyó en la parte superior de la escala, aquella del empleo autónomo y las actividades empresariales aumentó hasta el 0,1%-0,01% más rico antes de volver a disminuir hacia el grupo correspondiente al 0,01%. Por el contrario, la proporción de ingreso de capital aumentó en la cima de la distribución. Por ejemplo, mientras la proporción de capital era del 4% entre el 10% más rico y apenas por debajo del 1,7% en el grupo correspondiente al 10%-5% más rico en 2011, esta alcanzaba el 50% entre el 0,001% con mayores ingresos. La creciente proporción de ingresos de capital en los grupos de muy altos ingresos sugiere que aquellos cuyos ingresos provienen de esta fuente constituyen el grupo más grande en la cima de la distribución del ingreso en el Ecuador.

El cuadro 3 revela una marcada diferencia entre la situación en 2007 y aquella a partir de 2008, pues los tipos impositivos medios para los grupos de muy altos ingresos disminuyeron con respecto a su nivel de 2007, aunque se recuperaron considerablemente en 2010. La disminución entre 2007 y 2009 probablemente se explica porque las personas de altos ingresos redujeron su ingreso imponible mediante deducciones fiscales, en particular las nuevas deducciones sobre la renta de las personas físicas permitidas por la ley tributaria de 2008. En esta subsección se mostró gráficamente que las nuevas deducciones sobre la renta de las personas físicas se concentraron en gran medida en el extremo superior de la distribución (es decir, del octogésimo percentil en adelante o el 5% más rico cuando se utiliza un total de control para la población). Los resultados presentados en esta sección sugieren que el 0,1% más rico es probablemente el que más se ha beneficiado de este tipo de deducción fiscal.

### Cuadro 3

Ecuador: tipos impositivos efectivos medios sobre la renta en los grupos de ingresos más altos, 2007-2011

Año	10% más rico	5% más rico	1% más rico	0,5% más rico	0,1% más rico	0,05% más rico	0,01% más rico	0,001% más rico	1,0%-0,5% más rico	0,5%-0,1% más rico	0,1%-0,05% más rico	0,05%-0,01% más rico	0,01%-0,001% más rico
2007	3,1	4,0	7,4	9,0	12,4	13,3	12,2	6,8	3,6	6,4	10,3	14,2	15,1
2008	3,7	4,7	7,2	8,0	8,5	7,7	5,8	2,4	5,1	7,5	10,3	9,4	7,6
2009	3,1	3,9	6,3	6,9	7,0	6,2	4,4	1,9	4,4	6,9	9,1	8,0	5,9
2010	3,3	4,2	7,0	7,9	9,5	9,7	9,6	8,8	4,3	6,5	8,9	9,9	9,9
2011	4,7	6,2	8,7	9,3	9,7	9,2	6,6	3,7	7,3	9,0	10,9	10,7	8,9

**Fuente:** Elaboración propia, sobre la base de datos de declaraciones de la renta individuales del Servicio de Rentas Internas (SRI) del Ecuador.

**Nota:** En este cuadro se muestran los tipos impositivos efectivos medios en los grupos de ingresos más altos, utilizando el criterio de ingresos brutos (ingresos empresariales netos de costos y deducciones).

Estos resultados llevan a creer que a pesar del alto nivel de concentración del ingreso, las personas de altos ingresos pagan tipos impositivos sobre la renta efectivos muy bajos. Además, aunque todos los indicadores sintéticos (que son más sensibles a los cambios en el medio de la distribución que en las colas) sugieren que el impuesto sobre la renta de las personas físicas en el Ecuador es progresivo, un análisis más detallado de los tipos impositivos realmente pagados por las personas de altos ingresos muestra que estos disminuyen entre los grupos de ingresos más altos.

## 4. Uso de elasticidades para obtener tipos impositivos óptimos para las personas de altos ingresos

Esta subsección se basa en la literatura sobre elasticidad del ingreso imponible para obtener tipos impositivos óptimos para los grupos de ingresos más altos. Se emplean diferentes valores de elasticidades compensadas y no compensadas conforme la propuesta de Saez (2001) y se obtiene una gama de tipos impositivos óptimos para el grupo de ingreso correspondiente al 1% más rico de la población. Desafortunadamente, no se pudo calcular la elasticidad del ingreso imponible con respecto a los tipos marginales utilizando la reforma tributaria de 2008 como un experimento natural, porque los resultados estaban muy influenciados por cambios en la cobertura de la población entre 2007 y 2008. El porcentaje de adultos incluidos en la base de datos de declaraciones fiscales aumentó del 18% en 2007 a casi el 27% en 2011 (véase el gráfico en el anexo A1). Debido a que los cambios en la cobertura de la población distorsionaron los resultados de elasticidad, se decidió emplear valores de elasticidad estándar propuestos en la literatura. Fairfield (2010) procedió de la misma manera para estimar tipos impositivos óptimos para las personas de altos ingresos en Chile y la Argentina<sup>22</sup>.

Se procede de la siguiente manera. En primer lugar, conforme la literatura sobre altos ingresos (Atkinson, Piketty y Saez, 2011), se calcula el coeficiente de Pareto invertido ( $\beta$ ) para el período 2007-2011 de la siguiente manera:

$$\alpha = \frac{1}{1 - \left[ \frac{\log \frac{S_1}{S_{0,1}}}{\log 10} \right]}$$

$$\beta = \frac{\alpha}{\alpha - 1}$$

donde  $S_1$  es la participación en el ingreso del 1% más rico y  $S_{0,1}$  la participación en el ingreso del 0,1% más rico. Como señalan Atkinson, Piketty y Saez (2011), un coeficiente de Pareto invertido  $\beta$  más alto produce una cola superior más plana en la distribución. Según la explicación propuesta por esos autores, si  $\beta=2$  entonces el ingreso medio de las personas con ingresos superiores a 100.000 dólares es 200.000 dólares y el ingreso medio de las personas con ingresos superiores a 1 millón de dólares es 2 millones de dólares. Una vez construidos los parámetros de Pareto  $\beta$ , se sigue la propuesta de Saez (2001) y se obtienen tipos impositivos óptimos mediante la aplicación de su fórmula de la manera siguiente:

$$\tau = \frac{1 - g}{1 - g + \zeta^u + \zeta^c (a - 1)}$$

donde  $\tau$  es el tipo impositivo óptimo,  $g$  el objetivo redistributivo del gobierno<sup>23</sup>,  $a - 1$  el parámetro de Pareto,  $\zeta^u$  la elasticidad no compensada y  $\zeta^c$  la elasticidad compensada. Como sugiere Saez, el caso  $g = 0$  corresponde a la situación en que el gobierno no valora el consumo marginal de las

<sup>22</sup> Se calculó la elasticidad del ingreso imponible con respecto a los tipos impositivos marginales para las personas de altos ingresos conforme Riihela, Sullstrom y Tuomala (2014), es decir:  $\epsilon = \frac{(\text{Log} S_1 - \text{Log} S_0)}{\text{Log}(1 - t_1) - \text{Log}(1 - t_0)}$ , donde  $S_1$  es la participación en el ingreso del 1% más rico después de la reforma tributaria,  $S_0$  corresponde al 1% más rico antes de la reforma,  $t_1$  el tipo impositivo marginal máximo después de la reforma y  $t_0$  el tipo impositivo marginal antes de la reforma. Desafortunadamente, los resultados estuvieron muy influenciados por el aumento en la cobertura de la población adulta entre 2007 y 2008.

<sup>23</sup> El concepto de una función de bienestar social en el cálculo del tipo impositivo marginal máximo está bien documentado en Saez (2001) y Diamond y Saez (2011).

personas de altos ingresos y establece el mayor tipo máximo posible para maximizar su recaudación tributaria de estos. La fórmula propuesta por Saez está especializada sobre todo para  $g = 0$ . Además, como sugiere Saez, las estimaciones de tipos impositivos óptimos aquí realizadas se ajustan por la presencia de un impuesto sobre el valor agregado (IVA) del 12% de la siguiente manera:  $(1-t)^*$ , donde  $\tau$  es el tipo impositivo al consumo.

Debido a que no hay consenso en la literatura sobre elasticidad del ingreso imponible con respecto a valores fijos para la elasticidad del ingreso imponible de las personas de altos ingresos, se procede como Saez (2001) y Fairfield (2010) para obtener tipos impositivos óptimos mediante la prueba de diferentes valores de elasticidad de la siguiente manera: elasticidades no compensadas de 0, 0,2 y 0,5 y elasticidades compensadas de 0,2, 0,5 y 0,8. Además, se presentan ambos resultados cuando  $g = 0$  y  $g = 0,25$ .

**Cuadro 4**  
Ecuador: tipos impositivos óptimos para personas de altos ingresos  
derivados de la elasticidad, 2007-2011

Elasticidad no compensada		0			0,2			0,5	
Elasticidad compensada		0,2	0,5	0,8	0,2	0,5	0,8	0,5	0,8
<i>g = 0</i>									
Año	$\beta$								
2007	1,979	74%	59%	49%	63%	52%	44%	44%	39%
2008	2,023	73%	58%	48%	63%	51%	44%	44%	38%
2009	2,078	72%	57%	47%	62%	51%	43%	43%	37%
2010	1,961	74%	59%	50%	63%	52%	45%	44%	39%
2011	1,953	74%	60%	50%	63%	52%	45%	45%	39%
<i>g = 0,25</i>									
Año	$\beta$								
2007	1,979	70%	53%	43%	58%	46%	38%	38%	32%
2008	2,023	69%	52%	42%	57%	45%	37%	37%	32%
2009	2,078	68%	51%	41%	57%	44%	36%	37%	31%
2010	1,961	70%	54%	43%	58%	46%	38%	38%	33%
2011	1,953	70%	54%	44%	58%	46%	39%	38%	33%

**Fuente:** Elaboración propia, sobre la base de datos de declaraciones de la renta individuales del Servicio de Rentas Internas (SRI) del Ecuador.

**Nota:** Conforme Saez (2001), en este cuadro se muestran los tipos impositivos óptimos para las personas de altos ingresos.  $g$  es la razón de utilidad marginal social con ingreso infinito sobre el valor marginal de los fondos públicos,  $\beta$  es el parámetro de Pareto,  $\zeta^U$  es la elasticidad no compensada y  $\zeta^C$  es la elasticidad compensada. Los resultados se basan en datos de declaraciones de la renta. El parámetro de Pareto  $\beta$  se calculó utilizando series de participación de los altos ingresos en el ingreso total. Los tipos impositivos óptimos se ajustan para la presencia de un IVA del 12%.

En el cuadro 4 se muestran los tipos impositivos marginales máximos óptimos calculados para el Ecuador. Al asumir que las elasticidades son las mismas que en los Estados Unidos, casi 0,2 (tanto compensadas como no compensadas), el tipo impositivo marginal máximo óptimo para las personas de altos ingresos varía entre el 57% y el 63%. Los tipos impositivos marginales máximos propuestos son naturalmente más altos que el tipo impositivo marginal máximo actual del 35%. Los resultados obtenidos concuerdan con los de Fairfield para Chile y la Argentina, pues ese autor propone tipos impositivos óptimos de entre el 55% y el 64% para Chile y entre el 56% y el 59% para la Argentina, asumiendo elasticidades similares a las de los Estados Unidos. En el caso de Francia, Saez (2001) utilizó elasticidades del ingreso imponible para proponer un tipo impositivo óptimo para las personas de altos ingresos del 75%.

## IV. Conclusiones

En este trabajo se estudió la relación entre la política tributaria y la desigualdad de los ingresos en el Ecuador y se obtuvieron varios resultados empíricos. En primer lugar, el impuesto sobre la renta de las personas físicas en el Ecuador es, en líneas generales, progresivo, pues los índices de progresividad de Kakwani y Suits y el análisis de la curva de concentración muestran que las personas más ricas generalmente pagan más impuestos sobre la renta que las más pobres. Sin embargo, al analizar los tipos impositivos efectivos pagados por las personas de muy altos ingresos, se encontró que estos disminuían entre los grupos de ingresos más altos, especialmente entre el 0,1%, el 0,05%, el 0,01% y el 0,001% más ricos de la población.

En segundo lugar, la capacidad redistributiva del impuesto sobre la renta de las personas físicas es muy débil. El índice de redistribución de Reynolds-Smolensky sugiere que la desigualdad de los ingresos es solo un punto menor después del impuesto sobre la renta que antes de este, al disminuir de 0,66 a 0,65 en 2008 y de 0,64 a 0,63 en 2010. Que la capacidad redistributiva sea tan pequeña se debe sobre todo a las deducciones del impuesto sobre la renta de las personas físicas, que son aprovechadas sobre todo por las personas de altos ingresos.

En tercer lugar, los resultados obtenidos mediante el enfoque de la curva de concentración mostraron que los contribuyentes que más se beneficiaron de las deducciones del impuesto sobre la renta de las personas físicas en el período 2008-2010 fueron aquellos de los percentiles octogésimo y superiores de la base de datos fiscal (que corresponden al 5% más rico cuando se emplea una variable de control para la población total). Las personas de altos ingresos tienen mayores probabilidades de reducir su ingreso imponible mediante deducciones legales, erosionando de ese modo la base imponible y anulando el efecto distributivo buscado por la reforma tributaria de 2008. Los resultados del ejercicio de microsimulación estático realizado muestran que el efecto redistributivo del impuesto sobre la renta de las personas físicas podría ser mayor si las deducciones fiscales estuvieran mejor dirigidas y controladas.

En cuarto lugar, a pesar de la inversión de la tendencia en 2010, los tipos impositivos efectivos medios pagados por las personas de altos ingresos son muy bajos cuando los dividendos forman parte integral de la base del impuesto sobre la renta de las personas físicas. El grupo de ingresos correspondiente al 1% más rico pagó un tipo impositivo efectivo medio del 7% y el 0,1% más rico un tipo del 9,4% en todo el período examinado.

En quinto lugar, se recurrió a la literatura sobre elasticidad del ingreso imponible para obtener tipos impositivos óptimos para las personas de altos ingresos. Si bien el tipo impositivo marginal máximo en el Ecuador es actualmente del 35%, los resultados obtenidos sugieren que el tipo máximo óptimo podría situarse entre el 57% y el 63%.

Por último, es importante subrayar la necesidad fundamental de cerrar las lagunas fiscales existentes, no obstante los esfuerzos realizados por el Servicio de Rentas Internas del Ecuador en los últimos años.

Las nuevas deducciones del impuesto sobre la renta de las personas físicas, que se introdujeron para incrementar la equidad tributaria, son un instrumento demasiado contundente y los encargados de la formulación de políticas deberían considerar otras maneras de modificar la carga fiscal de los contribuyentes de bajos y medianos ingresos. Asimismo, deberían mejorar la orientación de las deducciones del impuesto sobre la renta en la cima de la distribución del ingreso.

Los resultados obtenidos también sugieren que se podría crear una estructura más progresiva para el impuesto sobre la renta de las personas físicas en el Ecuador e incrementar el tipo impositivo marginal máximo. Naturalmente, existe la preocupación de que un aumento de los tipos impositivos



marginales máximos podría afectar las tasas de trabajo y creación de empresas y, en consecuencia, el crecimiento económico. Sin embargo, la investigación empírica (Piketty, Saez y Stantcheva, 2014) ha probado que algunos países, como los Estados Unidos y el Reino Unido, donde los tipos impositivos marginales máximos se redujeron considerablemente con el paso del tiempo, no han crecido más rápidamente que los países donde se han mantenido tipos impositivos altos. Sin embargo, la desigualdad de los altos ingresos ha aumentado. Así, una mayor progresividad tributaria en el Ecuador llevaría a un incremento en la recaudación tributaria y la inversión pública, en particular en educación, aptitudes y atención sanitaria.

## Bibliografía

- Alvaredo, F. (2010), "The rich in Argentina over the Twentieth Century, 1932-2004", *Top Incomes a Global Perspective*, A. B. Atkinson y T. Piketty, Oxford, Oxford University Press.
- Alvaredo, F. y J. Londoño (2013), "High incomes and personal taxation in a developing economy: Colombia 1993-2010", *CEQ Working Paper Series*, N° 12, Commitment to Equity.
- Amarante, V. y otros (2011), "Distributive impacts of alternative tax structures. The case of Uruguay", *Documentos de Trabajo*, N° 09/11, Montevideo, Universidad de la República.
- Atkinson, A. B. (2014), "After Piketty?", *The British Journal of Sociology*, vol. 65, N° 4, Wiley.
- Atkinson, A. B. y T. Piketty (2010), *Top Incomes: a Global Perspective*, Oxford, Oxford University Press.
- \_\_\_\_\_(2007), *Top Incomes over the Twentieth Century. A Contrast between Continental European and English-speaking Countries*, Oxford, Oxford University Press.
- Atkinson, A. B., T. Piketty y E. Saez (2011), "Top incomes in the long run of history", *Journal of Economic Literature*, vol. 49, N° 1, Nashville, Tennessee, American Economic Association.
- Auten, G. y R. Carroll (1999), "The effect of income taxes on household income", *Review of Economics and Statistics*, vol. 81, N° 4, Cambridge, Massachusetts, The MIT Press.
- Bourguignon, F. y A. Spadaro (2006), "Microsimulation as a tool for evaluating redistribution policies", *Journal of Economic Inequality*, vol. 4, N° 1, Springer.
- Burdín, G., F. Esponda y A. Vigorito (2014), "Inequality and top incomes in Uruguay: a comparison between household surveys and income tax micro-data", *CEQ Working Paper Series*, N° 1, Commitment to Equity.
- Cano, L. (2015), "Income Inequality, Top Income Shares and Economic Mobility: Ecuador 2004-2011", tesis, Toulouse, Universidad de Toulouse 1 Capitole.
- CEPAL (Comisión Económica para América Latina y el Caribe) (2014), *Panorama Social de América Latina 2014* (LC/G.2635-P), Santiago.
- \_\_\_\_\_(2013), *Panorama Social de América Latina 2013* (LC/G.2580), Santiago.
- \_\_\_\_\_(2012), *Panorama Social de América Latina 2012* (LC/G.2557-P), Santiago.
- Cetrángolo, O. y J. Gómez Sabaini (2006), *Tributación en América Latina: en busca de una nueva agenda de reformas*, Libros de la CEPAL, N° 93 (LC/G.2324-P), Santiago, Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL).
- Chetty, R. (2009), "Is the taxable income elasticity sufficient to calculate deadweight loss? The implications of evasion and avoidance", *American Economic Journal: Economic Policy*, vol. 1, N° 2, Nashville, Tennessee, American Economic Association.
- Cornia, A. (ed.) (2014), *Falling Inequality in Latin America. Policy Change and Lessons*, Oxford University Press.
- \_\_\_\_\_(2010), "Income distribution under Latin America's new left regimes", *Journal of Human Development and Capabilities*, vol. 11, N° 1, Taylor and Francis.
- Cornia, A., J. Gómez Sabaini y B. Martorano (2011), "A new fiscal pact, tax policy changes and income inequality: Latin America during the last decade", *UNU-WIDER Working Paper*, N° 70, Helsinki, Instituto Mundial de Investigaciones de Economía del Desarrollo (UNU-WIDER).
- Diamond, P. y E. Saez (2011), "The case for a progressive tax: from basic research to policy recommendations", *Journal of Economic Perspectives*, vol. 25, N° 4, Nashville, Tennessee, American Economic Association.
- Fairfield, T. (2010), *The Politics of Revenue-Raising Tax Reform in Latin America*, Berkeley, Universidad de California.
- Fairfield, T. y M. Jorratt (2016), "Top income shares, business profits, and effective tax rates in contemporary Chile", *Review of Income and Wealth*, vol. 62, N° S1, Wiley.



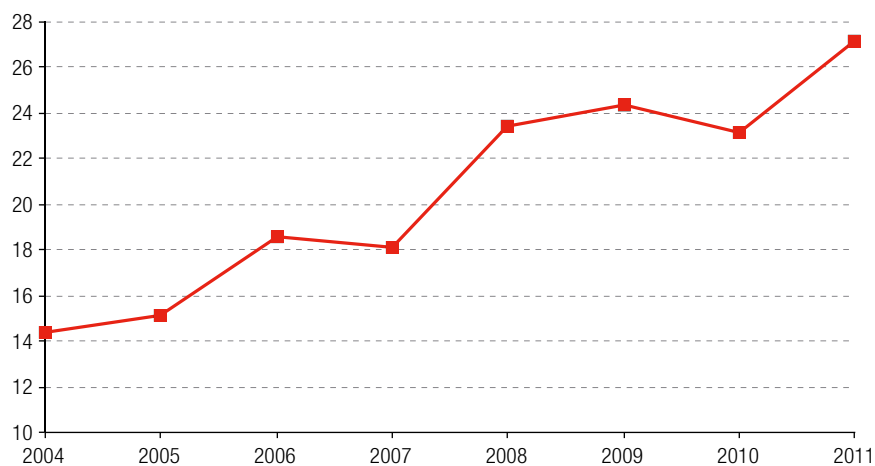
- Feldstein, M. (1999), "Tax avoidance and the deadweight loss of the income tax", *Review of Economics and Statistics*, vol. 81, N° 4, Cambridge, Massachusetts, The MIT Press.
- Figari, F., A. Paulus y H. Sutherland (2015), "Microsimulation and policy analysis", *Handbook of Income Distribution*, vol. 2, A. B. Atkinson y F. Bourguignon, Amsterdam, Elsevier.
- Gasparini, L. y otros (2009), "A turning point? Recent developments on inequality in Latin America and the Caribbean", *CEDLAS Working Papers*, N° 081, Universidad Nacional de la Plata.
- Gómez Sabaini, J. (2006), "Cohesión social, equidad y tributación. Análisis y perspectivas para América Latina", *serie Políticas Sociales*, N° 127 (LC/L.2641-P), Santiago, Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL).
- Gómez Sabaini, J. y J. Jiménez (2012), "Tax structure and tax evasion in Latin America", *serie Macroeconomía del Desarrollo*, N° 118 (LC/L.3455), Santiago, Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL).
- Gómez Sabaini, J. y D. Moran (2013), "Política tributaria en América Latina: agenda para una segunda generación de reformas", *serie Macroeconomía del Desarrollo*, N° 133 (LC/L.3632), Santiago, Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL).
- González, I. y R. Martner (2009), "Del síndrome del casillero vacío al desarrollo inclusivo: buscando los determinantes de la distribución del ingreso en América Latina", *Documento de Trabajo*, Santiago, Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL).
- Goñi, E., H. López y L. Servén (2011), "Fiscal redistribution and income inequality in Latin America", *World Development*, vol. 39, N° 9, Amsterdam, Elsevier.
- Gruber, J. y E. Saez (2002), "The elasticity of taxable income: evidence and implications", *Journal of Public Economics*, vol. 84, N° 2, Amsterdam, Elsevier.
- Hanni, M., R. Martner y A. Podestá (2015), "El potencial redistributivo de la fiscalidad en América Latina", *Revista CEPAL*, N° 116 (LC/G.2643-P), Santiago, Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL).
- Jiménez, J. P., J. C. Gómez Sabaini y A. Podestá (2010), "Tax gap and equity in Latin America and the Caribbean", *Fiscal Studies*, N° 16, Santiago, Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL).
- Kakwani, N. (1977), "Measurement of tax progressivity: an international comparison", *The Economic Journal*, vol. 87, N° 345, Royal Economic Society.
- Landais, C., T. Piketty y E. Saez (2011), *Pour une révolution fiscale: un impôt sur le revenu pour le XXIème siècle*, París, Seuil.
- Lindsey, L. (1987), "Individual taxpayer response to tax cuts: 1982-1984, with implications for the revenue maximizing tax rate", *Journal of Public Economics*, vol. 33, N° 2, Amsterdam, Elsevier.
- López-Calva, L. y N. Lustig (2010), *Declining Inequality in Latin America: A Decade of Progress*, Washington, D.C., Brookings Institution Press.
- Lustig, N., L. López-Calva y E. Ortiz-Juárez (2013), "Deconstructing the decline in inequality in Latin America", *Policy Research Working Paper*, N° 6552, Washington, D.C., Banco Mundial.
- OCDE/CEPAL/CIAT/BID (Organización de Cooperación y Desarrollo Económicos/Comisión Económica para América Latina y el Caribe/Centro Interamericano de Administraciones Tributarias/Banco Interamericano de Desarrollo) (2015), *Revenue Statistics in Latin America and the Caribbean, 1990-2013*, París, OECD Publishing.
- Piketty, T. (2015), "Putting distribution back at the center of economics: reflections on capital in the Twenty-First Century", *The Journal of Economic Perspectives*, vol. 29, N° 1, Nashville, Tennessee, American Economic Association.
- Piketty, T. (2014), *El capital en el siglo XXI*, Madrid, Fondo de Cultura Económica.
- (2003), "Income inequality in France, 1901-1998", *Journal of Political Economy*, vol. 111, N° 5, Chicago, The University of Chicago Press.
- (2001), *Les hauts revenus en France au XXe siècle: inégalités et redistributions, 1901-1998*, París, Bernard Grasset.
- Piketty, T. y E. Saez (2003), "Income inequality in the United States, 1993-1998", *Quarterly Journal of Economics*, vol. 118, N° 1, Oxford University Press.
- Piketty, T., E. Saez e I. Stantcheva (2014), "Optimal taxation of top labor incomes: a tale of three elasticities", *American Economic Journal*, vol. 6, N° 1, Nashville, Tennessee, American Economic Association.
- Poterba, J. (2007), "Income inequality and income taxation", *Journal of Policy Modeling*, vol. 29, N° 4, Amsterdam, Elsevier.
- Rawlings, L. y G. Rubio (2005), "Evaluating the impact of conditional cash transfer programs", *The World Bank Economic Review*, vol. 20, N° 1, Oxford, Oxford University Press.

- Reynolds, M. y E. Smolensky (1977), *Public Expenditures, Taxes and the Distribution of Income: the United States 1950-1961*, Nueva York, Academic Press.
- Riihela, M., R. Sullstrom y M. Tuomala (2014), "Top incomes and top tax rates: implications for optimal taxation of top incomes in Finland", *Tampere Economic Working Papers Net Series*, N° 88, Universidad de Tampere.
- Roca, J. (2009), "Tributación directa en Ecuador: evasión, equidad y desafíos de diseño", *serie Macroeconomía del Desarrollo*, N° 85 (LC/L.3057-P), Santiago, Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL).
- Saez, E. (2001), "Using elasticities to derive optimal income tax rates", *The Review of Economic Studies*, vol. 68, N° 1, Oxford, Oxford University Press.
- Saez, E., J. Slemrod y S. Giertz (2012), "The elasticity of taxable income with respect to marginal tax rates: a critical review", *Journal of Economic Literature*, vol. 50, N° 1, Nashville, Tennessee, American Economic Association.
- Saez, E. y M.R. Veall (2005), "The evolution of high incomes in Northern America: lessons from Canadian evidence", *The American Economic Review*, vol. 95, N° 3, Nashville, Tennessee, American Economic Association.
- Spadaro, A. (2007), *Microsimulation as a Tool for the Evaluation of Public Policies. Methods and Applications*, Bilbao, Fundación BBVA.
- Suits, D. (1977), "Measurement of tax progressivity", *American Economic Review*, vol. 67, N° 4, Nashville, Tennessee, American Economic Association.
- Tanzi, V. (2013), *Tax Reform in Latin America: a Long Term Assessment*", Washington, D.C., Woodrow Wilson International for Scholars.
- Van Kerm, P. y A. Peichl (2007), "Progres: Stata module to measure distributive effects of an income tax", *Statistical Software Components*, N° S456867, Boston College.

## Anexo A1

**Gráfico A1.1**

Ecuador: contribuyentes como proporción del total de unidades tributarias  
(adultos de 20 o más años de edad, 2004-2011)  
(En porcentajes)



**Fuente:** Elaboración propia, sobre la base de datos de declaraciones de la renta individuales del Servicio de Rentas Internas (SRI) del Ecuador y estimaciones de población del Instituto Nacional de Estadística y Censos (INEC).

# Análisis de las transiciones entre la formalidad y la informalidad en el mercado de trabajo ecuatoriano

Adriana Patricia Vega Núñez

## Resumen

En el estudio se usan datos longitudinales del Ecuador para analizar las transiciones entre el mercado de trabajo formal y el informal. En primer lugar, se emplean matrices de transición para caracterizar la dinámica de corto plazo entre las diferentes situaciones laborales en el Ecuador. A continuación, se utilizan modelos logit multinomiales para averiguar qué factores determinan la probabilidad de permanecer en el sector formal o el informal, o de desplazarse de uno a otro. El nivel de educación, los años de experiencia y las desigualdades salariales entre los sectores tienen un efecto apreciable en las transiciones de los trabajadores, lo que demuestra que los beneficios y los costos varían en función de las preferencias y las habilidades personales.

---

## Palabras clave

Empleo, mercado de trabajo, sector informal, movilidad de la mano de obra, análisis matemático, estadísticas del empleo, Ecuador

## Clasificación JEL

O170, R230 y J420

## Autores

Adriana Patricia Vega Núñez es Candidata a Doctorado en el Departamento de Econometría, Estadística y Economía Aplicada de la Universidad de Barcelona, España. Correo electrónico: [adriana.vega.nunez@gmail.com](mailto:adriana.vega.nunez@gmail.com).



## I. Introducción

La informalidad generalizada es una característica de las economías en desarrollo y en transición<sup>1</sup>. En esos países, hay una gran variedad de personas que participan en actividades económicas informales, lo que las afecta de múltiples maneras. Este fenómeno persistente sigue siendo un problema importante en los muchos países que tratan de reducirlo<sup>2</sup>. Charmes (2009) muestra que el empleo informal ha existido desde que se lo definió por primera vez a mediados de los años setenta. Hasta la década de 2000, el empleo informal mostró una tendencia ascendente en varias regiones del mundo<sup>3</sup>. En promedio, en los últimos 30 años, el empleo informal ha representado más del 47% del total del empleo no agrícola en las regiones en desarrollo, aproximadamente el 24% en las economías en transición y más del 50% en América Latina.

Si bien los investigadores definen la informalidad de diferentes maneras, esta suele asociarse con fenómenos negativos: desprotección de los trabajadores, evasión de impuestos, actividades ilegales, baja productividad, bajas tasas de inversión y otros. Sin embargo, en la literatura han surgido distintas escuelas de pensamiento sobre las causas del empleo informal. La pregunta principal es si las personas o las empresas salen del sector formal por voluntad propia o porque se las excluye de él. En la publicación del Banco Mundial, *Informalidad: escape y exclusión* (Perry y otros, 2007), se examinan dos escuelas dominantes de pensamiento.

Por una parte, se menciona la visión de exclusión, que coincide con el pensamiento tradicional y señala que el mercado se encuentra segmentado y las personas eligen el empleo informal porque es la única alternativa (De Soto, 2000). En ese sentido, los trabajadores del sector informal preferirían empleos formales que ofrecen salarios más elevados y protección laboral.

Por otra parte, se examina el concepto de sector informal voluntario, que se opone diametralmente a la visión anterior porque sugiere que los trabajadores eligen entre los distintos puestos que se ofrecen y se incorporan al sector informal por voluntad propia. Maloney (2004) apoya esta idea y, sobre la base de información de América Latina, sugiere que el sector informal es un sector microempresarial no regulado, en lugar de un residuo desfavorecido de los mercados de trabajo segmentados. Además, Bosch y Maloney (2005) indican que una parte considerable de los trabajadores del sector informal, en particular los que trabajan por cuenta propia, ingresan en ese sector de manera voluntaria. Por consiguiente, hay muchos tipos de empleos informales que pueden ofrecer ventajas deseables, como independencia u oportunidades de capacitación.

El propósito de este estudio es examinar la dinámica del mercado de trabajo en cuanto a las diferentes situaciones laborales y observar las características que determinan la probabilidad de transición o permanencia en el sector formal y el informal en el Ecuador. El análisis empírico se basa en la Encuesta Nacional de Empleo, Desempleo y Subempleo (ENEMDU) del Ecuador, correspondiente al período de 2011 a 2012. Para llevar a cabo el estudio, se examinaron los flujos entre los siguientes sectores laborales: el formal, el informal, el desempleo y el sector de los que están fuera de la fuerza de trabajo. El estudio contribuye a la literatura existente de dos maneras: en primer lugar, la encuesta de panel que se utilizó, en la que se hace un seguimiento de los trabajadores formales e informales durante dos años consecutivos, permite determinar cómo cambia la fuerza de trabajo a lo largo del tiempo; en segundo lugar, en el estudio se aportan datos acerca del Ecuador, país del que se dispone de escasa información. Con ese fin, se creó una matriz de transición para

<sup>1</sup> Independientemente de los métodos que se usen para medir la informalidad, esta es elevada en América Latina (Perry y otros, 2007). La informalidad ha aumentado con el tiempo en África Subsahariana y Asia (Jütting, Parlevliet y Xenogiani, 2008).

<sup>2</sup> Según Bacchetta, Ernst y Bustamante (2009), sobre la base de definiciones amplias de informalidad, los países de África, Asia y América Latina presentan tasas persistentes de informalidad.

<sup>3</sup> El empleo informal ha ido en aumento en África Subsahariana, Asia Meridional y Oriental, América Latina, Asia Occidental, África Septentrional y los países en transición (Charmes, 2009).

representar la dinámica del mercado y las interacciones entre los sectores. Además, dado que la matriz de transición no refleja las características observables de los trabajadores, se usó un análisis logit multinomial para identificar esas características y averiguar cómo determinan la probabilidad de que se elija un sector laboral determinado.

Este artículo está dividido en cinco secciones. Luego de la presente introducción figura la sección II, en la que se presenta un breve resumen de la literatura empírica sobre la dinámica del mercado de trabajo formal e informal. En la sección III se presentan los datos y las definiciones de informalidad y de otras variables principales, así como los métodos y los modelos econométricos que se utilizaron en el estudio. La sección IV contiene los resultados del estudio. Por último, en la sección V se examinan las principales conclusiones y se presentan las observaciones finales.

## II. Análisis de la literatura

Como se mencionó anteriormente, se utilizan dos perspectivas para explicar la relación entre la informalidad y la segmentación del mercado de trabajo. En la primera se supone que los trabajadores preferirían tener un empleo asalariado formal, pero se ven obligados a incorporarse al sector informal debido a la presencia de restricciones y a la disponibilidad limitada de empleos formales. En el modelo concebido por Harris y Todaro (1970), la fijación de un salario mínimo por encima del salario de equilibrio dio lugar a una limitación de los empleos formales que condujo a la segmentación del mercado de trabajo.

En consonancia con el segundo punto de vista, Maloney (1999) considera que el sector formal y el informal constituyen un mercado integrado en el que los trabajadores eligen entre los diferentes empleos disponibles sobre la base de sus preferencias, habilidades y necesidades. Por lo tanto, los trabajadores que prefieren el empleo informal al formal lo hacen porque el primero ofrece más características deseables.

En esas dos escuelas de pensamiento, se examinan de distintas maneras los diversos flujos del mercado de trabajo y las desigualdades salariales correspondientes entre los sectores. En un mercado segmentado, los flujos que se desplazan del empleo informal al formal deberían superar a los que se desplazan en sentido contrario. En comparación, en un mercado integrado, los flujos entre el empleo formal y el informal deberían desplazarse en ambos sentidos y tener un volumen similar (Fields, 2009).

Los últimos datos indican que en el mercado laboral de los países emergentes hay una considerable movilidad. El desplazamiento de los trabajadores de un empleo a otro, del grupo de los cesantes al de los ocupados y del interior al exterior de la fuerza de trabajo indica la movilidad en un sector. En este sentido, Maloney (1999) utilizó datos de panel de México para analizar las transiciones de los trabajadores entre los sectores y llegó a la conclusión de que las pautas de movilidad en el mercado de trabajo indican que gran parte del sector informal es un destino deseable y que las distintas modalidades de trabajo, es decir, la formal y la informal, están bien integradas. Duryea y otros (2006) examinaron datos sobre los flujos de trabajadores entre los sectores del mercado de trabajo en tres países de América Latina: Argentina, México y la República Bolivariana de Venezuela. Los autores hallaron una movilidad elevada, no solo hacia dentro y hacia fuera del mercado laboral, sino también entre diferentes tipos de empleos. También observaron que, en promedio, los ingresos de los trabajadores que pasaban del empleo asalariado formal al informal disminuían, mientras que la movilidad en sentido inverso producía el efecto contrario. Cea y Contreras (2008) usaron datos de panel para proporcionar información acerca de Chile. Los resultados revelaron una fuerte tendencia de las personas a permanecer en su situación laboral. En el estudio también se sugiere que la edad,

la instrucción y los ingresos no laborales inciden mucho en la probabilidad de tener una situación laboral determinada. En un estudio sobre la Argentina, Jiménez (2011) encontró pruebas de que el sector formal del mercado de trabajo estaba segmentado. En este caso, un determinado grupo de trabajadores —los asalariados no registrados— permanecía en condiciones laborales desfavorables.

En su análisis de datos de panel de Ucrania, Lehmann y Pignatti (2008) encontraron pruebas de segmentación en el mercado laboral, donde los movimientos de los asalariados informales eran en gran medida involuntarios. Slonimczyk y Gimpelson (2013), utilizando un modelo logit multinomial y considerando la heterogeneidad individual en cuanto a las preferencias, sugirieron que, en la Federación de Rusia, había un mercado de trabajo integrado.

En general, la informalidad es una característica destacada de las economías emergentes y de transición, como también lo es la movilidad de los trabajadores entre los sectores del mercado de trabajo. A lo largo de los años, estos temas han sido objeto de amplias investigaciones en todo el mundo y se han obtenido resultados diversos. No obstante, hay pocos datos sobre el Ecuador, ya que los estudios anteriores del mercado laboral ecuatoriano se han centrado principalmente en la distribución de los salarios y no en los efectos sobre el empleo o las transiciones entre el sector formal y el informal. En un estudio reciente llevado a cabo por Canelas (2014), se examina si los cambios del salario mínimo repercuten sobre las tasas de formalidad e informalidad y sobre los niveles salariales en el Ecuador. Los resultados indican que dichos cambios no afectan las tasas de ocupación ni los salarios.

### III. Datos y metodología

Los datos que se utilizan en el presente estudio provienen de la Encuesta Nacional de Empleo, Desempleo y Subempleo (ENEMDU), una encuesta rotativa de panel y de hogares que lleva a cabo el Instituto Nacional de Estadística y Censos (INEC) del Ecuador. El panel no se construye sobre la base de un seguimiento continuado de las personas, sino a partir de cuatro informes, distribuidos a lo largo de dos años consecutivos. Se hacen entrevistas a un primer grupo de hogares en dos trimestres consecutivos, luego este se sustituye por una nueva unidad de muestra en los dos trimestres consecutivos siguientes, y después se regresa por última vez a la primera muestra en dos trimestres consecutivos más. En esta encuesta nacional se incluye a las poblaciones urbanas y rurales.

El panel que se analizó va del cuarto trimestre de 2011 al cuarto trimestre de 2012. En el análisis se utilizaron únicamente los datos correspondientes a un año, porque los resultados obtenidos de los cuadros de transición independientes que se calcularon en relación con los años anteriores eran bastante similares a los del panel que se evaluó en este estudio (véanse los cuadros A1.1 y A1.2 del anexo). Los índices de ponderación que se utilizaron reflejan los factores de expansión que indica el INEC. En el análisis se incluyen trabajadores de 15 años y más.

A fin de determinar las distintas situaciones laborales que se utilizaron en el análisis, la fuerza de trabajo se dividió en tres categorías principales: los ocupados, los cesantes y los que se encuentran fuera de la fuerza de trabajo. Además, la categoría de los ocupados se subdividió en dos grupos más: las personas del sector formal y las personas del sector informal, que incluía trabajadores asalariados (en empresas privadas o en el trabajo doméstico) y trabajadores independientes (autoempleo). Así pues, se consideraron cinco situaciones diferentes en el mercado de trabajo: i) empleo asalariado formal, ii) empleo asalariado informal, iii) autoempleo, iv) desempleo y v) fuera de la fuerza de trabajo. Estas divisiones se hicieron en la población en edad de trabajar y eran mutuamente excluyentes. Las personas se clasificaron como cesantes si en la semana de referencia no habían trabajado pero habían buscado trabajo. Se consideró fuera de la fuerza de trabajo a las personas que no estaban trabajando ni buscando ningún tipo de empleo.

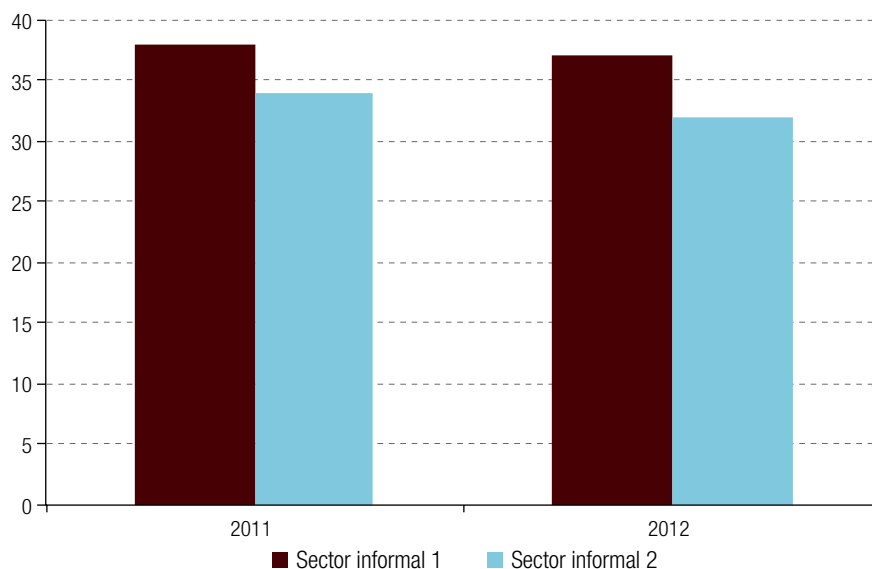


Existen diversas definiciones de informalidad, según diversos criterios, como el tamaño de las unidades productivas o las empresas, o el número de empleados y el tipo de relación laboral. La Organización Internacional del Trabajo (2013) define el sector informal como un conjunto de unidades dedicadas a la producción de bienes o servicios con la finalidad primordial de generar empleo e ingresos para las personas implicadas. Estas unidades suelen funcionar con un bajo nivel de organización y a pequeña escala. Las relaciones laborales se basan sobre todo en el empleo ocasional, el parentesco o las relaciones personales y sociales, y no en arreglos contractuales que supongan garantías formales. En este contexto, y teniendo en cuenta los datos de la encuesta nacional, en el presente estudio se utilizan dos definiciones del sector informal. La primera se refiere a las características de la empresa y abarca el empleo asalariado en pequeños establecimientos no registrados que tienen menos de diez empleados, más todo el trabajo independiente y por cuenta propia. La segunda se basa en la cobertura de seguridad social: se considera que los trabajadores están en el sector informal si no cuentan con dicha cobertura.

En el gráfico 1 se ilustra la tasa de informalidad en el período de observación de 2011 a 2012 a partir de las dos definiciones mencionadas. Como se puede apreciar en el gráfico, la proporción de trabajadores informales en la fuerza de trabajo del Ecuador era de entre el 32% y el 38% en el período de observación. En general, si bien la tasa de informalidad del Ecuador puede considerarse alta, se encuentra dentro del promedio correspondiente al empleo informal en la mayoría de los países de América Latina<sup>4</sup>.

**Gráfico 1**

Ecuador: proporción de trabajadores informales en el total de la fuerza de trabajo, 2011-2012  
(En porcentajes)



**Fuente:** Cálculos propios, sobre la base de la Encuesta Nacional de Empleo, Desempleo y Subempleo (ENEMDU) del Ecuador, 2011-2012.

**Nota:** El sector informal 1 se compone de trabajadores asalariados empleados en pequeños establecimientos no registrados que tienen menos de diez empleados, más todos los trabajadores independientes y los que trabajan por cuenta propia. El sector informal 2 se compone de trabajadores que no tienen cobertura de seguridad social.

<sup>4</sup> Entre la década de 1970 y la de 2000, el empleo informal representaba en promedio más del 47% del total del empleo no agrícola en Asia Occidental y África Septentrional, más del 70% en África Subsahariana, más del 50% en América Latina, casi el 70% en Asia Meridional y Sudoriental, y el 24% en las economías en transición (Charmes, 2009).

Teniendo en cuenta las cinco situaciones laborales, se establecieron 20 transiciones diferentes para representar los flujos entre los sectores del mercado de trabajo durante el período analizado. También se incluyeron cinco estados de permanencia que indican la ausencia de cambios en la situación laboral con respecto al período anterior. El análisis se centra sobre todo en los movimientos desde el sector formal y el informal (empleo asalariado y autoempleo) hacia cada una de las demás situaciones laborales, a fin de determinar las características de los trabajadores que llevan a cabo esas transiciones. En el cuadro A1.3 del anexo se muestran los valores de la media de la muestra, sobre la base de la primera definición de informalidad, en relación con la edad, el nivel de instrucción, la experiencia laboral y el salario real inicial, respectivamente, de los trabajadores que pasan de un sector a otro o que permanecen en su sector. El salario real inicial y el final denotan el salario real mensual de los trabajadores en diciembre de 2011 y diciembre de 2012, respectivamente (considerando los ingresos que provienen del empleo principal como la única fuente de ingresos laborales). Por último, la diferencia entre los ingresos corresponde a la diferencia entre el salario real final y el inicial de los trabajadores que se desplazan a un sector laboral o permanecen en él.

En el resto de esta sección, se describen las técnicas econométricas que se utilizaron en el estudio para proporcionar datos empíricos sobre las pautas de movilidad en los sectores mencionados del mercado laboral ecuatoriano. Para determinar el sentido y el volumen de los diversos flujos del mercado de trabajo, se utilizaron dos métodos: matrices de transición y un análisis logit multinomial de los movimientos entre los sectores.

## 1. Matrices de transición

Las matrices de transición permiten determinar el flujo de trabajadores entre los sectores laborales seleccionados mediante el cálculo de la probabilidad condicionada de encontrar un trabajador en el estado  $j$  a finales del período, si, al inicio, el trabajador se encontraba en el estado  $i$ . Dicha probabilidad se denota con  $P_{ij}$ . El resultado de la suma de cada fila de la matriz de transición equivale al 100% y los totales al final de las columnas y las filas representan la proporción de trabajadores que se encuentran en cada categoría al concluir el período  $P_i$  y  $P_j$ . Los componentes de la diagonal principal revelan la proporción de trabajadores que permanecieron en la misma categoría laboral al final del período. La información que proporcionan las matrices de transición nos da una primera idea de los diferentes movimientos de los trabajadores entre los sectores.

## 2. Análisis logit multinomial de las transiciones entre los sectores laborales

Dado que el método anterior es meramente descriptivo, también se utilizó un análisis logit multinomial para determinar qué características afectan la probabilidad de que los trabajadores opten por pasar al sector  $j$  en relación con la probabilidad de permanecer en el sector  $i$ . El modelo logit multinomial es un modelo probabilístico discreto que permite explicar la tendencia a desplazarse hacia los diferentes sectores del mercado de trabajo o a permanecer en ellos. Permite hallar el efecto que cada característica de los trabajadores tiene sobre la probabilidad de que se desplacen hacia un sector. Se elaboró un modelo de los flujos entre cinco situaciones diferentes del mercado de trabajo: empleo asalariado formal ( $j=1$ ), empleo asalariado informal ( $j=2$ ), autoempleo ( $j=3$ ), desempleo ( $j=4$ ) y fuera de la fuerza de trabajo ( $j=5$ ).

Se utilizó la forma exponencial estándar del análisis logit multinomial:

$$P_{ij} = \frac{\exp(X_i \beta_j)}{\sum_{i=1}^m \exp(X_i \beta_j)} \quad (1)$$

donde el vector  $\beta_j$  mide el grado en que un aumento de la característica  $X_i$  del trabajador incrementa la probabilidad de que este se desplace al estado  $j$  en relación con la probabilidad de que permanezca en el estado  $i$ . Las características del trabajador son la edad, el sexo, el estado civil, el nivel de instrucción, los años de experiencia, la región y los logaritmos de la diferencia entre los ingresos. Se puede calcular la probabilidad de transición donde las variables explicativas determinan el aumento o la disminución de las probabilidades.

## IV. Resultados

### 1. Matrices de transición

En el primer análisis, que se lleva a cabo con matrices de transición, se describe la movilidad de la mano de obra calculando la probabilidad condicionada de que, al final del período, un trabajador se encuentre en el estado  $j$ , si al inicio se encontraba en el estado  $i$ . Por lo tanto, se obtiene una matriz anual de 5x5 correspondiente al período analizado, que va de diciembre de 2011 a diciembre de 2012 (véase el cuadro 1). Dado que el objeto del presente estudio es determinar las pautas de las transiciones de los trabajadores hacia fuera y hacia dentro del sector formal y el informal, nos centramos sobre todo en la transición desde el sector formal hacia cada una de las otras situaciones laborales y desde el sector informal (empleo asalariado y autoempleo) hacia los demás sectores. La matriz también revela algunos datos relativos a la dinámica del mercado y a las relaciones entre los sectores definidos.

**Cuadro 1**

Ecuador: movilidad de los trabajadores entre los sectores del mercado de trabajo, 2011-2012  
(En porcentajes)

Situación inicial	Situación final						$P_i$
	Empleo asalariado formal	Empleo asalariado informal	Autoempleo informal	Desempleo	Fuera de la fuerza de trabajo	Total	
Empleo asalariado formal	79	6	6	2	6	100	25
Empleo asalariado informal	21	46	18	4	12	100	10
Autoempleo informal	8	7	67	1	16	100	25
Desempleo	23	11	25	19	22	100	4
Fuera de la fuerza de trabajo	4	4	8	3	81	100	36
$P_j$	26	10	24	3	37		

**Fuente:** Elaboración propia, sobre la base de la Encuesta Nacional de Empleo, Desempleo y Subempleo (ENEMDU) 2011-2012.

**Nota:**  $P_i$  es el tamaño relativo de un sector en el período inicial;  $P_j$  es el tamaño relativo de un sector en el período final.

En lo que respecta al movimiento de los trabajadores que al inicio se encontraban en el sector formal, se halló una tasa de permanencia del 79%. Es interesante observar que la mayor parte de las personas que salen de este sector lo hacen hacia la categoría informal (12% en total), en dos flujos distintos. El primero es el movimiento hacia el sector asalariado informal (6%) y revela el deterioro de las condiciones laborales de los trabajadores en lo que respecta a la formalidad. Este tipo de transición laboral particular podría explicarse por el racionamiento de las oportunidades de obtener un empleo formal (Fields, 1972; Perry y otros, 2007). El segundo es el movimiento hacia el autoempleo informal (6%), que puede estar relacionado con una decisión voluntaria de las personas que tratan de obtener una mayor autonomía, o puede ser el resultado de la ineficiencia de las protecciones que se ofrecen en el sector formal y del bajo nivel de productividad laboral (Maloney, 1999). Además, los trabajadores del sector formal que abandonan sus puestos de trabajo también pueden pasar al desempleo (2%) o quedar fuera de la fuerza de trabajo (6%).

Los movimientos de los trabajadores asalariados informales presentan un panorama diferente. En primer lugar, la probabilidad de que permanezcan en este sector es de alrededor del 46%, lo que significa que esas personas prefieren buscar otras oportunidades de empleo en lugar de permanecer en estos puestos de trabajo. Si se examinan los flujos de salida de este segmento del sector informal, se observa que el 21% de los trabajadores obtuvo un empleo de mejor calidad al pasarse al sector formal. Este tipo de movilidad podría interpretarse como una mejora de las condiciones laborales de los trabajadores, dado que los del sector informal suelen ganar menos que sus similares del sector formal (Günther y Launov, 2006). La otra subdivisión del sector informal representa alrededor del 18% de las salidas, lo que pone de relieve el hecho de que los trabajadores asalariados del sector informal no solo buscan trabajo formal, sino que también procuran trabajar por cuenta propia. Hay características del sector formal y del autoempleo —en particular, en el primer caso, las condiciones laborales y, en el segundo, la independencia— que los hacen algo más atractivos que el empleo asalariado informal. Por lo tanto, la probabilidad de pasar del empleo asalariado informal al formal o al autoempleo es mayor que la probabilidad de pasar al desempleo. El flujo desde el empleo asalariado informal hacia fuera de la fuerza de trabajo es del 12%.

La tercera línea del cuadro 1 ilustra las transiciones desde el autoempleo hacia los demás sectores. Una primera observación es que la tasa de permanencia en este sector muestra que una proporción considerable de personas siguen trabajando por cuenta propia. Una segunda es que los flujos de trabajadores que dejan el autoempleo para ingresar al sector asalariado formal y al informal son bastante similares (8% y 7%, respectivamente), mientras que la transición hacia el desempleo es del 1%. Mandelman y Montes-Rojas (2009) sugieren dos motivos posibles que explican la transición hacia el autoempleo: el sector atrae a las personas con capacidades empresariales sobresalientes o constituye un refugio para los cesantes. Cualquiera de estos motivos podría explicar la considerable tasa de permanencia en este sector y la similitud de los flujos hacia el sector formal y hacia el asalariado informal.

Se observó una gran movilidad hacia fuera del sector del desempleo, ya que solo el 19% de las personas permanecieron en esa situación durante el período de observación. La mayoría de los cesantes se desplazó hacia el autoempleo, seguido por el sector formal y el del empleo asalariado informal, en proporciones del 25%, el 23% y el 11%, respectivamente.

La mayoría de las personas que encontraron trabajo lo hicieron en el sector informal (empleo asalariado y autoempleo), lo que puede atribuirse a la falta de capital humano o a otras características o preferencias de los trabajadores individuales. En la visión tradicional que considera el desempleo como la condición inferior del mercado laboral, las personas que se encuentran en esa situación pueden tener dificultades para ingresar en el sector formal y, por lo tanto, ser más propensos a aceptar un empleo que ofrece condiciones laborales inferiores y menores ingresos. Jütting, Parlevliet y Xenogiani (2008) sostienen que también es posible que trabajar en el sector informal ofrezca más ventajas que trabajar en el sector formal. Después de todo, la informalidad no puede considerarse el último recurso del trabajador. Es posible que los trabajadores elijan de forma voluntaria el sector informal, donde podrían tener la oportunidad de acumular experiencia o capacitación —sobre todo en el caso de los trabajadores jóvenes poco calificados o los mayores sin calificación— o encontrar mayor flexibilidad y autonomía. El Banco Mundial (2012) destaca que los emprendedores valoran la independencia y la flexibilidad que brinda el contar con una empresa propia y pueden considerar la autonomía como el motivo principal para hacerlo.

Al examinar el sector que está fuera de la fuerza de trabajo se observa una tasa elevada de permanencia. Las transiciones hacia las categorías del autoempleo, el sector formal, el sector asalariado informal y el desempleo representaron solo el 8%, el 4%, el 4% y el 3%, respectivamente. Una vez más, el total de las salidas hacia el sector informal es superior al de las salidas hacia el sector formal. En este contexto, es evidente que el sector informal tiene algunas características atractivas para los trabajadores.

## 2. Análisis logit multinomial

El objetivo principal de esta sección es obtener un panorama general de la dinámica de la fuerza de trabajo en el Ecuador. Es así que el sector informal, que comprende asalariados y trabajadores por cuenta propia, es la mayor fuente de empleo. Como se mencionó con anterioridad, este segmento de la fuerza de trabajo no necesariamente se corresponde con una situación laboral inferior a la que ofrece el sector formal, habida cuenta de la gran cantidad de trabajadores que pasan de este último al primero.

El análisis logit multinomial del movimiento entre los sectores de trabajo permite determinar, en términos estadísticos, la probabilidad de que los trabajadores pasen del sector inicial a otro sector, sobre la base de sus características específicas (véanse los cuadros 2 y 3).

**Cuadro 2**

Ecuador: análisis logit multinomial de las transiciones hacia fuera del sector formal, 2011-2012  
(Coficientes estimados)

Variables	Transiciones			
	Desde el sector formal hacia			
	Empleo asalariado informal	Autoempleo informal	Desempleo	Fuera de la fuerza de trabajo
Constante	1,391 (3,15)***	-2,305 (5,07)***	-3,387 (2,90)***	-1,548 (2,48)**
Edad	-0,022 (2,56)**	0,026 (3,52)***	-0,018 (0,90)	0,006 (0,52)
Hombre <sup>a</sup>	-0,144 (0,78)	0,026 (0,15)	-0,014 (0,04)	0,811 (3,42)***
Casado <sup>a</sup>	-0,365 (1,93)*	0,206 (1,20)	-1,003 (1,89)**	-0,469 (1,72)*
Instrucción	-0,397 (8,93)***	-0,153 (3,69)***	-0,277 (2,66)***	-0,441 (7,02)***
Experiencia	-0,005 (0,40)	-0,042 (4,11)***	-0,077 (1,93)**	-0,008 (0,56)
Costa	-0,050 (0,23)	0,204 (0,86)	1,522 (1,97)***	-0,436 (1,42)
Centro	-0,069 (0,22)	0,388 (1,34)	1,503 (1,68)**	-0,618 (1,51)
Sur	-0,257 (0,87)	0,318 (1,13)	1,221 (1,33)	0,227 (0,59)
Log. dif. de ingresos	-0,017 (0,30)	-0,176 (4,13)***	-0,778 (10,17)***	-0,887 (17,91)***

**Fuente:** Elaboración propia, sobre la base de la Encuesta Nacional de Empleo, Desempleo y Subempleo (ENEMDU) del Ecuador, 2011-2012.

**Nota:** Los coeficientes reflejan la manera en que las diferentes características de los trabajadores y la variación porcentual del salario real afectan la probabilidad de pasar del sector inicial al final, en relación con la probabilidad de permanecer en el sector inicial. El sector informal se compone de trabajadores asalariados empleados en pequeños establecimientos no registrados que tienen menos de diez empleados, más todos los trabajadores independientes y los que trabajan por cuenta propia. Las estadísticas Z figuran entre paréntesis; \* $p < 0,1$ , \*\* $p < 0,05$ , \*\*\* $p < 0,01$ .

<sup>a</sup> Estas son variables ficticias; las categorías predeterminadas son las siguientes: hombres, estado civil excluidos los casados y región del Norte.

**Cuadro 3**  
Ecuador: análisis logit multinomial de las transiciones hacia fuera  
del sector informal, 2011-2012  
(Coeficientes estimados)

Variables	Desde el empleo asalariado informal hacia				Desde el autoempleo informal hacia			
	Empleo asalariado formal	Autoempleo informal	Desempleo	Fuera de la fuerza de trabajo	Empleo asalariado formal	Empleo asalariado informal	Desempleo	Fuera de la fuerza de trabajo
Constante	-1,774 (3,50)***	-3,022 (5,65)***	-5,078 (4,21)***	-5,392 (5,37)***	-3,084 (6,61)***	0,404 (0,88)	-3,691 (3,17)***	-2,908 (6,04)***
Edad	-0,004 (0,43)	0,034 (4,13)***	0,004 (0,23)	0,024 (1,63)	-0,016 (2,15)**	-0,027 (3,95)***	-0,061 (3,21)***	0,004 (0,62)
Hombre <sup>a</sup>	-0,334 (1,68)**	-0,154 (0,77)	-0,594 (1,28)	0,744 (2,07)**	-0,436 (2,67)***	-0,589 (3,52)***	-0,346 (0,87)	1,078 (6,44)***
Casado <sup>a</sup>	0,063 (0,29)	0,022 (0,11)	-0,848 (1,58)	-0,932 (2,30)**	0,464 (2,70)***	-0,411 (2,40)**	-0,984 (1,95)**	-0,391 (2,45)**
Instrucción	0,295 (5,21)***	0,157 (2,73)***	0,246 (1,91)**	0,168 (1,63)	0,303 (7,35)***	-0,150 (3,23)***	0,319 (2,92)***	-0,064 (1,49)
Experiencia	-0,018 (1,47)	-0,005 (0,48)	0,004 (0,19)	-0,011 (0,59)	-0,005 (0,53)	-0,001 (0,15)	-0,104 (02,48)**	-0,017 (2,41)**
Costa	-0,565 (2,39)**	0,187 (0,75)	0,135 (0,24)	-0,037 (0,08)	-0,332 (1,52)**	-0,165 (0,75)	0,577 (0,87)	0,430 (1,93)**
Centro	0,095 (0,32)	-0,086 (0,26)	0,334 (0,47)	-0,270 (0,47)	-0,040 (0,15)	-0,168 (0,59)	0,325 (0,37)	-0,164 (0,56)
Sur	-0,499 (1,64)	-0,466 (1,33)	0,167 (0,22)	0,099 (0,16)	-0,132 (0,50)	-0,110 (0,39)	1,318 (1,74)**	0,406 (1,45)
Log. dif. de ingresos	0,034 (0,44)	-0,283 (4,28)***	-0,942 (9,89)***	-1,146 (13,22)***	0,126 (3,42)***	0,174 (4,38)***	-0,636 (7,69)***	-0,661 (19,63)***

**Fuente:** Elaboración propia, sobre la base de la Encuesta Nacional de Empleo, Desempleo y Subempleo (ENEMDU) 2011-2012.

**Nota:** Los coeficientes reflejan la manera en que las diferentes características de los trabajadores y la variación porcentual del salario real afectan la probabilidad de pasar del sector inicial al final, en relación con la probabilidad de permanecer en el sector inicial. El sector informal se compone de trabajadores asalariados empleados en pequeños establecimientos no registrados que tienen menos de diez empleados, más todos los trabajadores independientes y los que trabajan por cuenta propia. Las estadísticas Z figuran entre paréntesis; \*p < 0,1, \*\*p < 0,05, \*\*\*p < 0,01.

<sup>a</sup> Variables ficticias: las categorías predeterminadas son las siguientes: hombres, estado civil excluidos los casados y región del Norte.

Los resultados obtenidos indican que los trabajadores tienen menos probabilidades de pasar de la situación formal a la informal a medida que aumenta su nivel de educación. En promedio, los trabajadores que pasaron al empleo asalariado informal y al autoempleo habían finalizado seis y siete años de estudios, respectivamente.

En cuanto a la experiencia, la probabilidad de pasar al sector informal, en particular al autoempleo, disminuye a medida que aumenta la experiencia del trabajador. Cabe señalar que ocho es la media de años de experiencia de las personas que establecieron sus propias empresas, lo que representa una cantidad considerable de años de capacitación. Aroca y Maloney (1998) hallaron que el sector del autoempleo informal es un destino deseable para los trabajadores, pero requiere una acumulación de capital financiero y humano. Así pues, la media de años de experiencia indica que los trabajadores primero acumulan ahorros y conocimientos, que luego pueden utilizarse para crear una empresa. Las características de cada uno de los sectores del mercado laboral y las propias de cada empleo determinan las diferencias salariales entre los sectores. Tansel y Ozgur (2012) examinaron si los trabajadores informales recibían remuneraciones inferiores a las de los trabajadores similares del sector formal. Los autores concluyeron que había efectos fijos no observados que, combinados con las características observables de los trabajadores, explicaban las diferencias de remuneración entre el empleo formal y el informal.

Por lo tanto, las características no observadas, como la capacidad de producción personal, los rasgos del carácter y la calidad de la gestión, podrían afectar la productividad de los trabajadores y, por consiguiente, las desigualdades salariales. Como era de esperar, los resultados logit muestran que la probabilidad de pasar del empleo formal al autoempleo disminuye a medida que aumenta la diferencia porcentual entre el salario real del sector inicial y el final. La media de la diferencia entre los ingresos reales de la muestra permitió observar que las personas que se desplazaron en ese sentido ganaban menos. Por lo tanto, si esta diferencia aumentara, sería menos probable que los trabajadores pasaran al sector informal.

Del mismo modo, se hizo un seguimiento de las transiciones entre el empleo formal y las dos situaciones en las que no se participa en el mercado de trabajo: el desempleo y fuera de la fuerza de trabajo. En ambos casos, la probabilidad de estas transiciones disminuye a medida que aumenta el nivel de educación. También es importante señalar que la probabilidad de que los trabajadores pasen del sector formal al desempleo disminuye a medida que aumentan los años de experiencia.

En cuanto al segundo análisis logit multinomial, se observa una pauta interesante en los flujos desde el empleo asalariado informal hacia el sector formal. Si tenemos en cuenta que el número de trabajadores con un nivel de educación superior eleva la media de años de instrucción en el sector formal, en el cuadro A1.3 del anexo se muestra que la media de los años de instrucción de las personas que permanecieron como trabajadores asalariados informales era de 5, mientras que la de las personas que pasaron al sector formal era de 6. Los resultados sugieren que las personas con un mayor nivel de instrucción tienen más probabilidades de ingresar al sector del empleo formal. Esta correlación puede sugerir que los trabajadores comienzan en el sector informal —al considerarlo una opción de empleo mientras prosiguen su educación— y, después de elevar su nivel de instrucción y habilidades, procuran obtener mejores condiciones laborales en el sector formal.

Los resultados también muestran que la educación tiene un efecto positivo en la transición del empleo asalariado informal al autoempleo, en otras palabras, en los movimientos dentro del sector informal. Sin embargo, la diferencia porcentual entre el salario real del sector inicial y el final tiene un impacto negativo sobre este flujo.

En la tercera sección del cuadro A1.3 del anexo se presentan las transiciones desde el autoempleo hacia los otros sectores laborales. La probabilidad de pasar del autoempleo al sector formal se asocia con dos variables: la educación y la diferencia porcentual entre los salarios reales. Con respecto a la primera, las personas con un mayor nivel de educación son más propensas a desplazarse hacia mejores puestos de trabajo en el sector formal. La media de las diferencias entre el salario real de los trabajadores que pasaron al sector formal es positiva y significativa, por lo que, si esa diferencia aumenta, también lo hace la probabilidad de pasar al sector formal.

Los resultados sugieren que las personas con un nivel más alto de educación tienen menos probabilidades de pasar del autoempleo al empleo asalariado informal, lo que sugiere que los trabajadores prefieren la autonomía que este último probablemente no ofrecería. En este caso, la diferencia entre el salario real es positiva.

Por último, en lo que respecta a la transición del sector informal (empleo asalariado y autoempleo) hacia el desempleo o hacia fuera de la fuerza de trabajo, la conclusión principal es que la diferencia porcentual entre el salario real incide de forma negativa sobre esos dos flujos.

Para tener una mejor idea de la importancia económica que tiene el efecto de las características observables de los trabajadores en las diferentes transiciones entre los sectores del mercado de trabajo, se utilizaron los dos modelos logit multinomiales para hacer simulaciones en las que se asignaban determinadas características de los trabajadores<sup>5</sup>. En primer lugar, se analizó el efecto que

<sup>5</sup> Los resultados de las simulaciones de otras características se omiten para ahorrar espacio, pero la autora los puede proporcionar a solicitud.



tenían los años de experiencia sobre la probabilidad de pasar del sector formal hacia otros sectores y sobre la probabilidad de permanecer en el mismo sector. Para hacer esta estimación, se estableció la edad en 38 años y el nivel de educación en la enseñanza secundaria, y luego se compararon las probabilidades de desplazarse o permanecer, tanto en el caso de los hombres como de las mujeres (gráficos A1.1A a A1.1E del anexo). En ambos sexos, la mayor cantidad de años de experiencia dio lugar a un aumento considerable de la probabilidad de permanecer en el sector del empleo asalariado formal. La probabilidad de las transiciones muestra que las tasas de salida hacia el sector informal y hacia el desempleo disminuyen a medida que aumentan los años de experiencia.

También se analizó el efecto de los diferentes niveles de educación en el segundo y tercer modelo logit. Una vez más, se estableció la edad en 38 años y se asignaron 10 años de experiencia (véanse los gráficos A1.2A a A1.2I en el anexo). Es interesante observar que, a medida que el nivel de educación aumenta, también lo hace la probabilidad de pasar del sector informal (empleo asalariado y autoempleo) al sector formal. El análisis de la probabilidad de permanecer como trabajador asalariado informal muestra que esta disminuye a medida que aumenta el nivel de educación. Si se utilizan las mismas características de los trabajadores, la probabilidad de pasar del empleo asalariado al autoempleo, al desempleo y a fuera de la fuerza de trabajo aumenta a medida que se incrementa el nivel de educación. Dadas las características mencionadas de los trabajadores, la pauta de la probabilidad de permanecer en el autoempleo es interesante: esta probabilidad aumenta a medida que los trabajadores alcanzan la enseñanza secundaria, y luego disminuye a partir de ahí. Por último, la probabilidad de pasar del autoempleo al empleo asalariado o a fuera de la fuerza de trabajo disminuye a medida que aumenta el nivel de educación.

## V. Observaciones finales

La informalidad es un fenómeno generalizado que afecta a una proporción considerable de la fuerza de trabajo de muchas economías en desarrollo y en transición. En el estudio se ofrece un panorama general de la dinámica del sector formal y el informal, así como algunas pautas de transición particulares en el interior de los sectores laborales. Se establecieron una matriz de transición y un modelo logit multinomial para averiguar qué movimientos había entre los sectores y qué efecto tenía cada una de las características de los trabajadores sobre la probabilidad de ingresar en un sector o salir de él.

Los resultados que se observaron en la matriz de transición sugieren que hay flujos dinámicos no solo hacia dentro y hacia fuera del mercado laboral, sino también entre los sectores. No obstante, se puede considerar que estos resultados se encuentran dentro del intervalo porcentual normal de los movimientos que se han hallado en análisis similares de la movilidad laboral en América Latina. El desplazamiento de personas ocupadas de un sector a otro sugiere que se buscan oportunidades de empleo en el sector formal y en el informal, como lo ilustran los flujos de la matriz de transición hacia el sector formal, el empleo asalariado informal y el autoempleo.

El análisis logit multinomial se aplicó debido a que en las matrices de transición no se consideran las características observables que pueden afectar la elección de un sector por parte de los trabajadores. Este enfoque indicó que la educación, los años de experiencia y otras características inciden en el tipo de empleo que se selecciona y, por consiguiente, en las transiciones hacia los diversos sectores o la permanencia en ellos.

Los resultados que se presentan en el estudio señalan que hay una interacción importante entre el sector formal y el informal. Las pautas de movilidad sugieren que el empleo informal se debe considerar como un destino deseable, al igual que el sector formal. Las tres situaciones de empleo presentan diversas ventajas y desventajas, según las preferencias y las capacidades individuales.



Por último, los posibles flujos del mercado laboral desde el empleo formal hacia el empleo asalariado informal y el autoempleo tienen grandes repercusiones en las políticas, ya que estas deberían variar en función de si las personas tienen un empleo formal o uno informal. Por consiguiente, puede resultar útil cuestionar la importancia y la eficacia de las políticas que se aplican en la actualidad al mercado de trabajo, la productividad y la protección social. Si los trabajadores del sector informal se incorporan a él contra su voluntad, los encargados de la formulación de políticas deben centrarse en aspectos como la rigidez salarial y cerciorarse de que las empresas cumplan con sus obligaciones de protección social. Otra cuestión importante es el impacto del empleo informal en la economía: si bien la informalidad es favorable desde el punto de vista personal, desde una perspectiva social es necesario que la economía tenga cierto grado de formalización. En la mayoría de los casos, ingresar al sector informal es la decisión óptima para los trabajadores en función de sus preferencias, nivel de educación, y las restricciones o limitaciones del sector formal. Sin embargo, una fuerza de trabajo informal grande no es necesariamente la mejor opción para la sociedad en su conjunto, ya que la formalización es la manera más fácil de organizar la fuerza de trabajo y el correspondiente marco jurídico.

Cuando ocurre que los trabajadores ingresan de forma voluntaria al sector informal, los encargados de la formulación de políticas deben ser conscientes de la heterogeneidad y la complejidad del empleo y las condiciones de trabajo en el sector informal, y tener en cuenta las ineficiencias de la legislación laboral y el bajo nivel de productividad del sector formal<sup>6</sup>. En este sentido, los trabajadores que se encuentran de forma voluntaria en el sector informal deben encontrar la forma de sustituir la protección que ofrecen las instituciones formales; ello exigiría una evaluación a fondo de la calidad de diversos empleos en lugar de las protecciones jurídicas. Con frecuencia se considera evidente que, dado el bajo nivel de capital humano que hay en el sector informal, mejorar el acceso a la educación y su calidad aumentará la productividad de los trabajadores y la remuneración en el sector formal. Sin embargo, al elegir el sector en que prefieren trabajar, las personas no solo toman en cuenta lo que puedan ganar, sino también todos los demás elementos y ventajas que se asocian con cada puesto de trabajo o sector.

## Bibliografía

- Aroca, P. y W. Maloney (1998), "Logit analysis in a rotating panel context and an application to self-employment decisions", *Policy Research Working Paper*, N° 2069, Washington, D.C., Banco Mundial.
- Bacheta, M., E. Ernst y J. Bustamante (2009), *La globalización y el empleo informal en los países en desarrollo*, Ginebra, Organización Internacional del Trabajo (OIT)/Organización Mundial del Comercio (OMC).
- Banco Mundial (2012), *Ecuador: las caras de la informalidad*, Informe N° 67808-EC, Washington, D.C.
- Bosch, M. y W. Maloney (2005), "Labor market dynamics in developing countries. Comparative analysis using continuous time Markov processes", *Policy Research Working Paper*, N° 3583, Washington, D.C.
- Canelas, C. (2014), "Minimum wage and informality in Ecuador", *Wider Working Paper*, N° 2014/006, Helsinki, Instituto Mundial de Investigaciones de Economía del Desarrollo (UNU-WIDER).
- Cea, S. y M. I. Contreras (2008), "Transiciones laborales: evidencia para datos de panel", tesis, Santiago, Universidad de Chile.
- Charmes, J. (2009), "Concepts, measurement and trends", *Is Informal Normal? Towards More and Better Jobs in Developing Countries*, J. Jütting y J. Laiglesia (eds.), París, Organización de Cooperación y Desarrollo Económicos (OCDE).
- De Soto, H. (2000), *The Mystery of Capital: Why Capitalism Triumphs in the West and Fails Everywhere Else*, Nueva York, Basic Books.
- Duryea, S. y otros (2006), "For better or for worse? Job and earnings mobility in nine middle- and low-income countries", *Brookings Trade Forum. Global Labor Markets?*, Washington, D.C., Brookings Institution Press.

<sup>6</sup> Véase Maloney (2004).

- Fields, G. (2009), "Segmented labor market models in developing countries", *The Oxford Handbook of Philosophy of Economics*, D. Ross y H. Kincaid (eds.), Oxford University Press.
- (1972), "Rural-urban migration, urban unemployment and underemployment, and job-search activity in LDC's", *Journal of Development Economics*, vol. 2, N° 2, Amsterdam, Elsevier.
- Günther, I. y A. Launov (2006), "Competitive and segmented informal labor markets", *IZA Discussion Papers*, N° 2349, Bonn, Instituto para el Estudio del Trabajo (IZA).
- Harris, J. y M. Todaro (1970), "Migration, unemployment and development: a two-sector analysis", *American Economic Review*, vol. 60, N° 1, Nashville, Tennessee, American Economic Association.
- Jiménez, M. (2011), "La economía informal y el mercado laboral en la Argentina: un análisis desde la perspectiva del trabajo decente", *Documento de Trabajo*, N° 116, La Plata, Centro de Estudios Distributivos, Laborales y Sociales (CEDLAS).
- Jütting, J., J. Parlevliet y T. Xenogiani (2008), "Informal employment re-loaded", *IDS Bulletin*, vol. 39, N° 2, Instituto de Estudios para el Desarrollo.
- Lehmann, H. y N. Pignatti (2008), "Informal employment relationships and labor market segmentation in transition economies: evidence from Ukraine", *IZA Discussion Paper*, N° 3269, Bonn, Instituto para el Estudio del Trabajo (IZA).
- Maloney, W. (2004), "Informality revisited", *World Development*, vol. 32, N° 7, Amsterdam, Elsevier.
- (1999), "Does informality imply segmentation in urban labor markets? Evidence from sectorial transitions in Mexico", *The World Bank Economic Review*, vol. 13, N° 2, Oxford University Press.
- Mandelman, F. y G. Montes-Rojas (2009), "Is self-employment and micro-entrepreneurship a desired outcome?", *World Development*, vol. 37, N° 12, Amsterdam, Elsevier.
- OIT (Organización Internacional del Trabajo) (2013), *La medición de la informalidad: manual estadístico sobre el sector informal y el empleo informal*, Ginebra.
- Perry, G. y otros (2007), "La razón de ser del sector informal", *Informalidad: escape y exclusión*, Washington, D.C., Banco Mundial.
- Slonimczyk, F. y V. Gimpelson (2013), "Informality and mobility: evidence from Russian panel data", *IZA Discussion Paper*, N° 7703, Bonn, Instituto para el Estudio del Trabajo (IZA).
- Tansel, A. y E. Oznur (2012), "The formal/informal employment earnings gap: evidence from Turkey", *IZA Discussion Paper*, N° 6556, Bonn, Instituto para el Estudio del Trabajo (IZA).

## Anexo A1

### Cuadro A1.1

Ecuador: movilidad de los trabajadores entre los sectores del mercado de trabajo, 2007-2008  
(En porcentajes)

Situación inicial	Situación final						$P_i$
	Empleo asalarado formal	Empleo asalarado informal	Autoempleo informal	Desempleo	Fuera de la fuerza de trabajo	Total	
Empleo asalarado formal	79	6	6	2	6	100	27
Empleo asalarado informal	21	46	18	4	12	100	13
Autoempleo informal	8	7	67	1	16	100	22
Desempleo	23	11	25	19	22	100	4
Fuera de la fuerza de trabajo	4	4	8	3	81	100	34
$P_i$	26	10	24	3	37	500	

**Fuente:** Elaboración propia sobre la base de la Encuesta Nacional de Empleo, Desempleo y Subempleo (ENEMDU) 2011-2012.

**Nota:**  $P_i$  es el tamaño relativo de un sector en el período inicial;  $P_f$  es el tamaño relativo de un sector en el período final.

### Cuadro A1.2

Ecuador: movilidad de los trabajadores entre los sectores del mercado de trabajo, 2009-2010  
(En porcentajes)

Situación inicial	Situación final						$P_i$
	Empleo asalarado formal	Empleo asalarado informal	Autoempleo informal	Desempleo	Fuera de la fuerza de trabajo	Total	
Empleo asalarado formal	75	8	8	2	6	100	25
Empleo asalarado informal	19	47	17	4	13	100	12
Autoempleo informal	10	9	61	3	18	100	23
Desempleo	24	14	16	16	30	100	5
Fuera de la fuerza de trabajo	5	4	7	3	81	100	35
$P_i$	27	12	21	4	37		

**Fuente:** Elaboración propia sobre la base de la Encuesta Nacional de Empleo, Desempleo y Subempleo (ENEMDU) 2011-2012.

**Nota:**  $P_i$  es el tamaño relativo de un sector en el período inicial;  $P_f$  es el tamaño relativo de un sector en el período final.

**Cuadro A1.3**

Ecuador: estadísticas resumidas en las que se usa la primera definición del sector informal, 2011-2012<sup>a</sup>

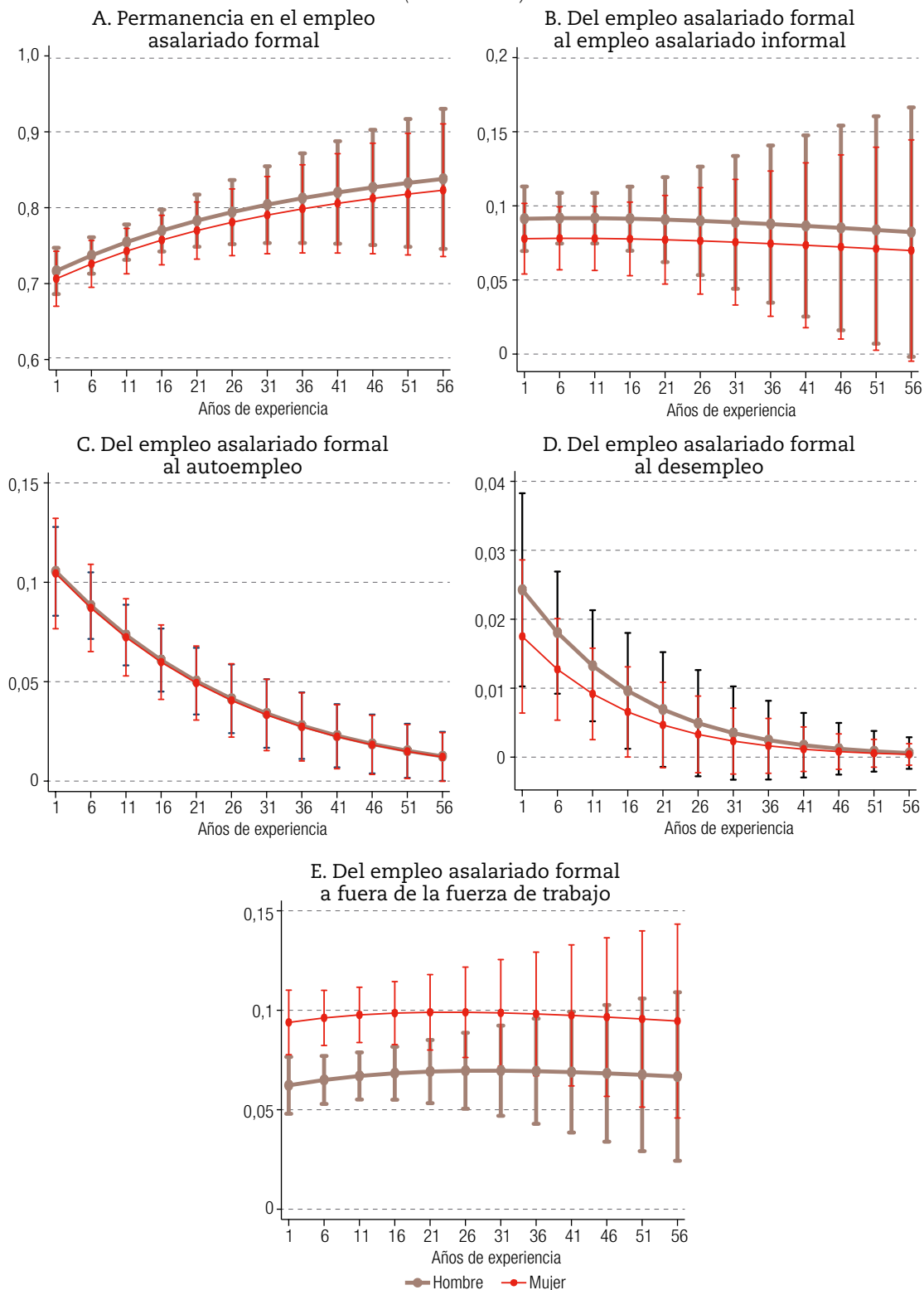
Transiciones de los trabajadores entre los sectores	Cantidad de observaciones	Media			
		Edad (en años)	Instrucción (en años)	Experiencia (en años)	Salario real inicial (en dólares)
<b>Desde el sector formal hacia</b>					
Sector formal	1 841	39,2 (12,91)	7,4 (1,93)	9,8 (10,38)	466,2 (505,70)
Sector informal (empleo asalariado)	171	35,6 (12,95)	5,9 (1,73)	7,3 (9,02)	257,4 (221,01)
Sector informal (autoempleo)	178	41,6 (12,55)	6,8 (1,99)	8,1 (8,97)	366,9 (392,70)
Desempleo	38	29,7 (9,67)	7,1 (1,91)	3,3 (5,03)	338,3 (296,44)
Fuera de la fuerza de trabajo	156	40,9 (20,14)	6,7 (2,02)	10,7 (13,65)	375,1 (466,04)
<b>Desde el sector informal (empleo asalariado) hacia</b>					
Sector formal	196	34,0 (12,69)	6,1 (1,73)	6,2 (8,19)	209,5 (114,56)
Sector informal (empleo asalariado)	438	37,3 (14,30)	5,2 (1,61)	8,66 (10,34)	192,6 (81,24)
Sector informal (autoempleo)	190	42,4 (12,50)	5,3 (1,76)	10,5 (12,31)	180,1 (98,84)
Desempleo	38	32,2 (12,69)	5,9 (1,66)	7,6 (12,22)	178,2 (96,84)
Fuera de la fuerza de trabajo	106	36,4 (17,52)	5,5 (1,93)	6,8 (12,10)	129,5 (78,03)
<b>Desde el sector informal (autoempleo) hacia</b>					
Sector formal	200	42,6 (14,06)	6,8 (1,97)	11,3 (11,08)	290,8 (394,28)
Sector informal (empleo asalariado)	191	42,1 (14,94)	5,32 (1,86)	11,4 (12,91)	180,7 (324,39)
Sector informal (autoempleo)	1 591	48,0 (13,53)	5,5 (1,90)	13,6 (12,03)	215,0 (302,08)
Desempleo	34	30,4 (10,62)	7,2 (1,65)	4,0 (4,12)	107,9 (164,50)
Fuera de la fuerza de trabajo	350	48,0 (19,53)	5,4 (1,90)	10,7 (13,73)	90,7 (137,73)

**Fuente:** Elaboración propia sobre la base de la Encuesta Nacional de Empleo, Desempleo y Subempleo (ENEMDU) 2011-2012.

<sup>a</sup> Esta definición del sector informal se refiere a trabajadores asalariados empleados en pequeños establecimientos no registrados que tienen menos de diez empleados, más todos los trabajadores independientes y los que trabajan por cuenta propia. Los errores estándar aparecen entre paréntesis.

**Gráfico A1.1**

Ecuador: efecto de los años de experiencia sobre diversas transiciones del mercado de trabajo, por sexo<sup>a</sup>  
(Probabilidades)



Fuente: Elaboración propia sobre la base de los resultados de la estimación.

<sup>a</sup> Márgenes de predicción con intervalos de confianza del 95%.

**Gráfico A1.2**  
Ecuador: efecto del nivel de educación sobre diversas transiciones del mercado de trabajo, por sexo<sup>a</sup>  
(Probabilidades)

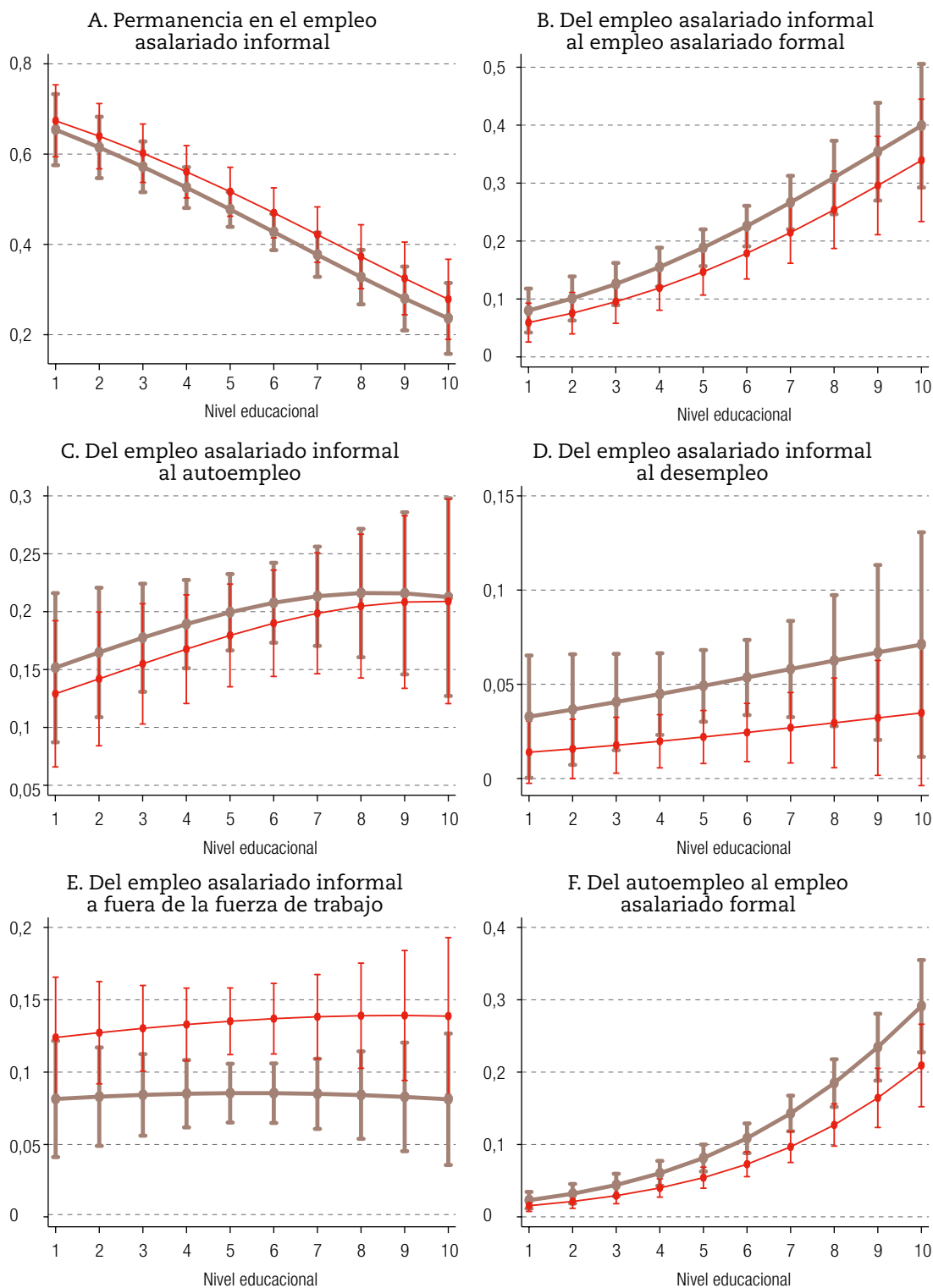
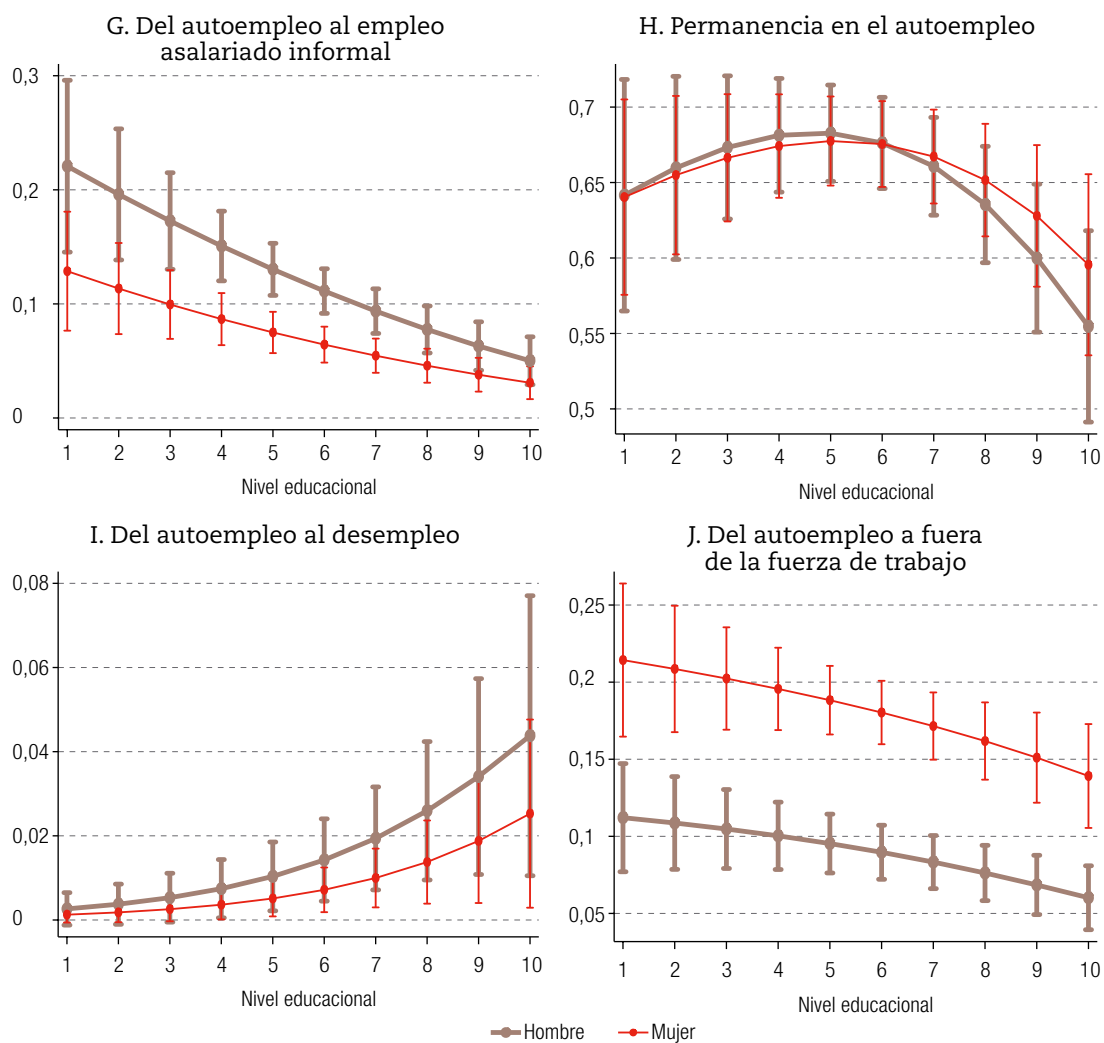


Gráfico A1.2 (conclusión)



Fuente: Elaboración propia sobre la base de los resultados de la estimación.

<sup>a</sup> Márgenes de predicción con intervalos de confianza del 95%.

# El impacto de los encadenamientos hacia atrás entre las empresas multinacionales y las pymes sobre los salarios, el empleo y las exportaciones

Juan Carlos Leiva, Ricardo Monge-González,  
Juan Antonio Rodríguez-Álvarez<sup>1</sup>

## Resumen

Los encargados de la formulación de políticas suelen buscar formas de atraer la inversión extranjera directa de las empresas multinacionales. En el presente artículo se estima el impacto de un programa, Costa Rica Provee, cuyo objeto es aumentar los encadenamientos hacia atrás entre las pequeñas y medianas empresas (pymes) y las empresas multinacionales en dicho país. Los efectos se miden en función del salario real medio, la demanda de empleo y la probabilidad de exportar, mediante una combinación de efectos fijos y de emparejamiento por probabilidad de participación. Se usan datos de panel sobre empresas tratadas y no tratadas en el período que va de 2001 a 2011. El salario medio, la demanda de empleo y la probabilidad de exportar de las beneficiarias del programa fueron superiores a los de las empresas no tratadas; la dosis y la duración también tuvieron una incidencia importante.

## Palabras clave

Empresas transnacionales, inversión extranjera directa, pequeñas empresas, empresas medianas, empleo, salarios, exportaciones, estudios de casos, Costa Rica

## Clasificación JEL

G28, L53, O25

## Autores

Juan Carlos Leiva es Profesor en la Escuela de Administración de Empresas del Instituto Tecnológico de Costa Rica. Correo electrónico: jleiva@itcr.ac.cr.

Ricardo Monge-González es el Director Ejecutivo de la Fundación Comisión Asesora en Alta Tecnología (CAATEC) y Profesor de la Escuela de Administración de Empresas del Instituto Tecnológico de Costa Rica. Correo electrónico: rmonge@caatec.org.

Juan Antonio Rodríguez-Álvarez es Profesor en la Escuela de Estadística de la Universidad de Costa Rica y en la Escuela de Administración de Empresas del Instituto Tecnológico de Costa Rica. Correo electrónico: jara107@gmail.com.

<sup>1</sup> Los autores agradecen el apoyo que recibieron del Banco Interamericano de Desarrollo (BID) y el Instituto Tecnológico de Costa Rica para esta investigación.





## I. Introducción

En la literatura se indica que el impacto de la inversión extranjera directa de las empresas multinacionales sobre el desarrollo económico de los países anfitriones puede materializarse de diversas maneras (Spencer, 2008).

Los encadenamientos hacia atrás son una de esas maneras y revisten importancia para las economías anfitrionas, ya que ofrecen una vía por la que los conocimientos, las aptitudes y la tecnología se pueden transmitir a las empresas locales. Los datos empíricos son dispares (Liu, 2011), pero Giroud, Jindra y Marek (2012) hallaron pruebas de que la capacidad tecnológica, el enraizamiento y la autonomía de las filiales extranjeras se relacionan de forma positiva con la transferencia de conocimientos mediante encadenamientos hacia atrás.

Prashantham y Dhanaraj (2014) adoptan un enfoque diferente y concluyen que el capital relacional de las empresas multinacionales guarda una relación positiva con la capacidad de internacionalización de las empresas locales nuevas. Por su parte, Kim y Li (2014) investigan si las inversiones extranjeras directas que ingresan a un país promueven la actividad empresarial en él y llegan a la conclusión de que los mayores beneficios en cuanto a la creación de negocios se obtienen en las regiones donde la infraestructura institucional es débil y el grado de instrucción general es bajo.

La capacidad de absorción de las empresas nacionales es un factor que posibilita la creación de externalidades positivas mediante los encadenamientos hacia atrás de la inversión extranjera directa (Crespo y Fontoura, 2007; Ferragina y Mazzotta, 2014). En particular, el derrame de conocimientos de las empresas extranjeras depende en gran medida de la capacidad de absorción y el nivel de productividad de las empresas individuales del país anfitrión (Damijan y otros, 2013).

En resumen, los datos empíricos sobre el derrame de conocimientos que induce la inversión extranjera directa son dispares (Liu, 2011). Al parecer, la manera en que se miden los encadenamientos hacia atrás tiene gran importancia cuando se trata de determinar si la inversión extranjera directa es beneficiosa para los países anfitriones (Barrios, Görg y Strobl, 2011). Por último, la heterogeneidad de las empresas en materia de capacidad de absorción, tamaño, productividad y nivel tecnológico afecta los resultados (Damijan y otros, 2013).

En muchos países en desarrollo, con el fin de obtener los efectos positivos de la inversión extranjera directa, los encargados de la formulación de políticas han elaborado estrategias para que las empresas multinacionales se vean tentadas de invertir. Su principal objetivo con frecuencia ha sido aumentar las exportaciones y la entrada de inversión extranjera directa, por lo que han descuidado los encadenamientos hacia atrás, así como la transferencia y la absorción de tecnología (Padilla-Pérez y Gaudin, 2014). Por este motivo, en algunos países en desarrollo, entre ellos Chile, Colombia, Costa Rica y México, se han creado programas específicos destinados a promover los encadenamientos hacia atrás.

Sin embargo, la aparición de políticas que tienen por objeto fomentar los encadenamientos, el derrame de conocimientos y las actividades de transferencia tecnológica no se ha acompañado de medidas destinadas a medir sus efectos. Por ejemplo, López-Acevedo y Tan (2010) hallaron 23 estudios rigurosos de evaluación de impacto, de los cuales solo en tres se examinaban las medidas cuyo propósito era promover los encadenamientos hacia atrás de la inversión.

En esos casos, los autores concluyeron que la participación en alguno de los programas dio lugar a efectos estadísticamente significativos y positivos en términos generales sobre varias mediciones de desempeño empresarial, si bien algunos programas fueron más eficaces que otros. En Chile, por ejemplo, se halló que el mayor efecto sobre los resultados finales lo tuvieron los programas de asistencia técnica, seguidos por los programas de agrupamiento y los destinados a fomentar el desarrollo y la adopción de la tecnología.

El presente documento tiene por objeto contribuir a cerrar la brecha de conocimientos mediante la evaluación del impacto de un programa concreto, Costa Rica Provee, que promueve los encadenamientos hacia atrás entre las empresas multinacionales y las pequeñas y medianas empresas (pymes) locales en Costa Rica, un país en desarrollo. En particular, la investigación se centra en determinar los efectos dinámicos o de la duración (cuánto tardan los resultados en aparecer) y los efectos de la intensidad del tratamiento (la dosis).

Costa Rica Provee se creó en 1998, cuando las autoridades del país reconocieron la necesidad de mejorar el clima de inversión de Costa Rica y promover el desarrollo de proveedores, habida cuenta de que las empresas multinacionales que operaban en las zonas francas industriales no estaban bien integradas con las empresas locales. Después de varias revisiones y ajustes, hoy en día el programa Costa Rica Provee se basa más en la demanda de las empresas multinacionales: se averigua cuáles son las principales necesidades de dichas empresas en materia de insumos y materias primas, y se procura satisfacerlas con proveedores locales.

Tanto las organizaciones públicas como las privadas inciden en Costa Rica Provee. El marco institucional comprende medidas destinadas a la aplicación de políticas, el monitoreo, la rendición de cuentas y la celebración de consultas o el cabildeo.

Los resultados indican que Costa Rica Provee ha tenido efectos positivos y significativos sobre el desempeño de las empresas beneficiarias, en particular sobre el salario real medio, la demanda de empleo y la probabilidad de exportar.

El presente artículo tiene la siguiente estructura. Tras esta introducción, en la sección II se presenta una reseña de la literatura, en la sección III se ofrece una sinopsis del programa Costa Rica Provee, en la sección IV se describen los métodos que se emplearon para estimar los efectos del programa, en la sección V se analizan los resultados y en la sección VI se presentan las conclusiones.

## II. Reseña de la literatura

El derrame de conocimientos a nivel de las empresas se define como el conocimiento creado por una empresa (en este caso una empresa multinacional) y utilizado por una segunda (una empresa del país anfitrión), sin que la primera reciba una compensación (plena) por ello. Se trata, pues, de una externalidad positiva. En el caso de la transferencia de tecnología, por el contrario, la empresa multinacional sí recibe compensación. También entraña diferentes tipos de costos (Smeets, 2008; Javorcik, 2004).

Como se señaló anteriormente, los encargados de formular las políticas de muchos países han elaborado estrategias para persuadir a las empresas multinacionales de invertir en forma de inversión extranjera directa. Las empresas multinacionales tienen el potencial de contribuir a aumentar la productividad de las empresas locales y en la literatura se señala que el impacto de la inversión extranjera directa sobre el desarrollo económico de los países anfitriones puede materializarse de diversas maneras, por ejemplo, mediante el derrame de conocimientos y la transferencia de tecnología, aunque los datos al respecto son dispares.

En algunos estudios anteriores se han observado resultados negativos, con pocos efectos de encadenamiento y un bajo nivel de integración en las economías receptoras (Liu, 2011). En cambio, Damijan y otros (2013) sugieren que el derrame horizontal ha cobrado cada vez más importancia en el último decenio.

Amendolagine y otros (2013) investigan los factores que determinan los encadenamientos hacia atrás entre las empresas manufactureras extranjeras y los proveedores nacionales en 19 países

del África Subsahariana, y llegan a la conclusión de que el tiempo transcurrido desde el ingreso de la empresa extranjera, la presencia de un socio local en la estructura de propiedad y la orientación hacia el mercado final se asocian con encadenamientos más fuertes con las empresas locales. Hacen una distinción entre los encadenamientos hacia atrás asociados con diferentes tipos de inversión extranjera directa: la destinada a la búsqueda de recursos, a la búsqueda de eficiencia y a la búsqueda de mercados.

Damijan y otros (2013) presentan un estudio comparativo de la importancia de los derrames y la transferencia directa de tecnología por medio de la inversión extranjera directa en un grupo de diez economías en transición. En dicho estudio se usó un conjunto de datos de más de 90.000 empresas y se llegó a la conclusión de que la capacidad de absorción, el tamaño, la productividad y el nivel tecnológico afectan los resultados. El efecto de derrame que producen las empresas extranjeras depende en gran medida de la capacidad de absorción y la productividad de las empresas locales individuales, y solo las más productivas y las que poseen una mayor capacidad de absorción logran beneficiarse con el derrame de conocimientos.

Giroud, Jindra y Marek (2012) utilizan los datos de un estudio de 809 filiales extranjeras para analizar los encadenamientos hacia atrás entre estas y los proveedores locales en cinco economías en transición. Encuentran una relación no lineal entre el grado de abastecimiento local y la transferencia de conocimientos a los proveedores nacionales, pero sus datos muestran que la capacidad tecnológica, el enraizamiento y la autonomía de las filiales extranjeras se relacionan de forma positiva con la transferencia de conocimientos que tiene lugar mediante encadenamientos hacia atrás.

Kiyota y otros (2008) examinan los factores que determinan los encadenamientos verticales hacia atrás de las filiales extranjeras del Japón en el sector manufacturero durante el período de 1994 a 2000. Concluyen que las características no observadas propias de cada filial explican en gran parte la variación entre ellas en cuanto a los encadenamientos hacia atrás, y que la experiencia de la filial tiene efectos positivos y a veces no lineales sobre el abastecimiento local.

Por último, Javorcik (2004) halla pruebas de derrames positivos de la inversión extranjera directa en cuanto a la productividad de los proveedores locales cuando los proyectos de inversión son propiedad conjunta de empresas nacionales y extranjeras.

Desde una perspectiva diferente, Alfaro y otros (2004) proporcionan pruebas de que solo los países con mercados financieros bien desarrollados obtienen beneficios adecuados de la inversión extranjera directa en términos de la tasa de crecimiento.

Por consiguiente, la principal observación es que lograr atraer inversión extranjera directa no genera beneficios de forma automática por medio de encadenamientos hacia atrás. En el caso de un país anfitrión, puede haber razones fundadas para que el gobierno intervenga a fin de eliminar los obstáculos que limitan la interacción de las empresas extranjeras con los proveedores y compradores locales, en particular las pymes. La promoción de los encadenamientos hacia atrás se debe encarar tanto desde el lado de la demanda (empresas multinacionales) como desde el lado de la oferta (empresas locales), porque el éxito depende tanto del interés de las empresas multinacionales en obtener insumos en el país anfitrión como de la capacidad de encadenamiento nacional de este último.

En cuanto a la demanda, se deben examinar diversos aspectos, comenzando con la complejidad de los procesos de producción de la subsidiaria de la empresa multinacional: las operaciones más avanzadas podrían crear encadenamientos locales en mayor cantidad y de mayor valor. En segundo lugar, los directores generales de las nuevas subsidiarias de las empresas multinacionales no procuran necesariamente establecer vínculos con las empresas locales como parte de la política empresarial, dado que, al comienzo, las prioridades principales son construir instalaciones e inaugurar operaciones. En su política de adquisiciones, los administradores locales suelen buscar proveedores mundiales en lugar de empresas locales por motivos de seguridad (procesos sólidos de producción). Además,

los recién llegados que se encargan de las adquisiciones locales no suelen tener conocimientos suficientes acerca de las capacidades del lugar. El costo elevado que supone hallar proveedores locales representa una asimetría de la información que limita la creación de encadenamientos locales (es decir, una ineficacia del mercado) (Wanga y otros, 2012; Hallin y Holmström, 2012; Liu, 2011; Zhang y otros, 2010; Smeets, 2008; Saggi, 2002).

En cuanto a la oferta, las empresas locales no son necesariamente capaces de suministrar productos y servicios a las multinacionales debido a su falta de capacidades en esferas como el espíritu empresarial, la tecnología, la escala de producción, la gestión de los riesgos y la financiación. Incluso cuando las empresas locales logran convertirse en proveedoras de las multinacionales, la capacidad de absorción del país anfitrión depende también de la infraestructura de aprendizaje, las instituciones y las políticas gubernamentales sistémicas (Wanga y otros, 2012; Zhang y otros, 2010; Paus y Gallagher, 2008).

Las empresas locales, sobre todo las pymes, enfrentan obstáculos importantes en la búsqueda y el reconocimiento de mejores oportunidades empresariales con empresas más avanzadas (información incompleta). Las operaciones y los contratos que podrían ser de gran valor con empresas multinacionales avanzadas suelen estar fuera del alcance de las pymes, aunque tengan habilidades básicas de producción que podrían mejorarse mediante inversiones específicas. También es posible que consideren muy costoso dedicarse a detectar oportunidades de mercado (errores de coordinación). La necesidad de hacer y financiar la inversión necesaria para modernizarse desde el punto de vista tecnológico a fin de cumplir con los requisitos de las empresas multinacionales puede ser otro obstáculo estructural más para el desarrollo de agrupaciones de proveedores locales.

Sobre la base de lo que antecede, un plan nacional destinado a promover los encadenamientos productivos entre las empresas multinacionales y las locales puede considerarse como una respuesta a determinadas ineficacias del mercado (mala coordinación entre las empresas locales) y externalidades (de la inversión extranjera directa). Por consiguiente, existen argumentos en favor de la acción gubernamental y es por ese motivo que, en algunos países en desarrollo, entre ellos Chile, Colombia, Costa Rica y México, se han creado programas específicos para promover los encadenamientos hacia atrás. Sin embargo, la aparición de políticas que tienen por objeto fomentar los encadenamientos, el derrame de conocimientos y las actividades de transferencia tecnológica no se ha acompañado de medidas destinadas a medir los efectos de esas políticas. Por ejemplo, López-Acevedo y Tan (2010) hallaron 23 estudios rigurosos de evaluación de impacto, y solo en tres de ellos se examinaban medidas tomadas con el fin de promover los encadenamientos hacia atrás de la inversión.

En términos generales, si bien las evaluaciones anteriores de los programas destinados a las pymes eran pesimistas en cuanto a su impacto, en estudios recientes se han hallado efectos positivos sobre los resultados intermedios, como los gastos en investigación y desarrollo, la capacitación de los trabajadores, los nuevos procesos de producción y los programas de control de calidad, además del establecimiento de contactos con otras empresas y con distintas fuentes de información y financiación. No obstante, las evaluaciones continúan arrojando resultados dispares en lo que respecta a los efectos sobre el desempeño empresarial (López-Acevedo y Tan, 2010).

En particular, hay pocos programas relacionados con los encadenamientos hacia atrás. En Chile, Tan (2010) evaluó 603 empresas, de las cuales 207 señalaron que habían participado en uno o varios programas (grupo de tratamiento) y 396 declararon que nunca habían participado en ninguno (grupo de control). Las categorías de los programas eran las siguientes: desarrollo de proveedores; asistencia técnica; apoyo a la formación de grupos de empresas; desarrollo tecnológico; transferencia tecnológica; capital de trabajo; reestructuración de deuda, y otros tipos.

Tan aplicó el emparejamiento por probabilidad de participación combinado con modelos de diferencias en diferencias y halló pruebas de que la participación en los programas guardaba una

relación causal con mejoras en una serie de resultados intermedios (capacitación, adopción de nuevas tecnologías y prácticas institucionales), así como con logros positivos en las ventas, la productividad laboral, los salarios y, en menor medida, el empleo. También se encontraron efectos positivos del tratamiento según el tipo de programa. Sin embargo, solo el 2% de las empresas evaluadas había participado en un programa de desarrollo de proveedores.

En Colombia, Duque y Muñoz (2010) evaluaron los efectos del Fondo Colombiano de Modernización y Desarrollo Tecnológico de las Micro, Pequeñas y Medianas Empresas (FOMIPYME). Este fondo promueve la modernización y el cambio tecnológico, en particular la creación de nuevas empresas, la formación empresarial, la innovación y la modernización tecnológica, las estrategias de mercadotecnia, el establecimiento de contactos, la comercialización de los productos, la promoción de las exportaciones, el aumento de la productividad y la formación de miniagrupaciones. Una de sus líneas es el desarrollo de proveedores, pero en la evaluación del impacto no se analizó esta línea por separado.

Duque y Muñoz (2010) utilizaron un modelo de efectos fijos para controlar el impacto del programa en el transcurso del tiempo y detectaron un efecto positivo general sobre los salarios en los dos primeros años del tratamiento, que se volvió negativo a partir de entonces. La productividad total de los factores también mostró un gran efecto positivo, que disminuyó en el segundo y el tercer año después del tratamiento, pero aumentó de forma considerable en el quinto año.

En México, López-Acevedo y Tinajero (2010) encontraron una gran variedad de programas (alrededor de 150). Con uno de ellos, el Fondo de Fomento a la Integración de Cadenas Productivas (FIDECAP), se procuraba fomentar y fortalecer los encadenamientos verticales y horizontales de las pymes con otras empresas. Los autores hallaron que la participación en determinados tipos de programas se asociaba con un aumento del valor añadido, las ventas, las exportaciones y el empleo. No obstante, en la evaluación no se individualizó cada programa.

En otro contexto, Görg, Hanley y Strobl (2011) investigaron si los subsidios gubernamentales alentaban a las empresas multinacionales a crear encadenamientos con los proveedores nacionales en Irlanda. Sus resultados indican que, mientras las plantas extranjeras procedentes de Europa y los Estados Unidos crean encadenamientos hacia atrás independientemente de que reciban subvenciones o no, las empresas multinacionales de otras partes del mundo responden de manera positiva a la ayuda del gobierno. Concluyen, por tanto, que los gobiernos no deberían adoptar un enfoque único en lo que respecta a incentivar a las empresas multinacionales a crear encadenamientos locales.

### III. El programa Costa Rica Provee

Desde la creación del régimen de zonas francas industriales a principios de los años ochenta, la promoción de encadenamientos productivos ha sido objeto de preocupación pública en Costa Rica por la debilidad de la integración vertical en la industria. Dicha debilidad fue el resultado de una estrategia de desarrollo aislacionista basada en la sustitución de importaciones que se aplicó en los años sesenta y setenta, cuyo objeto era promover la fabricación de productos finales en lugar de materias primas y productos intermedios.

En el Programa Nacional de Ciencia y Tecnología 1986-1990 se abordó este tema. A pesar del interés del sector público, los primeros esfuerzos por fomentar el desarrollo de proveedores locales provinieron del sector privado. Baxter Health Care, Inc., una de las primeras grandes empresas multinacionales que se establecieron en Costa Rica, creó un programa de asistencia técnica para promover el desarrollo de los proveedores locales a mediados de 1990, como parte de la estrategia comercial de la empresa en el país.

En 1998, un grupo de organizaciones públicas y privadas creó el Programa de Mejoramiento de la Industria Local para ayudar a las empresas locales a hacer más negocios con las empresas multinacionales de tecnología avanzada. Más adelante, en 1999, se creó el Proyecto de Desarrollo de Proveedores para Empresas Multinacionales de Alta Tecnología. La siguiente etapa fue crear Costa Rica Provee, una oficina nacional de desarrollo de proveedores que se constituyó legalmente a principios de 2002. El programa se retrasó durante casi dos años debido a dificultades administrativas y de organización. En 2004, el Comité Directivo transfirió Costa Rica Provee a la Promotora del Comercio Exterior de Costa Rica (PROCOMER), con el propósito de dar continuidad al programa mediante su consolidación con una organización bien financiada y a fin de fortalecer las exportaciones indirectas hacia las empresas multinacionales.

En el programa Costa Rica Provee se examinan las necesidades de las empresas multinacionales, se encuentran oportunidades comerciales y se recomiendan proveedores que reúnan las características y los requisitos técnicos, de producción y de calidad que exigen dichas empresas. Los servicios del programa se han orientado hacia tres ámbitos comerciales estratégicos: i) el sector de la tecnología de la información y las comunicaciones, la electricidad, la electrónica y la metalurgia; ii) el sector médico, químico y farmacéutico, y iii) las agroempresas y el sector textil.

Costa Rica Provee se ha convertido en un programa más orientado hacia la demanda de las empresas multinacionales: se averigua qué insumos y materias primas necesitan más, y se hallan proveedores locales que se ajusten a esas necesidades. También se han creado oportunidades comerciales mediante pequeños proyectos en los que participan las pymes y las empresas multinacionales, cuyo objeto es ayudar a los proveedores locales a subir en la cadena de valor y, al final, convertirse en proveedores internacionales.

El programa Costa Rica Provee no se creó mediante una ley, pero en sus actividades incide la Ley de Régimen de Zonas Francas y sus reglamentos, en particular en lo que respecta a los procedimientos aduaneros. En efecto, con dicha ley se regulan las relaciones comerciales entre las empresas de las zonas francas industriales y las empresas locales mediante dos mecanismos: i) compra directa, cuando una empresa de una zona franca industrial adquiere un producto final o un servicio de una empresa local sin que la empresa multinacional aporte ninguna materia prima, maquinaria o equipo al proveedor local, y ii) subcontratación, cuando la empresa de la zona franca industrial suministra materias primas e incluso maquinaria y equipos al proveedor local para que elabore los productos finales.

A la Ley de Régimen de Zonas Francas se le han hecho tres grandes reformas relacionadas con los encadenamientos (en diciembre de 1999, junio de 2006 y agosto de 2008), gracias a las cuales estos mecanismos se han vuelto más flexibles. En la última reforma se modificaron de forma sustancial los procedimientos de subcontratación: el tope que se aplica a las subcontrataciones se elevó del 25% al 50% del valor añadido total de las empresas multinacionales, se permitió la contratación simultánea de diferentes proveedores y se eliminó el límite de un año que se imponía al plazo de los contratos. Además, se dio autorización para trasladar maquinaria y equipos fuera de las zonas francas industriales, lo que permite a los proveedores locales integrarlos en el proceso de producción. Asimismo, se eliminaron los trámites burocráticos y los procedimientos administrativos engorrosos: la cantidad de etapas que supone el registro se redujo de 10 a 2, y el tiempo de aprobación, que antes era de 15 a 20 días, pasó a ser de tan solo 3.

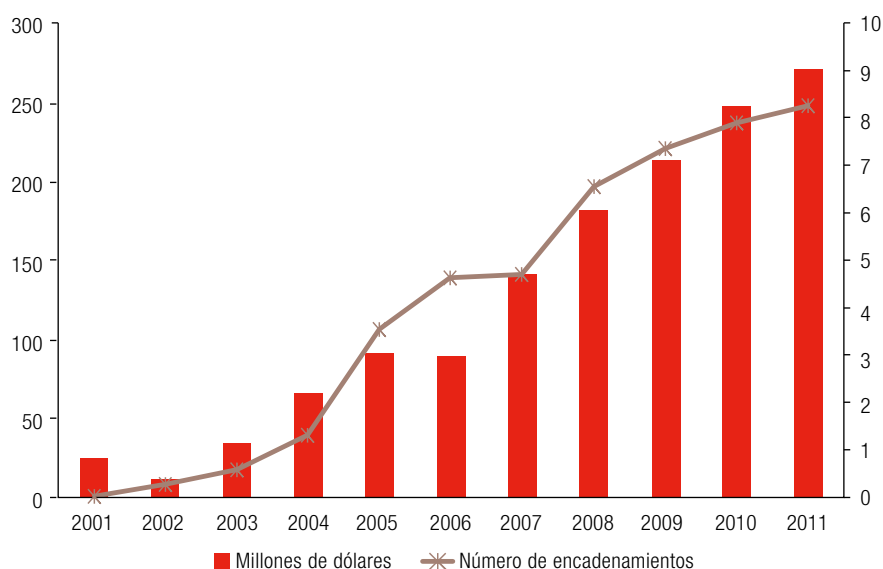
Tanto las organizaciones públicas como las privadas inciden en el programa Costa Rica Provee. De conformidad con el marco institucional, la PROCOMER es responsable de diseñar y reformar el programa, bajo la influencia de las medidas reglamentarias que adopta el Ministerio de Comercio Exterior en relación con las zonas francas industriales. La implementación, el monitoreo y la rendición de cuentas también son responsabilidad de la PROCOMER. Conectado a Costa Rica

Provee hay un grupo grande de organizaciones privadas y públicas que tienen interés en promover los encadenamientos productivos entre las empresas multinacionales y los proveedores locales.

En el gráfico 1 se presenta un resumen de los resultados del programa. Entre 2001 y 2011, la cantidad de encadenamientos hacia atrás que Costa Rica Provee registró por año aumentó de 1 a 248, lo que supuso que las ventas aumentaran de 0,8 millones de dólares en 2001 a 9,0 millones en 2011. Grootte (2005) halló que solo el 17,3% de los encadenamientos creados por Costa Rica Provee se incorporaron en los productos finales de alta tecnología de las empresas multinacionales, lo que significa que la mayoría de los encadenamientos estaban relacionados con insumos no especializados. Durante el período de 2007 a 2009 hubo un aumento importante de la cantidad de encadenamientos hacia atrás que se crearon cada año: 141 en 2007, 197 en 2008 y 220 en 2009. En el transcurso de todo el período de 2001 a 2011, el programa generó un total de 1.355 encadenamientos entre las empresas locales y las multinacionales.

**Gráfico 1**

Encadenamientos productivos creados por año mediante Costa Rica Provee, 2001-2011  
(En número de encadenamientos y millones de dólares)



**Fuente:** Elaboración propia, sobre la base de datos del Ministerio de Comercio Exterior (COMEX) y la Promotora de Comercio Exterior de Costa Rica (PROCOMER).

Si bien los resultados son positivos y muestran que los encadenamientos están aumentando, las operaciones en cuestión son de pequeña magnitud en relación con el tamaño de la economía costarricense y las compras de las empresas multinacionales. Por ejemplo, el total de las compras locales de las empresas multinacionales en Costa Rica fue de 591,1 millones de dólares en 2007, mientras que las realizadas bajo los auspicios de Costa Rica Provee ese mismo año fueron de tan solo 4,7 millones, es decir, menos del 1% del total. Según datos del Ministerio de Hacienda, de 2001 a 2011, unas 9.654 empresas locales suministraron diferentes tipos de bienes y servicios a las empresas multinacionales que funcionaban en el marco del régimen de zonas francas industriales. Esta cantidad de proveedores locales contrasta con la pequeña cantidad de empresas beneficiarias del programa Costa Rica Provee durante el mismo período (apenas 403), lo que significa que estas últimas representaban solo el 4% de todos los proveedores locales de las empresas multinacionales.

Flores (2011) investiga si Costa Rica Provee ha contribuido a la creación de encadenamientos hacia atrás entre empresas multinacionales de alta tecnología y empresas locales. Utiliza datos empíricos



para evaluar la relación entre formar parte de Costa Rica Provee y haber logrado encadenamientos que supusieran una mayor especificidad de los activos, y estima algunos modelos econométricos con los datos de un panel de 94 empresas multinacionales de alta tecnología entre 2001 y 2008. Los resultados empíricos no proporcionan pruebas sólidas de que Costa Rica Provee haya tenido un efecto positivo en la creación de encadenamientos hacia atrás entre las empresas multinacionales de alta tecnología y los proveedores locales. Paus y Gallagher (2008) afirman que Costa Rica no ha aprovechado plenamente el potencial de la inversión extranjera directa para promover el desarrollo económico, pues los encadenamientos hacia atrás entre las empresas multinacionales y las empresas locales no son tan sólidos como deberían ser.

## IV. Metodología

Adoptamos un enfoque cuasi experimental que requiere datos concretos sobre el programa objeto de estudio, en particular sobre las empresas afectadas por la medida o que participan en el programa, y sobre un grupo de control integrado por empresas similares no afectadas o que no participan. Con este propósito, se construyó un panel de empresas tratadas y no tratadas por Costa Rica Provee entre 2001 y 2011.

En vista de que las beneficiarias de Costa Rica Provee no se seleccionan de forma aleatoria, la participación o la selección de las empresas que conforman los grupos de tratamiento y control debe basarse en características observables y no observables que se puedan controlar (diseño cuasi experimental). La técnica que utilizamos para evaluar el impacto es una combinación de métodos de regresión y emparejamiento por probabilidad de participación que permite controlar de forma explícita las diferencias de las variables observables entre los grupos, así como modelos de efectos fijos en los que se usan datos de antes y después del programa (grupos de tratamiento y control) para explicar determinados tipos de heterogeneidad no observada.

Como es bien sabido, lo difícil en una evaluación de impacto es poder comparar el desempeño de una empresa después del programa de intervención con lo que habría ocurrido si la empresa no hubiese participado. Dado que el escenario hipotético no puede estudiarse en realidad, se debe hallar un grupo de empresas que sean similares al grupo que recibe el tratamiento (las beneficiarias del programa) en todos los aspectos salvo por su participación en el programa. La manera de seleccionar este grupo de control es esencial, porque cualquier diferencia en cuanto al desempeño del grupo de control y el grupo de tratamiento en términos de atributos observados o no observados afecta la exactitud de las estimaciones del impacto neto del programa. Por este motivo, es importante explicar la estrategia que se aplicó para corregir los posibles sesgos de la selección y, de esta manera, ofrecer una garantía de que los resultados obtenidos a partir de la evaluación del impacto son efectivamente atribuibles al programa de intervención que es objeto de análisis.

### 1. Estrategia para crear el grupo de control

Habida cuenta de que ninguna de las empresas del panel contó con el apoyo de Costa Rica Provee entre 2001 y 2003, estos años se tomaron como base de referencia o como años previos al tratamiento a los efectos del presente análisis.

Para estimar qué impacto tuvo el apoyo sobre el desempeño de las pymes, se combinó el emparejamiento por probabilidad de participación con un modelo de efectos fijos. El primero permite controlar el sesgo de selección atribuible a las características observables de las empresas, mientras que el segundo permite controlar los atributos no observables que se consideran fijos en el transcurso

del tiempo (características de las empresas que no varían con el tiempo) y que pueden afectar la decisión de una empresa de buscar el apoyo de Costa Rica Provee o el desempeño de esta a lo largo del tiempo.

Seleccionar el grupo de control supone analizar las variables que caracterizaban a todas las empresas antes de convertirse en beneficiarias del programa, es decir, entre 2001 y 2003. Dado que las empresas beneficiarias recibieron apoyo de Costa Rica Provee en distintos momentos durante el período estudiado, estimar el emparejamiento por probabilidad de participación de los datos del panel exige calcular una variable ficticia  $D$  que toma el valor 1 si una empresa fue beneficiaria de Costa Rica Provee al menos una vez en el período de 2004 a 2011, y que toma el valor 0 si la empresa nunca fue beneficiaria. En otras palabras,  $D$  adquiere el valor 1 cuando una empresa comienza a participar en el programa.

Mediante el emparejamiento por probabilidad de participación se estima la probabilidad de que una empresa participe en Costa Rica Provee en función de un conjunto de variables observadas. Lo primero que se estima es la probabilidad de participar como criterio de emparejamiento entre las empresas beneficiarias (tratamiento) y las no beneficiarias (control). Dado el gran número de variables que caracterizan a las empresas, su valor se tiene que reducir a un  $p(x)$  escalar, que se define a continuación, para hacer posible el emparejamiento. Como señalaron Bernal y Peña (2011), es importante no omitir ninguna variable ni sobreespecificar el modelo. Se debe prestar especial atención al seleccionar qué variables incluir.

La probabilidad de participación se define como la probabilidad condicional de que una empresa se convierta en beneficiaria de Costa Rica Provee dados los valores de un conjunto de variables observadas  $X$ . Esto se expresa de la siguiente manera:

$$p(x) = P(D=1|X=x) = E(D|X=x) \quad (1)$$

donde  $X$  es un vector de características individuales o variables de la empresa y su entorno.

Rosenbaum y Rubin (1983) muestran que, si el hecho de ser beneficiaria o no serlo es el resultado de un proceso de selección aleatoria en la región definida por el vector multidimensional  $X$ , esta selección también es aleatoria en la región definida por el escalar  $p(x)$ . Por lo tanto, el efecto medio del tratamiento sobre las empresas tratadas ( $ATT$ ) en el caso del tratamiento administrado por Costa Rica Provee a las empresas beneficiarias se puede indicar mediante las siguientes ecuaciones:

$$ATT = E[Y_1 - Y_0] = E[E[Y_1 - Y_0 | p(x)]] \quad (2)$$

y

$$E[Y_1 | p(x), D=1] - E[Y_0 | p(x), D=0] = E[Y_1 - Y_0 | p(x)] \quad (3)$$

donde  $Y_i$  es la variable resultado en la que se mide el impacto del programa Costa Rica Provee y el subíndice  $i$  indica el año de observación de dicha variable.

A continuación se puede estimar el impacto de Costa Rica Provee como la diferencia entre el promedio de la variable resultado del grupo de tratamiento (beneficiarias) y del grupo de control en la región de soporte común (donde los datos muestran que las características de las beneficiarias y las no beneficiarias se superponen), región que se define mediante el emparejamiento por probabilidad de participación.

Uno de los problemas que plantea la estimación del efecto medio del tratamiento sobre las empresas tratadas ( $ATT$ ) es que en ella no se tiene en cuenta la posibilidad de que haya sesgo de

selección debido a variables no observadas, lo que se agrava por el hecho de que, según los datos del panel, el tratamiento no se administró a todas las empresas en el mismo año ni fue continuo una vez que las empresas ingresaron en el programa. Por lo tanto, a los efectos de estimar el impacto del programa, se utilizan los resultados del emparejamiento por probabilidad de participación para definir los grupos de control y de tratamiento de manera de cumplir con la condición de soporte común, y se estiman las ecuaciones del impacto por medio de un método de regresión que se basa en un enfoque de efectos fijos.

## 2. Especificación de los modelos y procedimiento de estimación

Para estimar el impacto de Costa Rica Provee sobre el desempeño de las pymes, se aplicó un conjunto de modelos de regresión a un conjunto de datos de panel correspondientes al período de 2004 a 2011, y se relacionó la variable resultado (salario, empleo o exportaciones) con un conjunto de covariables, entre ellas una variable ficticia ( $D$ ) que indicaba si la empresa había sido beneficiaria del programa en algún momento en ese período o si no lo había sido. En el caso del salario y el empleo, la especificación de los modelos se obtuvo en el supuesto de que las pymes costarricenses exhibían un comportamiento orientado a maximizar las ganancias.

La estimación se realizó utilizando el método de los mínimos cuadrados ordinarios, del emparejamiento por posibilidad de participación y de los efectos fijos. En el caso de las exportaciones, se utilizó un modelo de probabilidad lineal para estimar el efecto del programa sobre la probabilidad de que una empresa exportara en algún momento entre 2004 y 2011. En este último caso, se usó tanto el método de los efectos fijos como el del emparejamiento por posibilidad de participación.

En síntesis, se estimaron las tres ecuaciones siguientes:

$$(w-p)_{it} = \beta_0 + \beta_1(PREM*SE)_{it} + \beta_2 D_{it} + \beta_3 D_{it-1} + \beta_4 D_{it-2} + \beta_5 X_{it} + \epsilon_{it} \quad (4)^2$$

$$l_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 D_{it} + \gamma_2 D_{it-1} + \gamma_3 D_{it-2} + \gamma_4 X_{it} + \sigma_{it} \quad (5)^3$$

$$exp_{it} = \delta_0 + \delta_1 D_{it} + \delta_2 D_{it-1} + \delta_3 D_{it-2} + \delta_4 X_{it} + \rho_{it} \quad (6)$$

donde  $(w-p)$  es el salario real medio pagado por la empresa (en logaritmos),  $PREM*SE$  es la prima salarial que reciben los trabajadores calificados,  $L$  es el número de trabajadores empleados por la empresa (en logaritmos),  $exp$  es una variable ficticia que es igual a 1, si la empresa exportó en el año  $t$ , e igual a 0, si no lo hizo, y  $X$  representa las covariables. Cada uno de los términos de error de las ecuaciones (4), (5) y (6) tiene dos componentes: uno relacionado con un efecto propio no observado de la empresa que no varía con el tiempo (sector de producción, capacidad de gestión, entre otros), pero que puede repercutir en la variable resultado, y otro componente que es puramente estocástico.

Calculamos otra especificación de la ecuación (3) que incluía valores retardados de la variable dependiente. Esto se debió a que las exportaciones de una empresa en el año  $t$  se explican por su desempeño en materia de exportaciones en los años  $t-1$ ,  $t-2$  y  $t-3$ . Por lo tanto, se estimó un modelo dinámico de probabilidad lineal. De conformidad con lo que se establece en la literatura, no se utilizó el enfoque de los efectos fijos para estimar esta nueva especificación.

<sup>2</sup> Véase el anexo A.1 para saber cómo se derivó la ecuación (4).

<sup>3</sup> Véase el anexo A.2 para saber cómo se derivó la ecuación (5).

Además de estimar las tres ecuaciones mencionadas, se exploró la duración de los efectos y el hecho de si la dosis era realmente importante, de conformidad con Crespi y otros (2011). Con ese fin, se modificaron las tres ecuaciones anteriores sustituyendo la variable de impacto  $D$  por otra variable ficticia denominada  $D_{\text{timing}}$ , que toma el valor 1 todos los años a partir de la primera intervención, y el valor 0 si no hubo ninguna intervención. En cuanto al efecto de la dosis, se substituyó la variable de impacto  $D$  por otra variable denominada  $D_{\text{dosage}}$  que toma el valor 1 cada año desde aquel en que la empresa recibió tratamiento por primera vez hasta el año anterior al segundo tratamiento, el valor 2 desde el año en que la empresa recibió tratamiento por segunda vez hasta el año anterior al tercer tratamiento, y así sucesivamente, y el valor 0 si no hubo ningún tratamiento. En otras palabras, con esto se abarcan los casos en que una empresa fue beneficiaria en más de un año.

### 3. Datos

Se reunió información sobre las beneficiarias y se la relacionó con datos de la seguridad social y las exportaciones a fin de obtener microdatos sobre los resultados finales (empleo total, salario medio y exportaciones) y sobre el sector, la ubicación y la condición jurídica de cada empresa. Se trata de datos oficiales obtenidos de diversas fuentes gubernamentales (ministerios, el instituto de seguridad social y las cifras de comercio exterior). De este modo, pudimos construir el panel de empresas que recibieron y no recibieron tratamiento en el marco del programa Costa Rica Provee entre 2001 y 2011.

## V. Resultados

Antes de presentar los resultados de la evaluación del impacto del programa Costa Rica Provee, se presentarán los que corresponden a la técnica de emparejamiento por probabilidad de participación que se utilizó para determinar qué empresas pertenecerían al grupo de control, en particular al soporte común.

### 1. Estimación de la probabilidad de participar y construcción del soporte común

En el cuadro 1 se muestran las variables que se utilizaron para estimar la probabilidad de participar de las empresas de la muestra, así como los resultados de la estimación. Se estimó la probabilidad de que las empresas participaran en el programa entre 2004 y 2011 en relación con las características que tenían entre 2001 y 2003, es decir, antes de que cualquiera de las empresas de la muestra hubiera participado en el programa.

La probabilidad de participar estimada por medio del modelo de participación que se presenta en el cuadro 1 se empleó para determinar qué empresas no habían participado en el programa Costa Rica Provee pero tenían la probabilidad de participar más cercana a la de las empresas que sí participaron. Las variables del modelo de participación son las siguientes: ubicación geográfica (las tres provincias donde las empresas multinacionales tienen la mayor cantidad de proveedores locales); sector de actividad económica (el proceso litográfico, habida cuenta de que este es el insumo más común que los proveedores locales suministran a las empresas multinacionales), y algunas características de la empresa, como el número de trabajadores, el salario medio y una variable ficticia que indica si la empresa exportó en 2002.

**Cuadro 1**  
 Estimación de la función probit del emparejamiento  
 por probabilidad de participación, 2001-2003  
 (Coeficientes y valores de *p*)

Variable	Coeficiente
La empresa está ubicada en San José	0,6280*** (0,1544)
La empresa está ubicada en Cartago	0,8718*** (0,1894)
La empresa está ubicada en Heredia	0,7408*** (0,1846)
Proceso litográfico	0,8663*** (0,2429)
La empresa exportó en 2002	0,5457*** (0,1312)
Salario real en 2001 (logaritmo)	0,1369*** (0,0323)
Crecimiento de la fuerza de trabajo de 2001 a 2003	0,2010* (0,1058)
Constante	-4,2812*** (0,5299)
Número de observaciones	1 670
Chi cuadrado de Wald (7)	100,20
Prob > chi cuadrado	0,0000
Pseudo R cuadrado	0,1058

**Fuente:** Elaboración propia.

**Nota:** \* Estadísticamente significativo al 10%; \*\* estadísticamente significativo al 5%;  
 \*\*\* estadísticamente significativo al 1%.

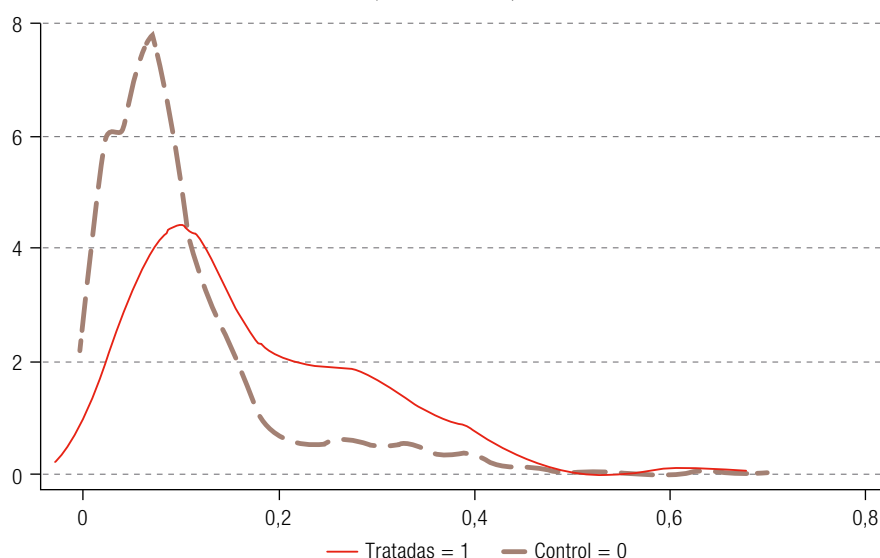
Todos los coeficientes incluidos en la ecuación son significativos. Además, el modelo en su conjunto es significativo, lo que quiere decir que es adecuado para estimar la probabilidad de que las empresas participaran en el programa Costa Rica Provee y para asignarlas al grupo de tratamiento o al de control. A fin de obtener el soporte común, es necesario eliminar el 20% de las observaciones que tienen menor densidad en la probabilidad de participación.

En el gráfico 2 se muestra cómo se distribuye la probabilidad de participación después de emparejar las empresas, es decir, se muestran los resultados del emparejamiento por probabilidad de participación de las empresas de los grupos de tratamiento y de control seleccionadas previamente en el soporte común.

Tras determinar qué empresas se debían incluir en el grupo de control, es decir, qué empresas tenían una probabilidad similar de participación, hubo que comprobar que las características de las empresas del grupo de control fueran iguales a las de las empresas que participaron en el programa (Rosenbaum y Rubin, 1983). Con ese fin, se hicieron pruebas *t* para determinar la igualdad de las medias del grupo de las empresas tratadas y del grupo de las no tratadas antes y después del emparejamiento (las pruebas *t* se basan en una regresión de cada variable en el indicador de tratamiento).

**Gráfico 2**

Densidad de las empresas tratadas y no tratadas resultante del emparejamiento por probabilidad de participación en el soporte común de la evaluación del impacto del programa Costa Rica Provee  
(Probabilidades)



**Fuente:** Elaboración propia.

En el cuadro 2 se muestra el balance de las variables observables antes y después del emparejamiento de las empresas del soporte común. Tras el emparejamiento, no es posible rechazar la hipótesis nula de que las diferencias entre las medias de las empresas del programa y las del grupo de control son cero en relación con todas las variables de manera simultánea. Por consiguiente, después del proceso de emparejamiento, el grupo de empresas tratadas y el de empresas no tratadas de la muestra son estadísticamente comparables en relación con las variables observables que se incluyen en el modelo de participación.

**Cuadro 2**

Balance de las variables observables antes y después del emparejamiento de la evaluación del impacto del programa Costa Rica Provee

Variable	Muestra	Tratadas	Control	Diferencia	Error estándar	Estadística t
La empresa está ubicada en San José	Sin emparejar	0,61074	0,53386	0,07688	0,04276	1,80
	Emparejada	0,61667	0,62500	-0,00833	0,06786	-0,12
La empresa está ubicada en Cartago	Sin emparejar	0,14765	0,09599	0,05166	0,02581	2,00
	Emparejada	0,15000	0,14167	0,00833	0,04945	0,17
La empresa está ubicada en Heredia	Sin emparejar	0,18121	0,12032	0,06089	0,02844	2,14
	Emparejada	0,15833	0,20000	-0,04167	0,05338	-0,78
La empresa exportó en 2002	Sin emparejar	0,26846	0,08284	0,18562	0,02529	7,34
	Emparejada	0,17500	0,15833	0,01667	0,04846	0,34
Proceso litográfico	Sin emparejar	0,07383	0,01512	0,05870	0,01204	4,87
	Emparejada	0,00833	0,00000	0,00833	0,00833	1,00
Salario real en 2001	Sin emparejar	16,72404	15,81788	0,90617	0,13314	6,81
	Emparejada	16,59053	16,59801	-0,00749	0,20257	-0,04
Crecimiento de la fuerza de trabajo de 2001 a 2003	Sin emparejar	0,10335	0,08817	0,01518	0,03800	0,40
	Emparejada	0,12301	0,05486	0,06815	0,05586	1,22

**Fuente:** Elaboración propia.

## 2. El impacto de Costa Rica Provee sobre el salario real medio

Como se mencionó anteriormente, a los efectos de estimar correctamente el impacto del programa Costa Rica Provee, es necesario controlar no solo la participación de las empresas, sino también las variables observables y no observables cuyo comportamiento puede afectar la variable resultado. Como las empresas beneficiarias de Costa Rica Provee son pymes, la muestra del estudio se limitó a empresas que tenían 100 empleados como máximo, tanto en el caso de las empresas beneficiarias como las de control.

Los resultados en cuanto al salario real (ecuación (4) de la sección sobre metodología) se presentan en el cuadro 3. La segunda columna muestra un resultado positivo y significativo en cuanto a la variable de tratamiento,  $D_t$  (0,1212), lo que indica que la participación de las empresas en Costa Rica Provee tiene un efecto positivo y significativo sobre el salario real que las empresas pagan a sus empleados. Una comparación de la primera y la segunda columna del cuadro 3 también muestra que la prima salarial correspondiente a las diferencias entre las categorías de la mano de obra ( $Prem*SE$ ) tiene un coeficiente positivo y significativo (0,0775).

**Cuadro 3**  
Impacto del programa Costa Rica Provee sobre el salario real medio  
(Efectos fijos, y errores estándar robustos y agrupados)

Variable	(1) Efectos fijos	(2) Efectos fijos	(3) Efectos fijos	(4) Efectos fijos	(5) Efectos fijos
$D_t$ (variable ficticia igual a 1 si la empresa recibió tratamiento en el año $t$ e igual a 0 si nunca recibió tratamiento)	0,0780***	0,1212***	0,1304***		
	(0,0181)	(0,0157)	(0,0155)		
$D_{t-1}$ (variable ficticia de tratamiento retardada un año)			0,1462***		
			(0,0173)		
$D_{t-2}$ (variable ficticia de tratamiento retardada dos años)			0,1473***		
			(0,0207)		
$Prem*SE$ (prima salarial por diferentes categorías de mano de obra)		0,0775***	0,0781***	0,0793***	0,0792***
		(0,0052)	(0,0052)	(0,0053)	(0,0053)
$D\_timing_t$ (variable ficticia igual a 1 desde el primer año en que la empresa recibió tratamiento y así sucesivamente, o igual a 0 si la empresa nunca se trató)				0,3300***	
				(0,0201)	
$D\_dosage_t$ (variable ficticia igual a 1 en todos los años desde el primero en que la empresa recibió tratamiento hasta el año anterior al segundo tratamiento, igual a 2 desde el año en que la empresa recibió tratamiento y hasta el año previo al tercer tratamiento, y así sucesivamente; igual a 0 si la empresa nunca se trató)					0,1659***
					(0,0139)
Constante	13,8197***	13,4258***	13,4188***	13,4057***	13,4080***
	(0,0003)	(0,0263)	(0,0267)	(0,0275)	(0,0274)
Observaciones	26 082	26 082	26 082	26 082	26 082
R cuadrado	0,0006	0,1627	0,1658	0,1716	0,1712
Número de observaciones	4 628	4 628	4 628	4 628	4 628

**Fuente:** Elaboración propia.

**Nota:** \* Estadísticamente significativo al 10%; \*\* estadísticamente significativo al 5%; \*\*\* estadísticamente significativo al 1%.

También es interesante observar en la columna 3 que el efecto de participar en Costa Rica Provee no solo se aprecia durante el año de aplicación del tratamiento, sino también uno y dos años después (los coeficientes asociados con  $D_{t-1}$  y  $D_{t-2}$  son positivos y significativos, con un valor de 0,1462 y 0,1473, respectivamente).

Cuando la variable de tratamiento se sustituye por la variable  $D_{timing}$  y se analizan los efectos dinámicos (no lineales) de la participación en Costa Rica Provee (columna 4), los resultados indican que cuanto más prolongado es el tratamiento que la empresa recibe, mayor es el impacto. En efecto, el coeficiente asociado con  $D_{timing}$  es positivo y significativo (0,3300). Esta conclusión puede sugerir que las empresas beneficiarias de Costa Rica Provee siguen aprovechando los conocimientos adquiridos gracias a su vínculo comercial con las empresas multinacionales y que ello tiene un impacto permanente sobre su desempeño.

Por último, los resultados de la columna 5 correspondientes a la dosis de tratamiento ( $D_{dosage}$ ) sugieren que el hecho de que una empresa beneficiaria de Costa Rica Provee hubiera recibido tratamiento en varias ocasiones durante el período analizado (de 2004 a 2011) contribuyó a aumentar el salario real de sus empleados (el coeficiente asociado con  $D_{dosage}$  es positivo y significativo y tiene un valor de 0,1659). Una posible interpretación de este resultado es que cuantas más relaciones comerciales (encadenamientos) tienen las pymes que participan en el programa Costa Rica Provee con las empresas multinacionales, mayores son los conocimientos que adquieren y ello tiene un efecto positivo sobre su rendimiento futuro.

Teniendo presente que el grupo de comparación tomado para las estimaciones del cuadro 3 puede mejorarse mediante la utilización de empresas cuya probabilidad de participar en el programa sea similar a la de las empresas del grupo de control, los modelos del cuadro 3 se volvieron a estimar, controlando los efectos fijos, pero usando solo las empresas del soporte común. Estas nuevas estimaciones se consideran más robustas porque las empresas que no son buenos “clones” de las empresas beneficiarias se eliminaron del grupo de control por medio del emparejamiento por probabilidad de participación. En el cuadro 4 se muestra el impacto del programa Costa Rica Provee sobre el salario real, mediante la utilización del método de los efectos fijos y el emparejamiento por probabilidad de participación.

Los resultados que se presentan en el cuadro 4 coinciden con los del cuadro 3 e indican que la participación de las pymes en el programa Costa Rica Provee tiene sin lugar a dudas un efecto positivo y significativo sobre el salario real de las empresas beneficiarias (columnas 1 a 5). Sin embargo, cuando evaluamos si el supuesto de tendencia paralela antes del tratamiento era cierto, llegamos a la conclusión de que utilizar efectos fijos no era un enfoque válido en este caso. De hecho, los resultados de todos los coeficientes asociados con las variables previas al tratamiento ( $PD_{-}$ ) en la columna 6 son significativos y diferentes entre sí. Por este motivo, se llevó a cabo un emparejamiento por probabilidad de participación con un modelo dinámico de mínimos cuadrados, cuyos resultados se presentan en la columna 7. El coeficiente asociado con la variable de tratamiento ( $D$ ) en esta especificación es positivo y significativo (0,0377), de manera que podemos llegar a la conclusión de que la participación de las empresas en el programa Costa Rica Provee tiene un efecto positivo y significativo sobre el salario real.

Por último, todos los coeficientes asociados con las variables anteriores al tratamiento son negativos. Una posible interpretación de este resultado es que las empresas que enfrentaban perturbaciones antes del tratamiento fueron las que procuraron participar en el programa Costa Rica Provee.



**Cuadro 4**  
Impacto del programa Costa Rica Provee sobre el salario real medio  
(Emparejamiento por probabilidad de participación, efectos fijos, mínimos cuadrados dinámicos, y errores estándar robustos y agrupados)

Variable	(1) Emparejamiento por probabilidad de participación y efectos fijos	(2) Emparejamiento por probabilidad de participación y efectos fijos	(3) Emparejamiento por probabilidad de participación y efectos fijos	(4) Emparejamiento por probabilidad de participación y efectos fijos	(5) Emparejamiento por probabilidad de participación y efectos fijos	(6) Prueba de tendencia paralela antes del tratamiento	(7) Emparejamiento por probabilidad de participación y mínimos cuadrados dinámicos
$D_t$ (variable ficticia igual a 1 si la empresa recibió tratamiento en el año $t$ e igual a 0 si nunca recibió tratamiento)	0,0355*** (0,0244)	0,0619*** (0,0210)	0,0641*** (0,0212)			0,0409*** (0,0213)	0,0377*** (0,0146)
$D_{t-1}$ (variable ficticia de tratamiento retardada un año)			0,0596*** (0,0211)				
$D_{t-2}$ (variable ficticia de tratamiento retardada dos años)			0,0758*** (0,0240)				
$Prem*SE$ (prima salarial por diferentes categorías de mano de obra)		0,0313*** (0,0030)	0,0317*** (0,0030)	0,0327*** (0,0031)	0,0326*** (0,0031)	0,0314*** (0,0030)	0,0115*** (0,0027)
$D\_timing_t$ (variable ficticia igual a 1 desde el primer año en que la empresa recibió tratamiento y así sucesivamente, o igual a 0 si la empresa nunca se trató)				0,1909*** (0,0278)			
$D\_dosage_t$ (variable ficticia igual a 1 en todos los años desde el primero en que la empresa recibió tratamiento hasta el año anterior al segundo tratamiento, igual a 2 desde el año en que la empresa recibió el segundo tratamiento y hasta el año previo al tercer tratamiento, y así sucesivamente; igual a 0 si la empresa nunca se trató)					0,0938*** (0,0159)		
$PD\_1$ (variable ficticia previa al tratamiento, igual a 1 el primer año antes de que la empresa recibiera tratamiento e igual a 0 si la empresa nunca se trató)						-0,0708*** (0,0245)	
$PD\_2$ (variable ficticia previa al tratamiento, igual a 1 el segundo año antes de que la empresa recibiera tratamiento e igual a 0 si nunca se trató)						-0,0642*** (0,0206)	

Cuadro 4 (conclusión)

Variable	(1) Emparejamiento por probabilidad de participación y efectos fijos	(2) Emparejamiento por probabilidad de participación y efectos fijos	(3) Emparejamiento por probabilidad de participación y efectos fijos	(4) Emparejamiento por probabilidad de participación y efectos fijos	(5) Emparejamiento por probabilidad de participación y efectos fijos	(6) Prueba de tendencia paralela antes del tratamiento	(7) Emparejamiento por probabilidad de participación y mínimos cuadrados dinámicos
<i>PD_3</i> (variable ficticia previa al tratamiento, igual a 1 el tercer año antes de que la empresa recibiera tratamiento e igual a 0 si la empresa nunca se trató)						-0,1147***	
$(w - p)_{t-1}$ (variable del salario real retardada un año)						(0,0227)	0,7567*** (0,0390)
$(w - p)_{t-2}$ (variable del salario real retardada dos años)							0,0451*** (0,0321)
$(w - p)_{t-3}$ (variable del salario real retardada tres años)							0,0883*** (0,0107)
Constante	13,9604*** (0,0004)	13,7796*** (0,0171)	13,7754*** (0,0176)	13,7647*** (0,0182)	13,7664*** (0,0180)	13,7801*** (0,0172)	1,4811*** (0,1903)
Observaciones	12 450	12 450	12 450	12 450	12 450	12 450	12 349
R cuadrado	0,0003	0,0798	0,0816	0,0883	0,0889	0,0814	0,1712
Número de observaciones	1 626	1 626	1 626	1 626	1 626	1 626	1 620

Fuente: Elaboración propia.

Nota: \* Estadísticamente significativo al 10%; \*\* estadísticamente significativo al 5%; \*\*\* estadísticamente significativo al 1%.

### 3. El impacto de Costa Rica Provee sobre la demanda de empleo

Los resultados del impacto de Costa Rica Provee sobre la demanda de empleo (número de trabajadores) se presentan en los cuadros 5 y 6.

**Cuadro 5**  
Impacto del programa Costa Rica Provee sobre la demanda de empleo  
(Efectos fijos, y errores estándar robustos y agrupados)

Variable	(1) Efectos fijos	(2) Efectos fijos	(3) Efectos fijos	(4) Efectos fijos
$D_t$ (variable ficticia igual a 1 si la empresa recibió tratamiento en el año $t$ e igual a 0 si nunca recibió tratamiento)	0,1124*** (0,0264)	0,1208*** (0,0256)		
$D_{t-1}$ (variable ficticia de tratamiento retardada un año)		0,1429*** (0,0269)		
$D_{t-2}$ (variable ficticia de tratamiento retardada dos años)		0,1398*** (0,0316)		
$D\_timing_t$ (variable ficticia igual a 1 desde el primer año en que la empresa recibió tratamiento y así sucesivamente, o igual a 0 si la empresa nunca se trató)			0,0293*** (0,0347)	
$D\_dosage_t$ (variable ficticia igual a 1 en todos los años desde el primero en que la empresa recibió tratamiento hasta el año anterior al segundo tratamiento, igual a 2 desde el año en que la empresa recibió el segundo tratamiento y hasta el año previo al tercer tratamiento, y así sucesivamente; igual a 0 si la empresa nunca se trató)				0,1616*** (0,0209)
Constante	2,0003*** (0,0005)	1,9965*** (0,0009)	1,9916*** (0,0014)	1,9915*** (0,0014)
Observaciones	26 082	26 082	26 082	26 082
R cuadrado	0,0009	0,0032	0,0054	0,0074
Número de observaciones	4 628	4 628	4 628	4 628

**Fuente:** Elaboración propia.

**Nota:** \* Estadísticamente significativo al 10%; \*\* estadísticamente significativo al 5%; \*\*\* estadísticamente significativo al 1%.

Los resultados del cuadro 5 corresponden a las estimaciones en las que solo se utilizó el método de efectos fijos. A partir de la columna 1 del cuadro 5, se puede llegar a la conclusión de que participar en Costa Rica Provee tiene efectos positivos y significativos sobre la demanda de empleo en las empresas beneficiarias, ya que el coeficiente asociado con la variable de tratamiento,  $D_t$ , es positivo y significativo (0,1124).

Los datos de la columna 2 indican que el efecto de participar en Costa Rica Provee surge durante el primer año de tratamiento y continúa uno y dos años después; los coeficientes asociados con las variables de tratamiento  $D_t$ ,  $D_{t-1}$  y  $D_{t-2}$  son positivos y significativos (0,1208, 0,1429 y 0,1398, respectivamente). Por otro lado, cuando la variable de tratamiento se sustituye por la variable  $D\_timing$  y se analizan los efectos dinámicos (no lineales) de la participación en Costa Rica Provee (columna 3), se puede concluir que cuanto más prolongado es el tratamiento que la empresa recibe, mayor es el impacto sobre la demanda de empleo. El coeficiente asociado con  $D\_timing$  es positivo y significativo (0,2693).

Por último, los resultados de la columna 4 relativos a la dosis de tratamiento ( $D\_dosage$ ) sugieren que cuanto más veces una empresa recibió tratamiento en el marco del programa Costa Rica Provee durante el período analizado (de 2004 a 2011), mayor fue su demanda de empleo. El coeficiente asociado con  $D\_dosage$  es positivo y significativo (0,1616).

En el cuadro 6 se presentan los resultados del impacto de Costa Rica Provee sobre la demanda de empleo cuando solo se utilizan las empresas del soporte común y se controlan los efectos fijos. Estas estimaciones se consideran más sólidas porque las empresas que no son buenos “clones” de las empresas beneficiarias se eliminan del grupo de control por medio del emparejamiento por probabilidad de participación.

Cuadro 6

Impacto del programa Costa Rica Provee sobre la demanda de empleo  
(Emparejamiento por probabilidad de participación, efectos fijos, y errores estándar robustos y agrupados)

Variable	(1) Emparejamiento por probabilidad de participación y efectos fijos	(2) Emparejamiento por probabilidad de participación y efectos fijos	(3) Emparejamiento por probabilidad de participación y efectos fijos	(4) Emparejamiento por probabilidad de participación y efectos fijos	(5) Prueba de tendencia paralela antes del tratamiento
$D_t$ (variable ficticia igual a 1 si la empresa recibió tratamiento en el año $t$ e igual a 0 si nunca recibió tratamiento)	0,0958*** (0,0305)	0,0984*** (0,0299)			0,0913*** (0,0328)
$D_{t-1}$ (variable ficticia de tratamiento retardada un año)		0,1117*** (0,0343)			
$D_{t-2}$ (variable ficticia de tratamiento retardada dos años)		0,0829** (0,0350)			
$D_{\text{timing}_t}$ (variable ficticia igual a 1 desde el primer año en que la empresa recibió tratamiento y así sucesivamente, o igual a 0 si la empresa nunca se trató)			0,2081*** (0,0461)		
$D_{\text{dosage}_t}$ (variable ficticia igual a 1 en todos los años desde el primero en que la empresa recibió tratamiento hasta el año anterior al segundo tratamiento, igual a 2 desde el año en que la empresa recibió el segundo tratamiento y hasta el año previo al tercer tratamiento, y así sucesivamente; igual a 0 si la empresa nunca se trató)				0,1062*** (0,0217)	
$PD_1$ (variable ficticia previa al tratamiento, igual a 1 el primer año antes de que la empresa recibiera tratamiento e igual a 0 si la empresa nunca se trató)					0,0058 (0,0520)
$PD_2$ (variable ficticia previa al tratamiento, igual a 1 el segundo año antes de que la empresa recibiera tratamiento e igual a 0 si nunca se trató)					0,0023 (0,0381)
$PD_3$ (variable ficticia previa al tratamiento, igual a 1 el tercer año antes de que la empresa recibiera tratamiento e igual a 0 si la empresa nunca se trató)					-0,0770* (0,0409)
Constante	2,3123*** (0,0005)	2,3097*** (0,0011)	2,3054*** (0,0019)	2,3065*** (0,0015)	2,3127*** (0,0009)
Observaciones	1 2450	1 2450	1 2450	1 2450	1 2450
R cuadrado	0,0009	0,0025	0,0045	0,0052	0,0011
Número de observaciones	1 626	1 626	1 626	1 626	1 626

Fuente: Elaboración propia.

Nota: \* Estadísticamente significativo al 10%; \*\* estadísticamente significativo al 5%; \*\*\* estadísticamente significativo al 1%.

Los resultados del cuadro 6 confirman que el programa Costa Rica Provee tiene efectos positivos y significativos sobre la demanda de empleo en las empresas beneficiarias, ya que el coeficiente asociado con la variable de tratamiento ( $D_t$ ) es positivo y significativo (0,0958, columna 1). Los efectos se observan en el año de aplicación del tratamiento, así como también uno y dos años después. Los valores de los coeficientes asociados con las variables de tratamiento  $D_t$ ,  $D_{t-1}$  y  $D_{t-2}$  son positivos y significativos (0,0984, 0,1117 y 0,0829, respectivamente).

Cuando se analizan los resultados dinámicos del tratamiento ( $D\_timing$ ), se obtiene un coeficiente positivo y significativo (0,2081), lo que indica que un período de tratamiento más prolongado tiene un mayor impacto sobre la demanda de empleo. Además, el coeficiente asociado con la dosis ( $D\_dosage$ ) es positivo y significativo (0,1062), lo que indica que los tratamientos sucesivos tienen un mayor impacto en el desempeño de las empresas beneficiarias que los tratamientos individuales.

Cuando se trata de comprobar si es cierto el supuesto de tendencia paralela antes del tratamiento, los resultados de la columna 5 indican que, en este caso, es válido utilizar los efectos fijos. De hecho, ninguno de los resultados de todos los coeficientes asociados con las variables previas al tratamiento es significativo, excepto en el caso de  $PD\_3$ . Sin embargo, dado que la significancia de este último coeficiente es muy baja y que los coeficientes de las dos primeras variables previas al tratamiento no son significativos, se considera que hay pruebas sólidas para aceptar el supuesto de tendencia paralela antes del tratamiento.

## 4. El efecto de Costa Rica Provee sobre la probabilidad de exportar

En los cuadros 7 y 8 se presentan los resultados obtenidos con la ecuación (6) en relación con el efecto de Costa Rica Provee sobre la probabilidad de exportar.

En el cuadro 7 se muestran los resultados del análisis en el que se empleó un modelo de probabilidad lineal donde solo se adopta el enfoque de los efectos fijos. Los datos que figuran en la columna 1 del cuadro 7 muestran que el coeficiente asociado con la variable ficticia de tratamiento ( $D_t$ ) es positivo y significativo (0,0315), lo que indica que la participación de las pymes en el programa Costa Rica Provee aumenta la probabilidad de que las empresas beneficiarias exporten, en comparación con las empresas del grupo de control. Además, participar en Costa Rica Provee parece tener un efecto sobre el desempeño exportador de las empresas beneficiarias no solo en el año en que reciben el tratamiento sino también en los dos años siguientes. Los coeficientes asociados con esos efectos son positivos y significativos (0,0372 y 0,0942, respectivamente), como se observa en la columna 2 del cuadro 7.

Otro resultado interesante de este ejercicio es que, cuanto más prolongado fue el tratamiento de una empresa, mayor fue el efecto sobre su probabilidad de exportar. El coeficiente asociado con el efecto dinámico de la intervención ( $D\_timing$ ), que se muestra en la tercera columna del cuadro 7, es positivo y significativo (0,0613). Además, parece que cuanto mayor es la cantidad de veces que una empresa participa en el programa Costa Rica Provee, más aumenta su probabilidad de exportar. El coeficiente asociado con la variable referida a la dosis de tratamiento ( $D\_dosage$ ) es positivo y significativo (0,0585). En otras palabras, parece que cuanto mayor es la cantidad de encadenamientos que este programa crea entre las empresas multinacionales y las empresas beneficiarias, más probabilidades tienen estas últimas de colocar sus productos en los mercados internacionales.

## Cuadro 7

Impacto del programa Costa Rica Provee sobre la probabilidad de exportar:  
 modelo de probabilidad lineal  
 (Efectos fijos, y errores estándar robustos y agrupados)

Variable	(1) Efectos fijos	(2) Efectos fijos	(3) Efectos fijos	(4) Efectos fijos
$D_t$ (variable ficticia igual a 1 si la empresa recibió tratamiento en el año $t$ e igual a 0 si nunca recibió tratamiento)	0,0315*	0,0372**		
	(0,0171)	(0,0170)		
$D_{t-1}$ (variable ficticia de tratamiento retardada un año)		0,0046		
		(0,0164)		
$D_{t-2}$ (variable ficticia de tratamiento retardada dos años)		0,0942***		
		(0,0191)		
$D\_timing_t$ (variable ficticia igual a 1 desde el primer año en que la empresa recibió tratamiento y así sucesivamente, o igual a 0 si la empresa nunca se trató)			0,0613***	
			(0,0174)	
$D\_dosage_t$ (variable ficticia igual a 1 en todos los años desde el primero en que la empresa recibió tratamiento hasta el año anterior al segundo tratamiento, igual a 2 desde el año en que la empresa recibió el segundo tratamiento y hasta el año previo al tercer tratamiento, y así sucesivamente; igual a 0 si la empresa nunca se trató)				0,0585***
				(0,0123)
Constante	0,0981***	0,0969***	0,0962***	0,0948***
	(0,0003)	(0,0005)	(0,0007)	(0,0008)
Observaciones	26 062	26 062	26 062	26 062
R cuadrado	0,0005	0,0035	0,0020	0,0068
Número de observaciones	4 625	4 625	4 625	4 625

Fuente: Elaboración propia.

Nota: \* Estadísticamente significativo al 10%; \*\* estadísticamente significativo al 5%; \*\*\* estadísticamente significativo al 1%.

Cuando el método del emparejamiento por probabilidad de participación y el de los efectos fijos se usan juntos para estimar los efectos de Costa Rica Provee sobre la probabilidad de que las empresas beneficiarias exporten, los resultados son similares a los que se obtienen cuando solo se usa el enfoque de los efectos fijos, si bien estos nuevos resultados son más robustos que los que figuran en el cuadro 7. Por consiguiente, como se indica en el cuadro 8, todos los coeficientes relacionados con las variables de tratamiento ( $D_t$ ,  $D\_timing$  y  $D\_dosage$ ) resultan ser positivos y significativos en este caso (0,0485, 0,0891 y 0,0676, respectivamente), lo que confirma la importancia que tiene la participación de las pymes en el programa Costa Rica Provee para mejorar su probabilidad de exportar.

Por último, evaluamos si el supuesto de tendencia paralela antes del tratamiento era cierto y llegamos a la conclusión de que utilizar efectos fijos no era un enfoque válido en este caso. De hecho, los resultados de todos los coeficientes relacionados con variables previas al tratamiento ( $PD\_$ ) en la columna 5 son significativos, salvo en el caso de  $PD\_3$ , donde el coeficiente es muy significativo. Por este motivo, se estimó un emparejamiento por probabilidad de participación con un modelo dinámico de mínimos cuadrados, cuyos resultados se presentan en la columna 6. El coeficiente asociado con la variable de tratamiento ( $D$ ) en esta especificación es positivo y significativo (0,0586), de manera que podemos concluir que la participación de las empresas en Costa Rica Provee tiene un efecto positivo y significativo sobre la probabilidad de exportar: la probabilidad de las empresas tratadas es 5,9 puntos porcentuales más alta que la de las no tratadas.

**Cuadro 8**  
Impacto del programa Costa Rica Provee sobre las exportaciones: modelo de probabilidad lineal  
(Emparejamiento por probabilidad de participación, efectos fijos, mínimos cuadrados dinámicos, y errores estándar robustos y agrupados)

Variable	(1) Emparejamiento por probabilidad de participación y efectos fijos	(2) Emparejamiento por probabilidad de participación y efectos fijos	(3) Emparejamiento por probabilidad de participación y efectos fijos	(4) Emparejamiento por probabilidad de participación y efectos fijos	(5) Prueba de tendencia paralela antes del tratamiento	(6) Emparejamiento por probabilidad de participación y mínimos cuadrados dinámicos
$D_t$ (variable ficticia igual a 1 si la empresa recibió tratamiento en el año $t$ e igual a 0 si nunca recibió tratamiento)	0,0471 (0,0290)	0,0485* (0,0285)			0,0428 (0,0295)	0,0586** (0,0233)
$D_{t-1}$ (variable ficticia de tratamiento retardada un año)		-0,0071 (0,0271)				
$D_{t-2}$ (variable ficticia de tratamiento retardada dos años)		0,1111*** (0,0263)				
$D_{\text{timing}}$ (variable ficticia igual a 1 desde el primer año en que la empresa recibió tratamiento y así sucesivamente, o igual a 0 si la empresa nunca se trató)			0,0891*** (0,0291)			
$D_{\text{dosage}}$ (variable ficticia igual a 1 en todos los años desde el primero en que la empresa recibió tratamiento hasta el año anterior al segundo tratamiento, igual a 2 desde el año en que la empresa recibió el segundo tratamiento y hasta el año previo al tercer tratamiento, y así sucesivamente; igual a 0 si la empresa nunca se trató)				0,0676*** (0,0190)		
$PD_{t-1}$ (variable ficticia previa al tratamiento, igual a 1 el primer año antes de que la empresa recibiera tratamiento e igual a 0 si la empresa nunca se trató)					0,0138 (0,0344)	
$PD_{t-2}$ (variable ficticia previa al tratamiento, igual a 1 el segundo año antes de que la empresa recibiera tratamiento e igual a 0 si nunca se trató)					0,0039 (0,0277)	
$PD_{t-3}$ (variable ficticia previa al tratamiento, igual a 1 el tercer año antes de que la empresa recibiera tratamiento e igual a 0 si la empresa nunca se trató)					-0,0876*** (0,0310)	
$exp_{t-1}$ (variable de exportación retardada un año)						0,5454*** (0,0236)
$exp_{t-2}$ (variable de exportación retardada dos años)						0,2561*** (0,0299)
$exp_{t-3}$ (variable de exportación retardada tres años)						0,1158*** (0,0212)

Cuadro 8 (conclusión)

Variable	(1) Emparejamiento por probabilidad de participación y efectos fijos	(2) Emparejamiento por probabilidad de participación y efectos fijos	(3) Emparejamiento por probabilidad de participación y efectos fijos	(4) Emparejamiento por probabilidad de participación y efectos fijos	(5) Prueba de tendencia paralela antes del tratamiento	(6) Emparejamiento por probabilidad de participación y mínimos cuadrados dinámicos
Constante	0,1166*** (0,0005)	0,1154*** (0,0009)	0,1138*** (0,0012)	0,1127*** (0,0013)	0,1170*** (0,0006)	0,0172*** (0,0014)
Observaciones	12 450	12 450	12 450	12 450	12 450	12 450
R cuadrado	0,0009	0,0048	0,0036	0,0091	0,0023	0,0533
Número de observaciones	1 626	1 626	1 626	1 626	1 626	1 626

Fuente: Elaboración propia.

Nota: \* Estadísticamente significativo al 10%; \*\* estadísticamente significativo al 5%; \*\*\* estadísticamente significativo al 1%.



## VI. Análisis y conclusiones

En este estudio se ha intentado contribuir a cerrar la brecha de conocimientos mediante la evaluación del impacto de un programa específico, Costa Rica Provee, que promueve los encadenamientos hacia atrás entre las empresas multinacionales y las pequeñas y medianas empresas (pymes) locales en Costa Rica, que es un país en desarrollo. Los efectos se estimaron en el supuesto de que las empresas beneficiarias procuraban maximizar sus ganancias y que Costa Rica Provee tenía por objeto aumentar la productividad de esas empresas. Se tomaron tres variables de desempeño: el salario real medio, la demanda de empleo y la probabilidad de exportar.

Se halló que el programa Costa Rica Provee tuvo efectos positivos y significativos sobre el desempeño de las empresas beneficiarias, en particular sobre el salario real medio, la demanda de empleo y la probabilidad de exportar. Se llegó a la conclusión de que el salario medio que pagaban las empresas tratadas por Costa Rica Provee era superior al que pagaban las empresas no tratadas (0,04) y que la demanda de empleo de las primeras era superior a la de las segundas (0,10). Esos beneficios se observaron hasta dos años después del primer año en que las empresas participaron en el programa. La cantidad de tiempo transcurrido desde la primera participación en Costa Rica Provee también tuvo un efecto positivo sobre el desempeño de las empresas beneficiarias, como también lo tuvo la cantidad de veces que las pymes fueron capaces de generar encadenamientos con las empresas multinacionales. Se constató que la probabilidad de exportar de las empresas tratadas era aproximadamente 5,9 puntos porcentuales superior a la de las empresas no tratadas.

Si bien las evaluaciones anteriores de los programas destinados a las pymes eran pesimistas en cuanto a su impacto, en algunos estudios recientes se ha constatado que participar en los programas tiene efectos positivos sobre los resultados intermedios, pero resultados dispares en cuanto a los efectos en el desempeño de la empresa (López-Acevedo y Tan, 2010). El presente estudio sugiere que hay efectos positivos sobre el desempeño de la empresa.

Esta conclusión está en consonancia con el resultado obtenido por Tan (2010) en Chile, Duque y Muñoz (2010) en Colombia, y López-Acevedo y Tinajero (2010) en México, ya que todos ellos hallaron que los programas que incluían encadenamientos hacia atrás y estaban destinados a las pymes tenían efectos positivos en el desempeño de la empresa. El aporte de la presente investigación es que se evalúa un programa concreto en el que se contemplan los encadenamientos hacia atrás. Además, los datos que se aportan sobre los efectos positivos del programa en el transcurso del tiempo se suman a los datos que Duque y Muñoz (2010) hallaron en Colombia.

Las limitaciones del presente estudio son un estímulo para las investigaciones futuras. En lo que respecta a la demanda, sería interesante examinar las características de las empresas multinacionales, como el tamaño y la antigüedad, su modo de establecerse, así como el tipo y la naturaleza de los procesos de producción. En lo que respecta a la oferta, podría valer la pena investigar la capacidad de absorción. Esta combinación de factores incide en la naturaleza de los encadenamientos (en cuanto al tipo, la profundidad y la calidad) y cabe esperar que afecte los resultados de Costa Rica Provee. También es importante el modo en que se miden los encadenamientos hacia atrás.

El presente estudio también sugiere repercusiones en materia de políticas. Como se mencionó anteriormente, atraer la inversión extranjera directa no produce de forma automática los beneficios de los encadenamientos hacia atrás. Costa Rica ha logrado atraer inversión extranjera directa (Foro Económico Mundial, 2013), pero su modelo de desarrollo tiene puntos débiles, entre ellos, el poco éxito que se ha tenido en cuanto a vincular la nueva economía (los sectores dinámicos como las empresas multinacionales) con una economía que puede ser antigua y lenta, como en el caso de algunas pymes. Los programas como Costa Rica Provee pueden ayudar en este sentido, y es importante mantener un programa basado en la demanda de las empresas multinacionales y ayudar a los proveedores locales a subir en la cadena de valor. De hecho, el alcance del programa podría ampliarse.

## Bibliografía

- Alfaro, L. y otros (2004), "FDI and economic growth, the role of local financial markets", *Journal of International Economics*, vol. 64, N° 1, Amsterdam, Elsevier.
- Amendolagine, V. y otros (2013), "FDI and local linkages in developing countries: evidence from Sub-Saharan Africa", *World Development*, vol. 50, Amsterdam, Elsevier.
- Barrios, S., H. Görg y E. Strobl (2011), "Spillovers through backward linkages from multinationals: measurement matters!", *European Economic Review*, vol. 55, N° 6, Amsterdam, Elsevier.
- Bernal, R. y X. Peña (2011), *Guía práctica para la evaluación de impacto*, Bogotá, Universidad de los Andes.
- Crespi, G. y otros (2011), "Evaluating the impact of science and technology programs: a methodological toolkit", *Notas Técnicas*, N° IDB-TN-333, Washington, D.C., Banco Interamericano de Desarrollo [en línea] <http://publications.iadb.org/handle/11319/5396?locale-attribute=en>.
- Crespo, N. y M. P. Fontoura (2007), "Determinant factors of FDI spillovers – what do we really know?", *World Development*, vol. 35, N° 3, Amsterdam, Elsevier.
- Damijan, J. P. y otros (2013), "Impact of firm heterogeneity on direct and spillover effects of FDI: micro-evidence from ten transition countries", *Journal of Comparative Economics*, vol. 41, N° 3, Amsterdam, Elsevier.
- Duque, J. F. y M. Muñoz (2010), "Evaluación de los programas de apoyo a las pyme en Colombia", *Evaluación de impacto de los programas para pyme en América Latina y el Caribe*, G. López-Acevedo y H. Tan (eds.), Washington, D.C., Banco Mundial.
- Ferragina, A. M. y F. Mazzotta (2014), "FDI spillovers on firm survival in Italy: absorptive capacity matters!", *Journal of Technology Transfer*, vol. 39, N° 6, Springer.
- Flores, J. J. (2011), "Backward linkages in Costa Rica: the role of the linkages promotion agency. Evidence from 2001 to 2008", tesis, Rotterdam, Universidad Erasmus [en línea] <http://thesis.eur.nl/pub/10139/>.
- Foro Económico Mundial (2013), "Foreign Direct Investment as a Key Driver for Trade, Growth and Prosperity: The Case for a Multilateral Agreement on Investment" [en línea] [http://www3.weforum.org/docs/GAC13/WEF\\_GAC\\_GlobalTradeFDI\\_FDIKeyDriver\\_Report\\_2013.pdf](http://www3.weforum.org/docs/GAC13/WEF_GAC_GlobalTradeFDI_FDIKeyDriver_Report_2013.pdf).
- Giroud, A., B. Jindra y P. Marek (2012), "Heterogeneous FDI in transition economies – A novel approach to assess the developmental impact of backward linkages", *World Development*, vol. 40, N° 11, Amsterdam, Elsevier.
- Görg, H., A. Hanley y E. Strobl (2011), "Creating backward linkages from multinationals: is there a role for financial incentives?", *Review of International Economics*, vol. 19, N° 2, Wiley.
- Groote, R. (2005), "Costa Rica. Proyecto de Desarrollo de Proveedores para Empresas Multinacionales de Alta Tecnología. ATN/ME-6751-CR. Final Evaluation", Washington, D.C., Banco Interamericano de Desarrollo (BID).
- Hallin, C. y L. C. Holmström (2012), "Revisiting the external impact of MNCs: an empirical study of the mechanisms behind knowledge spillovers from MNC subsidiaries", *International Business Review*, vol. 21, N° 2, Amsterdam, Elsevier.
- Javorcik, B. (2004), "Does foreign direct investment increase the productivity of domestic firms? In search of spillovers through backward linkages", *American Economic Review*, vol. 94, N° 3, Nashville, Tennessee, American Economic Review.
- Kim, P. H. y M. Li (2014), "Injecting demand through spillovers: foreign direct investment, domestic socio-political conditions, and host-country entrepreneurial activity", *Journal of Business Venturing*, vol. 29, N° 2, Amsterdam, Elsevier.
- Kiyota, K. y otros (2008), "Reconsidering the backward vertical linkages of foreign affiliates: evidence from Japanese multinationals", *World Development*, vol. 36, N° 8, Amsterdam, Elsevier.
- Liu, B. J. (2011), "MNEs and local linkages: evidence from Taiwanese affiliates", *World Development*, vol. 39, N° 4, Amsterdam, Elsevier.
- López-Acevedo, G. y H. W. Tan (eds.) (2010), *Evaluación de impacto de los programas para pyme en América Latina y el Caribe*, Washington, D.C., Banco Mundial [en línea] <http://documents.worldbank.org/curated/en/495651468176944025/pdf/526680SPANISH01E0espanol0JUL2902010.pdf>.
- López-Acevedo, G. y M. Tinajero (2010), "Evaluación de los programas de apoyo a las pyme en México", *Evaluación de impacto de los programas para pyme en América Latina y el Caribe*, G. López-Acevedo y H. Tan (eds.), Washington, D.C., Banco Mundial.
- Padilla-Pérez, R. e Y. Gaudin (2014), "Science, technology and innovation policies in small and developing economies: the case of Central America", *Research Policy*, vol. 43, N° 4, Amsterdam, Elsevier.

- Paus, E. y K. Gallagher (2008), "Missing links: foreign investment and industrial development in Costa Rica and Mexico", *Studies in Comparative International Development*, vol. 43, N° 1.
- Prashantham, S. y C. Dhanaraj (2014), "MNE ties and new venture internationalization: exploratory insights from India", *Asia Pacific Journal of Management*, vol. 32, N° 4, Springer.
- Rosenbaum, P. y D. Rubin (1983), "The central role of the propensity score in observational studies for causal effects", *Biometrika*, vol. 70, N° 1, Oxford, Oxford University Press.
- Saggi, K. (2002), "Trade, foreign direct investment and international technology transfer: a survey", *The World Bank Research Observer*, vol. 17, N° 1, Washington, D.C., Banco Mundial.
- Smeets, R. (2008), "Collecting the pieces of the FDI knowledge spillovers puzzle", *The World Bank Research Observer*, vol. 23, N° 2, Washington, D.C., Banco Mundial.
- Spencer, J. W. (2008), "The impact of multinational enterprise strategy on indigenous enterprises: horizontal spillovers and crowding out in developing countries", *Academy of Management Review*, vol. 33, N° 2, Academy of Management.
- Tan, H. (2010), "Evaluación de los programas de apoyo a las pyme en Chile", *Evaluación de impacto de los programas en América Latina el Caribe*, G. López-Acevedo y H. Tan (eds.), Washington, D.C., Banco Mundial.
- Wanga, C. y otros (2012), "Reconceptualizing the spillover effects of foreign direct investment: a process-dependent approach", *International Business Review*, vol. 21, N° 3, Amsterdam, Elsevier.
- Zhang, Y. y otros (2010), "FDI spillovers in an emerging market: the role of foreign firms' country origin diversity and domestic firms' absorptive capacity", *Strategic Management Journal*, vol. 31, N° 9, Wiley.

## Anexo A1

### Estimación del impacto de la participación en el programa sobre el salario real

Supongamos una función de producción de Cobb-Douglas modificada:

$$Y = K^\alpha L^{1-\alpha} \exp(\delta D + \varepsilon) \quad (1)$$

donde  $Y$  es el producto,  $K$  es el capital,  $L$  es el número de trabajadores y  $D$  es una variable ficticia que es igual a 1 si la empresa participó en el programa e igual a 0 si no lo hizo. El coeficiente de esta variable ficticia nos permite comprobar si participar en un programa de innovación o creación de encadenamientos como PROPYME o Costa Rica Provee afecta la productividad total de los factores.

En un supuesto de maximización de las ganancias, la condición de primer orden nos dice lo siguiente:

$$PK^\alpha(1-\alpha)L^{-\alpha} \exp(\delta D + \varepsilon) - W = 0 \quad (2)$$

donde  $P$  es el precio del producto que elabora la empresa.

Tomando logaritmos y organizando los términos, obtenemos:

$$w - p = \ln(1-\alpha) + \alpha(k-l) + \delta D + \varepsilon \quad (3)$$

Por consiguiente, el salario real depende de  $(k-l)$  y de la productividad total de los factores  $(\delta D + \varepsilon)$ .

Por otra parte, si se añade una mezcla de trabajadores de diferente calidad, se obtiene:

$$L^* = L_1 + \theta_2 L_2 + \dots = L(1+q) \quad (4)$$

Pero es probable que el dato de la mano de obra sea el resultado de los servicios prestados por trabajadores de diferente calidad. Reemplacemos  $L$  por la mano de obra efectiva  $L^*$ . En ese caso, la ecuación (2) puede expresarse de la siguiente manera:

$$PK^\alpha(1-\alpha)(L)^{-\alpha}(1+q)^{1-\alpha} \exp(\delta D + \varepsilon) - W = 0 \quad (5)$$

Tomando logaritmos:

$$w - p = \ln(1-\alpha) + \alpha(k-l) - (1-\alpha)\ln(1+q) + \delta D + \varepsilon \quad (6)$$

En el supuesto de que solo hay dos tipos de trabajadores, calificados y no calificados, tenemos una diferencia de productividad  $\theta$  y una prima  $PREM$ , de modo que  $\theta - 1 = PREM$ .

Supongamos que  $WO$  y  $WE$  representan el salario medio de los trabajadores no calificados y calificados, y que  $LO$  y  $LE$  son el número de trabajadores no calificados y calificados, respectivamente. El salario medio de la empresa se puede expresar de la siguiente manera:

$$W = (WO * LO + WE * LE) / (LO + LE) \quad (7)$$

Esta expresión es igual a:

$$W = WO * (1 - LE / (LO + LE)) + WE * (LE / (LO + LE)) = WO * (1 + (WE + WO - 1) * (LE / (LO + LE))) \quad (8)$$

Supongamos que  $PREM = (1 + (WE + WO - 1))$  es la prima de los trabajadores calificados. Además, definamos  $(LE / (LO + LE))$  como la proporción de trabajadores calificados y usemos  $SE$  como la abreviatura de este término (es decir,  $SE = (LE / (LO + LE))$ ). Tomando logaritmos en (7) y sustituyendo los términos, obtenemos:

$$\ln W \approx \ln WO + (PREM * SE) \quad (9)$$

La idea principal en este caso es que el salario medio de la empresa es igual al salario de los trabajadores no calificados más un término que permite tener en cuenta las primas que cobran los trabajadores calificados por la proporción de este tipo de trabajador en la cantidad total de trabajadores.

Supongamos que  $L^* = LO + \theta * LE = L * (LE / L + \theta * LE / L)$

donde  $L = LO + LE$

dado que  $LO / L = 1 - LE / L$ , entonces:

$$L^* = LO * (1 + (\theta - 1) * SE) \quad (10)$$

Tomando logaritmos:

$$l^* = (\theta - 1) * SE \quad (11)$$

Por lo tanto, a partir de (4) sabemos que  $(\theta - 1) * SE = q$

Por lo que se expuso anteriormente, sabemos que, cuando la empresa maximiza sus ganancias, también tenemos una prima denominada  $PREM = \theta - 1$ .

$$q = (\theta - 1) * SE = PREM * SE \quad (12)$$

Esto significa que las diferencias de productividad son iguales a la prima salarial. Al sustituir (12) en (6), se obtiene:

$$w - p = \ln(1 - \alpha) + \alpha(k - l) - (1 - \alpha)(PREM * SE) + \delta D + \varepsilon \quad (13)$$

Para operacionalizar (13), podemos expresar:

$$(w - p) = \beta_0 + \beta_1(k - l) + \beta_2(PREM * SE) + \beta_3 D + \tau \quad (14)$$

Como se señala en el cuerpo del presente documento, la ecuación (14) puede estimarse utilizando una combinación de dos técnicas: efectos fijos y emparejamiento por probabilidad de participación. Debido a los problemas relacionados con la disponibilidad de datos sobre el capital ( $K$ ), suponemos que los efectos fijos nos permiten controlar el efecto de  $(K - l)$ . Si bien suponemos que el efecto del programa se presenta el mismo año de la intervención, comprobaremos si ese es realmente el caso o si tenemos que esperar uno o dos años después de que la empresa recibió el tratamiento para observar algún efecto. Esta es la razón para incluir retardos en relación con la variable  $D$ .

A los efectos de la estimación, la ecuación (14) puede expresarse de la siguiente manera:

$$(w-p)_{it} = \beta_0 + \beta_1(PREM*SE)_{it} + \beta_2D_{it} + \beta_3D_{it-1} + \beta_4D_{it-2} + \varepsilon_{it} \quad (15)$$

Por último, habida cuenta de las limitaciones para acceder a los datos, como indicador indirecto de *PREM\*SE* usamos el cociente entre el salario medio de la empresa y el salario medio del sector por cada año que se incluyó en el análisis. Todos los salarios se expresan en valores nominales.

## Anexo A2

### Estimación del impacto de la participación en el programa sobre la demanda de empleo

Supongamos una función de producción de Cobb-Douglas modificada:

$$Y = K^\alpha L^{1-\alpha} \exp(\delta D + \varepsilon) \quad (1)$$

donde  $Y$  es el producto,  $K$  es el capital,  $L$  es el número de trabajadores y  $D$  es una variable ficticia que es igual a 1 si la empresa participó en el programa e igual a 0 si no lo hizo. En esta formulación, participar en un programa de innovación o creación de encadenamientos como PROPYME o Costa Rica Provee podría afectar la productividad total de los factores.

A partir de las condiciones de primer orden relativas a la maximización de las ganancias y tomando logaritmos, se obtiene:

$$p + \alpha k + \ln(1-\alpha) - \alpha l + \delta D + \varepsilon - w = 0 \quad (2)$$

donde  $p$  es el precio del producto que elabora la empresa (en logaritmos).

Si se organizan los términos, se obtiene:

$$\begin{aligned} l &= \frac{p}{\alpha} + \frac{\alpha k}{\alpha} + \frac{\ln(1-\alpha)}{\alpha} + \frac{\delta D + \varepsilon}{\alpha} + \frac{w}{\alpha} \\ l &= \frac{1}{\alpha} p + k + \frac{1}{\alpha} \ln(1-\alpha) + \frac{1}{\alpha} (\delta D + \varepsilon) - \frac{1}{\alpha} w \\ l &= \frac{1}{\alpha} \ln(1-\alpha) + k - \frac{1}{\alpha} (\delta D + \varepsilon) \end{aligned} \quad (3)$$

Como se señala en el cuerpo de este documento, la ecuación (3) puede estimarse utilizando una combinación de dos técnicas: emparejamiento por probabilidad de participación y efectos fijos. Debido a los problemas relacionados con la disponibilidad de datos sobre el capital ( $K$ ), suponemos que los efectos fijos nos permiten controlar el efecto de esta variable. Una vez más, suponemos que el efecto del programa se presenta el mismo año de la intervención, pero también comprobamos si ese es realmente el caso o si tenemos que esperar uno o dos años después de que la empresa recibió el tratamiento para observar algún efecto. Este es el motivo por el cual se incluyen retardos en relación con la variable  $D$ . Por consiguiente, la ecuación (3) puede expresarse de la siguiente manera:

$$l_{it} = \gamma_0 - \gamma_1(w-p)_{it} + \gamma_2 D_{it} + \gamma_3 D_{it-1} + \gamma_4 D_{it-2} + \sigma_{it} \quad (4)$$

## Anexo A3

### Definición de las variables (en orden alfabético)

**Condición jurídica:** variable ficticia que toma el valor 1 si la empresa está legalmente inscrita como entidad comercial, y el valor 0 si no lo está.

**Empleo:** número de empleados contratados por la empresa al año.

**Exportaciones ( $t$ ):** variable ficticia que toma el valor 1 si la empresa exportó durante el año  $t$ , y el valor 0 si no lo hizo.

**Litográfica:** variable ficticia que toma el valor 1 si la empresa participa en procesos litográficos, y el valor 0 si no participa.

**Manufacturera:** variable ficticia que toma el valor 1 si la empresa se dedica a actividades manufactureras, y el valor 0 si no lo hace.

**Productos químicos:** variable ficticia que toma el valor 1 si la empresa tiene actividad económica relacionada con los productos químicos, y el valor 0 si no lo hace.

**Sueldos o salarios en términos reales:** cantidad total de sueldos y salarios que la empresa paga por año, los que, con el fin de obtener los salarios reales, se defactan por el índice de precios industriales a nivel de dos dígitos de la Clasificación Industrial Uniforme, en el caso de las empresas manufactureras, y por el índice de precios de consumo, en el caso de las demás empresas.

**Ubicación geográfica:** variable ficticia que toma el valor 1 si la empresa está situada en la provincia  $i$  de Costa Rica (San José, Cartago o Heredia), y el valor 0 si no lo está. Tomamos seis de las siete provincias de Costa Rica (Alajuela, Cartago, Guanacaste, Heredia, Puntarenas y San José).





# Determinantes y diferencias territoriales en materia de satisfacción laboral: el caso de Chile

Luz María Ferrada

## Resumen

Este artículo analiza, mediante modelos logit binario y multinomial, el impacto de las condiciones objetivas de empleo y aspectos de percepción en la satisfacción laboral de los trabajadores. Además, se indaga en posibles diferencias entre la Región Metropolitana y otras zonas de Chile. Los datos provienen de la primera Encuesta Nacional de Condiciones de Empleo, Trabajo, Salud y Calidad de Vida de los Trabajadores y Trabajadoras en Chile (ENETS). Se concluye que el salario ejerce un impacto positivo sistemáticamente. Además, se estima que residir en una zona distinta de la Región Metropolitana tiene un efecto positivo y significativo; para verificarlo se aplica la técnica de emparejamiento, que confirma los resultados anteriores. Se concluye que distintos aspectos de apreciación subjetiva son altamente explicativos y su impacto es mayor que el de condiciones objetivas, lo que puede ser interesante tanto para la política pública como para la gestión de empresas.

---

## Palabras clave

Empleo, condiciones de trabajo, salarios, satisfacción en el trabajo, medición, encuestas, modelos econométricos, Chile

## Clasificación JEL

J280, M540, R230

## Autora

Luz María Ferrada es Académica del Departamento de Ciencias Administrativas y Económicas de la Universidad de Los Lagos, Chile. Correo electrónico: lferrada@ulagos.cl.



## I. Introducción

El incremento sostenido que ha registrado el producto interno bruto (PIB) de Chile desde los años noventa ha estado asociado al aumento de la demanda laboral y de las remuneraciones en términos reales. Sobre la base de antecedentes suministrados por el Instituto Nacional de Estadísticas, entre 1993 y 2009 se observa un aumento de 1.802.064 ocupaciones (INE, s/f) y del 1% en el promedio de las remuneraciones anuales sobre la variación del índice de precios al consumidor (IPC) (INE, s/f); sin embargo, según diversos estudios, se concluye que dichos resultados no han permitido reducir las disparidades de salario entre territorios y que la calidad del empleo es aún muy baja. En consecuencia, cabe preguntarse cuán satisfechos con su trabajo están los trabajadores en Chile, qué factores son los que influyen en dicha evaluación y si existen diferencias notables en los resultados entre territorios.

En la literatura internacional se constata que la percepción que tienen los trabajadores respecto de su labor impacta de forma significativa en diversos aspectos de la vida, lo que es quizás el argumento más poderoso para justificar la gran cantidad de estudios internacionales sobre esta materia. No obstante, su desarrollo en el campo de la economía es reciente, sobre todo en Chile; el mayor desarrollo de la investigación en esta temática se encuentra en el ámbito de la psicología, aunque también se observan trabajos ligados a la administración de recursos humanos, en particular para estudiar la situación de determinadas industrias. La aportación principal de esta investigación consiste precisamente en indagar en un campo que ha sido poco estudiado en Chile, más aún cuando en este caso se incorpora el territorio. En este contexto se plantea un enfoque de investigación novedoso no abordado antes en Chile para el objeto de estudio.

La satisfacción laboral se define de distintas formas, según las disciplinas; un enfoque genérico al que recurren muchas investigaciones es entenderla como un estado emocional producido por la percepción subjetiva que el sujeto tiene de sus experiencias laborales, estado emocional también descrito como “el grado de bienestar que experimenta el trabajador con motivo de su trabajo”<sup>1</sup>. También se indica que es un reflejo de la utilidad que le proporciona la ocupación al trabajador, es decir, cómo este satisface sus requerimientos o expectativas y aporta a su calidad de vida. Por lo tanto, entre sus determinantes se cuentan tanto aspectos objetivos como subjetivos.

Los objetivos específicos de esta investigación son: i) evaluar el impacto de variables asociadas a condiciones objetivas del empleo y aspectos de percepción respecto de la organización y el entorno sobre la satisfacción laboral, y ii) verificar diferencias en materia de satisfacción laboral entre la Región Metropolitana y las demás zonas de Chile.

El trabajo se desarrolla con información de la única Encuesta Nacional de Condiciones de Empleo, Trabajo, Salud y Calidad de Vida de los Trabajadores y Trabajadoras en Chile (ENETS), realizada entre los años 2009 y 2010, que tiene representación regional y ofrece información de aspectos tanto objetivos como subjetivos del trabajo, incluido un conjunto de preguntas relativas a la satisfacción laboral.

Este artículo tiene cinco secciones, incluida esta introducción. En la segunda sección se exponen los antecedentes bibliográficos, en la tercera sección se describe la metodología utilizada, mientras que en la cuarta sección se presentan los resultados del estudio, conforme a los objetivos específicos señalados. Finalmente, en la quinta sección se resumen las principales conclusiones del estudio.

<sup>1</sup> Véase [en línea] <http://www.insht.es/InshtWeb/Contenidos/Documentacion/TextosOnline/GuiasMonitor/Psicosociologia//Ficheros/psi23.pdf>.

## II. Antecedentes bibliográficos

### 1. Enfoques

La investigación sobre satisfacción laboral se ha abordado desde distintas disciplinas, como la psicología, la administración de recursos humanos y la economía; cada una utiliza enfoques y herramientas propias. Sin embargo, los estudios que indagan en el impacto que tienen determinados factores en la evaluación que los sujetos hacen de su satisfacción laboral en general provienen de la psicología; en este campo se usa con frecuencia un modelo denominado bifactorial, que distingue entre factores extrínsecos (o higiénicos) e intrínsecos (o motivacionales). Los primeros contribuyen disminuyendo la insatisfacción, en cambio los otros incrementan el nivel de satisfacción. A su vez, los extrínsecos se relacionan con el entorno de trabajo y los intrínsecos reflejan las experiencias de los individuos con este último (Bòria-Reverter, Crespi-Vallbona y Mascarilla-Miró, 2012); varios estudios económicos también han abordado el problema siguiendo esta clasificación.

La investigación económica sobre satisfacción laboral es reciente. Probablemente, su desarrollo se asocia a la evolución epistemológica del trabajo en esta disciplina. En efecto, a principios del siglo XX, debido a la fuerte influencia de la revolución industrial, para algunos investigadores el trabajo era concebido como la actividad que produce riqueza (enfoque de Adam Smith), mientras que para otros se visualiza como el tiempo que se traslada al producto (enfoque de Karl Marx) o bien como lo que confiere valor a las mercancías (enfoque de David Ricardo) (Olarte, 2011). Sin embargo, son los trabajos de la década de 1960 en adelante los que destacan el capital humano (Mincer, 1958; Becker, 1964) y los resultados de investigaciones en las otras disciplinas los que motivan el interés por el estudio de la satisfacción laboral. De esta forma, se plantea que puede ser un factor relevante para la productividad, el crecimiento y la estabilidad. Un hito importante aquí son las investigaciones a partir de Freeman (1977).

En esta lógica, la gestión del trabajo se torna un ámbito cada vez más fundamental en la administración de la empresa. Su evolución se ilustra en tres enfoques. En primer lugar, el de Taylor, que destaca modelos que mejoren el esfuerzo físico, individual y colectivo, para lograr una mayor productividad del trabajo (Chiavenato, 2006). Posteriormente, el estudio se centra en el análisis del comportamiento organizacional (Stephen y Timothy, 2013), que postula que a través de la motivación y la satisfacción laboral sería posible alcanzar los objetivos de la empresa (Herzberg, Mausner y Snyderman, 1959; Herzberg, 1962). Otro enfoque defiende la implementación en las organizaciones de la gestión del recurso humano, es decir, la nueva gestión, cuya tesis consiste en tener un estilo de gestión que permita lograr una relación entre empresarios y trabajadores sobre la base de una filosofía de la colaboración que lleve a que los trabajadores se responsabilicen e identifiquen con los objetivos, incorporando los valores de la empresa (Narbona, 2012). Así, se genera una relación subjetiva con el trabajo que va más allá del contrato laboral, que produciría felicidad. En este sentido, los autores también plantean un control sutil, que se favorece en condiciones de flexibilidad laboral y bajos niveles de sindicalización (Narbona, 2012).

### 2. Sobre la medición de la satisfacción laboral

Medir la satisfacción laboral constituye un desafío, puesto que involucra aspectos difíciles de evaluar. Al respecto, existen varios enfoques, el más frecuente consiste en considerar que la satisfacción laboral se puede estimar a través de la utilidad que le proporciona el trabajo al trabajador (Olarte, 2011) y, por lo tanto, una buena variable ficticia (*proxy*) es el salario que está dispuesto a aceptar. Desde esta perspectiva los salarios dependerán tanto de la dotación de capital humano como de las

características del trabajo (más competencias, habilidades personales, dedicación, entre otras) y su entorno (movilidad en la empresa, sindicatos, redes, oportunidades laborales y otras).

Sin embargo, la utilidad que el puesto de trabajo le proporciona a un individuo se puede evaluar también a través de la calidad de su empleo y de su vida laboral. En este marco es frecuente en la literatura latinoamericana el enfoque de trabajo decente (OIT, 1999), en el cual se indica que un trabajo es de calidad en la medida en que cuente con condiciones de libertad, equidad, seguridad y dignidad humana, con derechos protegidos, con remuneración adecuada y protección social, y se estudia a partir de factores objetivos. Farné (2003) acota el concepto de condiciones laborales a cuatro dimensiones: ingreso, jornada laboral, seguridad social y contrato laboral. No obstante, hay otros enfoques, como el de expansión de capacidades (Sen, 2000), que plantea que los individuos cuentan con funcionalidades, es decir, un conjunto de características personales (sexo, edad, nivel educativo, entre otros) y laborales (tipo de contrato, jornada de trabajo, por ejemplo) asociadas a su empleo que se transforman en capacidades (capacidad de generar altos ingresos o de mantenerse ocupado, entre otras), las que el individuo valora pues le permiten alcanzar un mayor nivel de bienestar (Sehnbruch, 2008). Es decir, un sujeto puede tener un trabajo (el bien) pero va a ser de buena calidad cuando se pueda convertir en una funcionalidad que él valore; de esta forma las particularidades del trabajo combinadas con las necesidades y características de la persona determinan las capacidades que esa ocupación puede generarle (Sehnbruch, 2012). No obstante, otros investigadores han definido el concepto incluyendo de forma explícita aspectos subjetivos. Reinecke y Valenzuela (2000) lo describen como “el conjunto de factores vinculados al trabajo que influyen en el bienestar económico, social, psíquico y de salud de los trabajadores” (Farné, 2012).

En un tercer grupo de investigaciones se evalúa la satisfacción laboral mediante la percepción que muestran directamente los sujetos de su trabajo. En este caso, los trabajadores responden a preguntas a través de una escala que indica el grado de satisfacción o insatisfacción con el trabajo. Así pues, se han diseñado diversos cuestionarios y escalas de medición (Olarte, 2011).

Finalmente, hay varios estudios en que se estima el nivel de satisfacción relativa mediante un análisis multivariado, esto es, se construye un indicador sintético incorporando distintas dimensiones del concepto, ya sean objetivas o subjetivas (Somarriba y otros, 2010). Estos son los factores extrínsecos e intrínsecos del modelo bifactorial, como características del individuo, que la empresa no puede modificar pero que inciden en la satisfacción relativa que pueden tener distintos grupos, caracterizados por variables demográficas y de residencia, entre otras. Otro tipo de factores son aquellos aspiracionales, es decir, los que nunca se logran satisfacer por completo y que por lo tanto son motivadores permanentes (McGregor, 1981), como la autoestima, que estarían relacionados tanto por sus expectativas como por su historia de vida.

En este estudio se analiza la satisfacción laboral a partir de las percepciones que los trabajadores asalariados reportan en una escala de siete puntos, cuando responden a la pregunta ¿cómo se siente usted con su trabajo? (pregunta D1h, ENETS módulo D), para luego investigar en qué medida ciertos factores (objetivos y subjetivos) impactan en ella.

### 3. Determinantes de la satisfacción laboral

Uno de los aspectos más estudiados es la relación entre satisfacción y salario. Siguiendo el enfoque utilitarista el resultado esperado es una correlación positiva entre ambas variables, inclusive se espera una relación causal en que un mayor salario determine una mayor satisfacción laboral. Sin embargo, este resultado no siempre es tan evidente; por ejemplo, Clark y Oswald (1996) indican lo contrario; otros (Bòria-Reverter, Crespi-Vallbona y Mascarilla-Miró, 2012) plantean que algunos trabajadores podrían estar descontentos con su salario, pero estar satisfechos en general. Aun así, Borra y Gómez (2012)

y Farné y Vergara (2007) constatan un impacto positivo. Posiblemente la respuesta depende de otras variables, como el estar en la parte alta o baja de la distribución de ingresos. Se indica que lo que suele ocurrir es que aquellos que optan por salarios inferiores revelan mayor satisfacción porque valoran el hecho de tener trabajo, por sobre sus características monetarias. Card y otros (2010) señalan que la respuesta también podría estar afectada por comparaciones de salarios relativos y que esta relación no es lineal, aun cuando Clark, Nicolai y Westergård-Nielsen (2007) indican que la comparación de salario podría ser positiva en la satisfacción laboral si el trabajador viese en ella una expectativa de ingreso futuro.

Igualmente, con otros factores objetivos se observan diversos resultados. En cuanto a las horas de trabajo y el tipo de contrato, Gamero (2003) obtiene que en general los trabajadores españoles, en particular los varones, no prefieren trabajos parciales, además verifica que hay indiferencia entre contrato privado o público, aunque en otros trabajos se indica una posición favorable en los empleos del sector público, como sostienen De Vries y otros (2015). Booth y Van Ours (2007), utilizando una encuesta de panel de hogares británicos, encuentran comportamientos distintos según el sexo, dado que mientras los hombres no mejoran su satisfacción con las horas de trabajo, las mujeres sí y prefieren horas de trabajo parcial.

En el mismo sentido, otros determinantes estudiados son la estabilidad en el puesto de trabajo (Clark y Postel-Vinay, 2009; Bòria-Reverter, Crespi-Vallbona y Mascarilla-Miró, 2012) o las posibilidades de ascenso; la literatura indica que los trabajadores se manifiestan más infelices cuando no pueden ascender, inclusive frente a un aumento de salario (Grund y Sliwka, 2007).

Como indican Bòria-Reverter, Crespi-Vallbona y Mascarilla-Miró (2012), en este campo no es suficiente considerar solo el salario o el puesto jerárquico sino también aspectos como las posibilidades de participación y el sentimiento de utilidad que en definitiva se derivan de aspectos intrínsecos. Además, contribuyen algunas características organizacionales, por ejemplo se estima una relación positiva entre la satisfacción laboral y un mejor clima organizacional (Juárez-Adauta, 2012), así como las relaciones interpersonales (Juárez-Adauta, 2012).

A su vez, se ha visto que la percepción del nivel de satisfacción o insatisfacción es una respuesta que podría estar afectada por características del sujeto, entre ellas, aspectos sociodemográficos, como la edad, el estado civil, el sexo y el nivel educativo. En relación con el sexo, en algunos estudios se señala que, contrariamente a lo esperado, las mujeres revelan mayor satisfacción laboral que los varones (Clark, 1997), aunque el diferencial desaparece en jóvenes con educación superior. No obstante, Sloane y Williams (2000) detectan que una mayor satisfacción en mujeres no se deriva de los atributos del trabajo, ni de recompensas monetarias, sino de una diferencia innata asociada al género. Otra explicación es que ellas podrían tener menores posibilidades de trabajar por lo que cuando lo logran están satisfechas.

En cuanto al nivel educativo, se señala que las personas con menor nivel de educación y experiencia tendrían menores expectativas de optar a otros empleos, por lo que el nivel de insatisfacción por el no logro es más bajo, lo que también sucede con los salarios (Belfield y Harris, 2002; Lévy-Garboua, Montmarquette y Simonnet, 2007).

Otra variable muy estudiada son los sindicatos. Un resultado interesante y contrario a lo esperado es que pertenecer a alguna organización impactaría en una menor satisfacción laboral (Freeman, 1977). Esta situación podría explicarse porque es posible que los sindicalizados posean mayores expectativas derivadas de la organización sindical o bien porque los que se han sindicalizado pueden tener un umbral mayor de insatisfacción pues precisamente pueden haberse asociado para mejorar dicha percepción. También se plantea que la sindicalización podría tener un efecto endógeno, pues podría explicar el nivel de satisfacción y a la vez ser explicada por este, es decir, un efecto simultáneo (Bryson, Cappellari y Lucifora, 2004). Otros indican que la afiliación al sindicato tiene

carácter endógeno y reduce la satisfacción laboral, en cambio estar cubierto por la organización sindical es totalmente exógeno y tiene un efecto positivo sobre la satisfacción (Rodríguez-Gutiérrez y Prieto-Rodríguez, 2004).

En otro ámbito, es posible que el impacto de estos factores en la satisfacción varíe según el lugar de residencia, probablemente por diferencias en las condiciones de su entorno que impactan en su percepción. Pouliakas y Theodossiou (2010) estudian la satisfacción laboral entre países europeos y verifican que la relación entre satisfacción y salario es distinta según el lugar: en el sur los trabajadores que optan a salarios bajos están menos contentos que los que perciben una remuneración alta, pero no ocurre lo mismo en el norte de Europa, lo que se relacionaría con la calidad del empleo. En el caso de España, Iglesias, Llorente y Dueñas (2010) estudian la relación entre calidad del empleo y satisfacción laboral, y constatan una elevada calidad del empleo en Madrid, en dos períodos estudiados, aunque los trabajadores manifiestan menores niveles de satisfacción laboral.

A su vez, se ha estudiado que las metrópolis tienen cierta capacidad de encantar a los trabajadores pues ofrecen una serie de atractivos. La literatura sobre los atractivos urbanos es reciente y ha permitido, entre otras cosas, explicar diferencias entre territorios en cuanto a salarios (Macedo y Simões, 1998) y precio de la vivienda (Rocha y Magalhães, 2013). En Chile los atractivos se han utilizado como una variable que explica las migraciones a ciertas regiones (Aroca, Geoffrey y Paredes, 2001), en particular la Región Metropolitana; inclusive se hace una clasificación entre regiones atractivas para vivir y atractivas para trabajar (Aroca y Atienza, 2008) y se plantea la hipótesis de que la variable impactaría en diferencias regionales de participación laboral femenina (Ferrada y Zarzosa, 2010) y en la conmutación de larga distancia (Jamett y Paredes, 2013). Si bien en este caso no se profundiza en el tema, se menciona pues permitiría argumentar algunos resultados de esta investigación.

El interés aquí es advertir posibles diferencias territoriales en cuanto a satisfacción laboral en Chile. Se sospecha que pueden existir desigualdades entre la Región Metropolitana y otras zonas de Chile debido a grandes disparidades salariales a favor de la Región Metropolitana y a una fuerte heterogeneidad espacial en cuanto a su matriz productiva, dado que dicha región concentra la oferta de atractivos y de servicios, principalmente financieros y administrativos, y consumo interno dado su peso demográfico, mientras que el resto de las regiones tienen en común marcadas especializaciones basadas en recursos naturales, con alta dependencia externa.

### III. Aspectos metodológicos

Conforme a lo señalado, en este caso se estudia la satisfacción laboral a través de información directa, es decir, de la respuesta que dan los sujetos respecto de su situación laboral. Se utilizan modelos causales para evaluar en qué medida la satisfacción laboral que reportan los trabajadores asalariados de empresas privadas de Chile está determinada por factores objetivos, percepción, residencia o aspectos demográficos. Además, mediante metodología de evaluación de impacto —técnica de emparejamiento exacto (*coarsened exact matching*)— se verifican posibles diferencias en materia de satisfacción entre los que residen en la Región Metropolitana y las otras zonas del país. Para el análisis descriptivo se trabaja con el software Programa de Estadísticas de Ciencias Sociales y las estimaciones econométricas con Stata.

#### 1. Datos

Como se ha indicado, se utilizan los datos de la primera Encuesta Nacional de Condiciones de Empleo, Trabajo, Salud y Calidad de Vida de los Trabajadores y Trabajadoras en Chile (en adelante ENETS),



realizada en el período 2009-2010. Se trata de la única encuesta de este tipo aplicada en Chile, aunque su segunda versión está en estudio (MINSAL, 2011).

El cuestionario se aplica en los hogares, dato importante pues no necesariamente corresponde a la zona en que trabaja el sujeto encuestado. Además, son informantes individuos mayores de 15 años que hayan trabajado durante los 12 meses anteriores a la fecha en que se realiza el empadronamiento muestral. El marco muestral se basa en el Censo Nacional de Población y Vivienda de 2002 y la muestra es de 9.503 observaciones.

El cuestionario contiene información de todas las regiones de Chile, tanto en zonas urbanas como rurales, excluidos aquellos lugares de difícil acceso geográfico<sup>2</sup>. El diseño muestral aplicado permite representación regional, de forma que utilizando factores de expansión, incluidos en la base de datos, se puede realizar adecuadamente el análisis regional. En resumen, con los factores se obtiene que dichas unidades muestrales representen a 7.939.170 trabajadores de Chile distribuidos en sus 15 regiones (MINSAL, 2011).

Del total de observaciones de la muestra, 5.802 corresponden a trabajadores del sector privado asalariados (excluidos los trabajadores del servicio doméstico), que representan a 4.532.274 personas. La distribución de la muestra por región, con y sin ponderar, se aprecia en el cuadro 1. Sin embargo, a este nivel de desagregación la cantidad de observaciones en algunos territorios se reduce mucho, por lo que para el análisis territorial en este trabajo se agrupan las regiones, conformando siete zonas, de acuerdo a criterios de cercanías geográficas y características productivas, como se indica a continuación.

**Cuadro 1**  
Muestra por región y zona (MZ)  
(En número de personas)

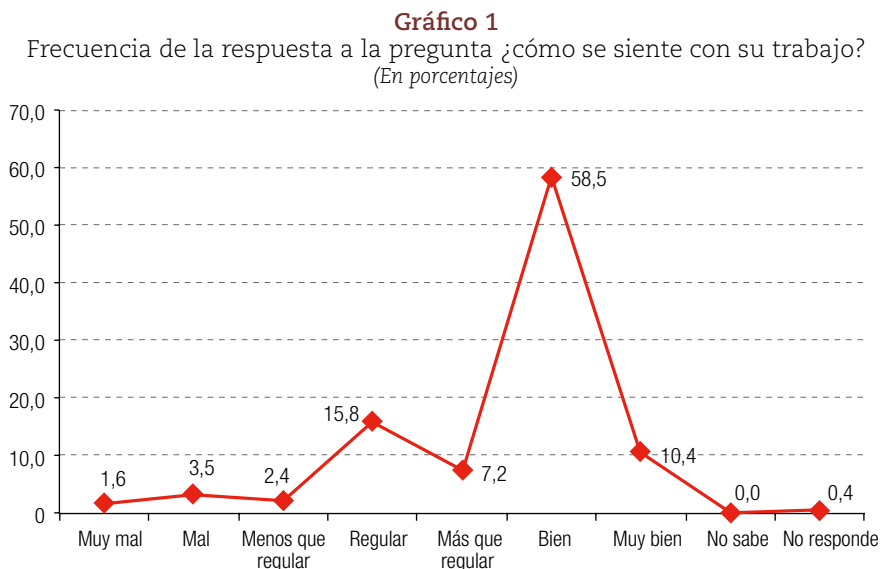
Región	Muestra	Muestra ponderada	Zonas
Arica	256	42 891	MZ1
Tarapacá	216	74 926	
Antofagasta	320	164 428	MZ2
Atacama	333	72 532	
Coquimbo	290	184 691	MZ3
Valparaíso	594	445 357	
Metropolitana	1 199	1 973 304	MZ4
O'Higgins	375	280 690	MZ5
Maule	318	231 788	
Biobío	532	498 832	MZ6
Araucanía	275	204 647	
Los Ríos	288	83 464	MZ7
Los Lagos	280	208 466	
Aysén	246	24 704	MZ7
Magallanes	280	41 554	
Total	5 802	4 532 274	

**Fuente:** Elaboración propia, sobre la base de datos de la Encuesta Nacional de Condiciones de Empleo, Trabajo, Salud y Calidad de Vida de los Trabajadores y Trabajadoras en Chile.

<sup>2</sup> Localidades de difícil acceso geográfico tales como: Ollagüe, Isla de Pascua y Juan Fernández, Lago Verde, Guaitecas, Chile Chico, Villa O'Higgins, Tortel, Torres del Paine, Río Verde, Laguna Blanca, San Gregorio, Primavera, Timaukel, Cabo de Hornos y Antártica. Además, dada la coyuntura nacional, se excluyeron también las comunas de Chaitén, Futaleufú y Palena.

## 2. Variables dependientes

El fenómeno que se pretende estudiar es la satisfacción con el trabajo, lo que se analiza a partir de la pregunta ¿cómo se siente con su trabajo? formulada en la ENETS. Los encuestados tienen siete alternativas posibles para responder: muy mal, mal, menos que regular, regular, más que regular, bien y muy bien. Responden a esta pregunta 5.782 personas, lo que representa a 4.512.913 trabajadores del sector privado. Los resultados en la población objeto de estudio se observan en el gráfico 1.



**Fuente:** Elaboración propia, sobre la base de datos de la Encuesta Nacional de Condiciones de Empleo, Trabajo, Salud y Calidad de Vida de los Trabajadores y Trabajadoras en Chile.

Como se aprecia, los niveles de satisfacción laboral declarados por los trabajadores son altos, lo que constituye otra motivación para indagar en los factores que impactan en esta percepción de los trabajadores entre territorios, dadas las conocidas y elevadas disparidades salariales en Chile y el alto nivel de concentración espacial.

## 3. Metodología

Considerando la distribución de las respuestas (véase el gráfico 1), el fenómeno se estudia de dos formas, mediante una variable binaria y otra categórica, de la siguiente forma:

- La variable binaria SATIS2 toma el valor 1 cuando los sujetos responden con las opciones muy bien o bien y 0 cuando responden con las otras opciones.
- La variable categórica SATIS3 se plantea en tres alternativas: valor 1 cuando responden muy mal, mal, menos que regular, regular o más que regular, 2 si responden bien y 3 en el caso de muy bien.

Para la primera situación se estima un modelo logit binario; como se verá más adelante, estas estimaciones incluyen efectos fijos para los territorios, los que resultan significativos. Para confirmar tales impactos se estiman las diferencias en materia de satisfacción laboral entre los que residen en la Región Metropolitana y el resto de las zonas del país utilizando un método de evaluación de impacto por emparejamiento exacto (Blackwell y otros, 2009). El otro modelo es un logit multinomial (Greene, 1999).

## a) Modelo logit binario

Como se ha señalado, en este caso la variable dependiente dicotómica es SATIS2. De esta forma, se evalúa cómo impactan ciertas variables en la probabilidad de que los trabajadores se sientan satisfechos o muy satisfechos. En este modelo los coeficientes se estiman por el método de máxima verosimilitud, que puede expresarse de la siguiente manera (Greene, 1999):

$$\hat{P}(SATIS2 = 1) = \frac{e^{X \cdot \hat{\beta}}}{1 + e^{X \cdot \hat{\beta}}} = \Lambda(\beta, X) \quad (1)$$

Donde  $\hat{\beta}$  es el vector de los parámetros estimados y  $X$  es la matriz de variables explicativas.

La interpretación se realiza sobre la base de los coeficientes estimados. Además, se calcula la razón de tasas frente a cada variable explicativa como:

$$\Omega = \frac{P(SATIS2 = 1)}{P(SATIS2 = 0)} \quad (2)$$

## b) Método de emparejamiento exacto

Aun cuando en el logit anterior se incluye en las variables explicativas la zona de residencia de los trabajadores, con esta técnica es posible mejorar la comparación en materia de satisfacción laboral entre los que habitan en la Región Metropolitana y las otras zonas de Chile.

Si bien dicho método se usa sobre todo en la evaluación de políticas públicas, aquí se utiliza pues permite comparar individuos similares en cuanto a ciertas características. En este caso, se trata de los trabajadores que ofrecieron respuestas similares en las variables de la matriz  $X$ , definidas en la metodología anterior. Estas son las variables de control para el proceso de emparejamiento. Por lo tanto, en este ejercicio, la diferencia en materia de satisfacción laboral solo se explica por el hecho de ser un trabajador que reside en la Región Metropolitana o en otra zona del país.

Existen distintas técnicas de emparejamiento, en esta instancia se opta por el emparejamiento exacto dadas las ventajas indicadas en la literatura, que destaca que cumple adecuadamente con el principio de congruencia, restringe el emparejamiento de datos a las áreas que tienen un soporte común y es eficiente computacionalmente (Blackwell y otros, 2009).

El procedimiento consiste en realizar primero un emparejamiento y luego una estimación, en este caso un logit binario. El emparejamiento se realiza con las variables definidas en el logit binario.

Para ver si el proceso de emparejamiento es adecuado, con la técnica de emparejamiento exacto se calcula el estadístico  $\int 1$ , que representa el desequilibrio entre los tratados y los no tratados, cuyo valor oscila entre 0 y 1. La idea es que con el emparejamiento las distribuciones sean lo más iguales posibles, es decir, se debería obtener un  $\int 1$  cercano a 0 (Iacus, King y Porro, 2012).

## c) Logit multinomial

Con el objetivo de verificar cómo cambia el impacto de los determinantes cuando se analizan distintos niveles de satisfacción, se evalúan diferencias en los determinantes entre aquellos que están muy satisfechos, satisfechos y los otros, o sea, se agrupan las respuestas en tres categorías (SATIS3). En esta situación la variable dependiente tomará como referencia (categoría base) la primera

alternativa (muy mal, mal, menos que regular, regular o más que regular), es decir,  $J = 0$  constituye la categoría de referencia, lo que condiciona las interpretaciones de los coeficientes que se estiman para las otras opciones. De este modo, indicará el impacto en la probabilidad de que los trabajadores mejoren su nivel de satisfacción en el trabajo a satisfecho ( $J = 2$ ) o muy satisfecho ( $J = 3$ ). Esto es, para la referencia:

$$\hat{P}(SATIS3 = j) = \frac{e^{X_j \hat{\beta}_j}}{1 + \sum_{j=1}^{j=2} e^{X_j \hat{\beta}_j}} \quad (3)$$

Y la probabilidad de las otras posibilidades es:

$$X \hat{\beta} = \alpha x + \rho x + \delta x \quad (4)$$

Donde  $\beta$  es el vector de coeficiente estimado y  $X$  es la matriz de variables explicativas.

Los parámetros se estiman por máxima verosimilitud, luego, los estimadores serán aquellos que maximizan la probabilidad de la muestra observada. Para la interpretación del modelo se estima la razón de tasas, con lo cual se puede llegar a una lectura más clara de los modelos estimados (Long y Freese, 2014).

## 4. Variables explicativas

Conforme a las definiciones y evidencia empírica presentadas, se seleccionan variables para abordar cuatro tipos de características, luego:

$$X \hat{\beta} = \alpha x + \varphi x + \rho x + \delta x \quad (5)$$

donde  $\alpha$ ,  $\varphi$ ,  $\rho$  y  $\delta$  son los parámetros estimados que acompañan a las variables explicativas indicadas en cada caso, a saber, características demográficas, aspectos objetivos del empleo, zona de residencia y percepción del trabajador, respectivamente. Cada una de ellas se analiza conforme a las variables que se observan en el cuadro 2.

Inicialmente se analizó un conjunto más amplio de posibles determinantes, conforme a lo indagado en la literatura; sin embargo, antes de realizar estimaciones se estudiaron cada una de ellas aplicando un análisis descriptivo. Finalmente, se seleccionaron las variables del cuadro 2. Las otras se excluyeron ya sea porque no resultaron relevantes según el análisis previo, porque en algunas hay muchas respuestas omitidas o porque la cantidad de respuestas favorables es muy baja, como ocurre por ejemplo con la pregunta sobre afiliación sindical, o porque la cantidad de afiliados es muy baja, lo que anula la posibilidad de realizar algunos cruces cuando el análisis es por zona.

Del mismo análisis se obtienen las categorías de variables explicativas. Como se observa, resultan todas dicotómicas, dado que las respuestas a las variables de interés en la ENETS son en categorías. En este caso se indagaron distintas alternativas y por último se optó por las mencionadas en el cuadro 2. La única excepción que se indagó en forma continua fue escolaridad pero, conforme al análisis inicial, finalmente se descartó.

**Cuadro 2**  
Descripción de las variables de características objetivas y subjetivas

Pregunta	Etiqueta	Definición, variable = 1	Observaciones	Muestra ponderada	Media	Desviación estándar
Sexo (E2)	Sex	Hombre	5 802	4 532 274	0,6488	0,4774
Estado civil (E5)	Casad	Casado o conviviente	5 798	4 531 169	0,5795	0,4937
Nivel educacional (F2t)	Educ	Educación técnica o más	5 790	4 524 187	0,3743	0,4840
Número de trabajadores en la empresa (A9)	TAM	50 o más trabajadores	4 445	3 655 128	0,5193	0,4997
¿Cuánto es su ingreso líquido mensual? (A48)	SALA1	Menor o igual a \$136.000	5 682	4 392 603	0,1389	0,3459
¿Cuánto es su ingreso líquido mensual? (A48)	SALA2	De \$137.000 a \$250.000	5 682	4 392 603	0,4715	0,4992
¿Cuánto es su ingreso líquido mensual? (A48)	SALA3	De \$251.000 a \$450.001	5 682	4 392 603	0,2707	0,4444
¿Cuánto es su ingreso líquido mensual? (A48)	SALA4	Superior a \$451.000	5 682	4 392 603	0,1188	0,3236
¿Cuánto es su ingreso líquido mensual? (A48)	INGRE1	Superior a \$651.000	5 682	4 392 603	0,0522	0,2225
En su trabajo principal, ¿la remuneración, salario o lo que usted gana por su trabajo es? (A46)	SALVAR	Distinto de solo fijo	5 802	4 532 274	0,3372	0,4728
¿Se encuentra afiliado en algún sistema previsional (para su jubilación)? (A70)	JUBILA	Cualquier tipo de afiliación	5 773	4 516 692	0,9154	0,2783
Su trabajo es de tipo: (A22)	TTEMP	De temporada o estacional	5 802	4 532 274	0,1773	0,3820
Su contrato o acuerdo es: (A25)	PTIEMPO	Indefinido	4 739	3 757 711	0,2034	0,4026
Manteniendo su actual remuneración, ¿qué horario... preferiría? (A45)	CHT	Seguir como está	5 693	4 445 347	0,5695	0,4952
¿Qué tan satisfecho está usted con las posibilidades de promoción o de mejorar en su trabajo? (C2a)	SPROMO4	Satisfecho o muy satisfecho	5 728	4 395 131	0,4235	0,4942
¿Qué tan satisfecho está usted con el ambiente que se produce entre las personas que trabajan con usted (compañeros, colegas)? (C2b)	SAMBIENT4	Satisfecho o muy satisfecho	5 713	4 478 082	0,6739	0,4688
¿Qué tan satisfecho está usted con las condiciones ambientales de su trabajo (ruido, espacio, ventilación, temperatura e iluminación)? (C2c)	SCAMBIENT	Satisfecho o muy satisfecho	5 779	4 501 101	0,5811	0,4934
¿En qué medida su jefe directo se asegura de que los trabajadores tengan buenas oportunidades de desarrollo? (C1k)	OPORTDESS	Siempre	5 518	4 317 954	0,2707	0,4444
¿Con qué frecuencia puede hacer uso de licencia o reposo médico sin problemas (A67b)?	LICENCIA	Distinto de nunca	5 588	4 371 682	0,5373	0,4987
¿Se siente motivado y comprometido en su trabajo? (C1r)	MOTIVAD	Siempre	5 759	4 492 270	0,5834	0,4930
¿Cómo se siente usted con su bienestar mental o emocional? (D1d)	BMENTAL	Muy bien	5 797	4 530 543	0,1080	0,3104
¿Cómo se siente usted con su bienestar mental o emocional? (D1d)	BMENTAL2	Bien o muy bien	5 797	4 530 543	0,7222	0,4480
Últimamente, ¿se siente razonablemente feliz...? (D14)	FELIZ	Más de lo habitual	5 802	4 532 274	0,2290	0,4202
Últimamente, ¿se siente razonablemente feliz...? (D14)	FELIZ2	Igual a lo habitual o más	5 802	4 532 274	0,9132	0,2816
¿Con qué frecuencia tiene miedo de que le despidan...? (A66c)	MIEDODES	Casi siempre, siempre	5 763	4 499 225	0,2683	0,4431
¿Disfruta usted con el trabajo que realiza? (D2a)	DISFTRAB	Casi siempre, siempre	5 773	4 518 873	0,7433	0,4369
¿Disfruta usted con el trabajo que realiza? (D2a)	DISFTRAB2	Siempre	5 773	4 518 873	0,4891	0,4999
Cambios que le gustaría que se realicen en su trabajo (A69a)	DCONFSA	Aumentar los salarios	5 802	4 532 274	0,4950	0,5000

**Fuente:** Elaboración propia, sobre la base de datos de la Encuesta Nacional de Condiciones de Empleo, Trabajo, Salud y Calidad de Vida de los Trabajadores y Trabajadoras en Chile.

## IV. Resultados

En los cuadros 3, 4 y 5 se presentan los resultados de las regresiones logit, las estimaciones con y sin la aplicación del método de emparejamiento exacto y los resultados obtenidos con los modelos multinomiales, respectivamente. A continuación se describe el análisis para cada caso.

### 1. Modelo logit

En este caso se realizan tres estimaciones: en la primera se incluyen variables objetivas y de características del sujeto, en la siguiente se agregan las zonas y luego, variables de percepción.

Como se aprecia en el cuadro 3A, la probabilidad de que los trabajadores se sientan satisfechos o muy satisfechos aumenta significativamente en los varones, en los que tienen trabajo no temporal y en aquellos con mayor salario.

La mayoría de los trabajadores son hombres (65%) y solo un tercio tiene un nivel educativo superior o al menos técnico proveniente de la enseñanza media técnica o comercial completa (véase el cuadro 2). En los primeros la propensión a estar satisfechos es un 28% mayor que en las mujeres; en cuanto al nivel educativo la variable no resulta significativa (véase el cuadro 3A).

La variable que más impacta es el salario de la ocupación principal. Alrededor de la mitad de los sujetos (47%) indica que tiene un salario líquido mensual que oscila entre 137.000 pesos y 250.000 pesos (véase el cuadro 2). Al acceder a este tramo el nivel de satisfacción mejora significativamente, y en la medida en que se incrementa el tramo de ingreso el impacto es mayor (SALA3 y SALA4). A su vez, el tener contratos temporales o estacionales impacta negativamente.

Se debe considerar que, de acuerdo a la ENETS, un 13% de los trabajadores asalariados del sector privado obtienen un ingreso mensual igual o inferior al salario mínimo legal y que un cuarto de ellos se ubica en valores levemente superiores a este. Además, la macrozona con mayor salario medio es la que corresponde a la Región Metropolitana (véase el gráfico 2)<sup>3</sup>.

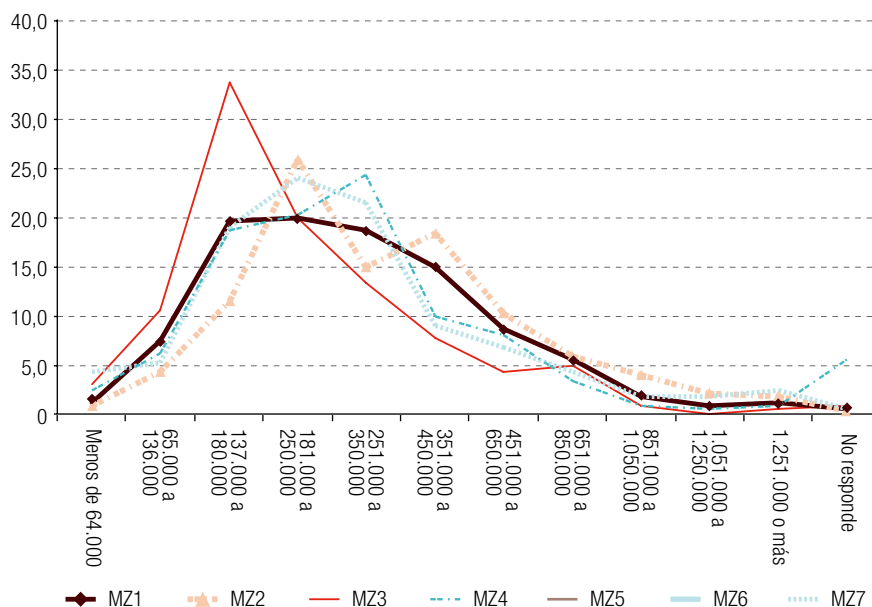
Cabe mencionar que también se evalúan las variables estado civil, tamaño de la empresa (por el número de trabajadores), afiliación a sistemas de jubilación y si el salario es de tipo variable, las que no se incluyeron finalmente pues no son significativas ni aportan conjuntamente al modelo.

Sin embargo, cuando se incorporan las variables que se refieren a las macrozonas territoriales (véase el cuadro 3B), se obtiene siempre un coeficiente positivo y significativo, lo que apunta al hecho de que la residencia en una zona distinta de la Región Metropolitana (correspondiente a la macrozona de base en la estimación) impacta favorablemente en la satisfacción laboral y el efecto es menor en las macrozonas del norte de Chile. Este hallazgo es contrario a lo esperado: por un lado el salario afecta positivamente a la satisfacción, pero residir en zonas distintas de la de mayor salario (MZ4) impacta positivamente. Quizá en este resultado afecte el hecho de que, como se ha señalado, la encuesta se hace en el hogar y la respuesta corresponde a una persona de dicha familia, por lo tanto no necesariamente trabaja en la zona en que reside. Sobre este punto se profundizará en la sección siguiente.

En el cuadro 3C se presentan los resultados obtenidos con el tercer modelo, en que se incluyen variables objetivas y subjetivas. Como se aprecia, el salario sigue siendo significativo, no así la variable que indica temporalidad en el contrato.

<sup>3</sup> En la Encuesta se consulta por valores líquidos. El salario mínimo en Chile en el año 2009 era 165.000 pesos y en 2010 172.000 pesos, ambos expresados en valores brutos mensuales, lo que representa aproximadamente 140.000 pesos y 146.000 pesos líquidos, es decir, una vez descontados los seguros y la seguridad social.

**Gráfico 2**  
Salarios líquidos declarados, por macrozonas  
(En pesos chilenos y porcentajes)



**Fuente:** Elaboración propia, sobre la base de datos de la Encuesta Nacional de Condiciones de Empleo, Trabajo, Salud y Calidad de Vida de los Trabajadores y Trabajadoras en Chile.

Lo interesante en este caso es la importancia que muestran las variables subjetivas. Los factores que más impacto tienen son si se siente bien o muy bien mentalmente o emocionalmente (BMENTAL2) y si disfruta con el trabajo que realiza (DISFTRAB2).

A su vez, la probabilidad de tener satisfacción laboral disminuye si las personas tienen siempre miedo al despido (MIEDODES) o si están descontentos con sus salarios (aquellos que indican que le gustaría que su salario aumente CONFSA).

Otras variables como satisfacción con la promoción (SPROMO4), oportunidades de desarrollo (OPORTDESS), se siente razonablemente feliz (FELIZ2) y satisfacción con el ambiente laboral (SAMBIENT4) obtienen los resultados esperados. Se destaca que las dos primeras están asociadas a la administración empresarial, en cambio SAMBIENT4 se vincula con la organización de la empresa y FELIZ2 con factores subjetivos, emocionales. Las otras variables resultaron no tener impacto en la satisfacción laboral.

A nivel territorial se obtiene que el impacto de dos macrozonas (MZ2 y MZ7) desaparece. El resto se mantiene.

**Cuadro 3**  
Resultados obtenidos con los modelos logit  
(Opción base (= 1) se siente satisfecho o muy satisfecho con su trabajo)

SATIS2	3A			3B			3C					
	Coefficiente	Error estándar robusto	P >  z	Razón de tasas	Coefficiente	Error estándar robusto	P >  z	Razón de tasas	Coefficiente	Error estándar robusto	P >  z	Razón de tasas
Constante	0,1082	0,2166	0,617	1,1143	-0,308	0,2232	0,167	0,7348	-2,2273	0,3499	0,000	0,1078 ***
sex	0,2483	0,1311	0,058	1,2819 *	0,1945	0,1316	0,140	1,2147	-0,1187	0,1621	0,464	0,8880
educ	0,2162	0,1424	0,129	1,2414	0,2112	0,1413	0,135	1,2352	0,0977	0,1679	0,560	1,1027
TTEMP	-0,260	0,1488	0,080	0,7710 *	-0,371	0,1527	0,015	0,6898 **	-0,2510	0,1830	0,170	0,7780
SALAA2	0,3932	0,1868	0,035	1,4817 **	0,4605	0,1769	0,009	1,5849 ***	0,4042	0,2051	0,049	1,4981 **
SALAA3	0,6795	0,2153	0,002	1,9729 ***	0,8891	0,2127	0,000	2,4328 ***	0,5002	0,2536	0,049	1,6490 **
SALAA4	1,3109	0,2863	0,000	3,7094 ***	1,4882	0,2915	0,000	4,4291 ***	0,8434	0,3127	0,007	2,3242 ***
MZ4												
MZ1					0,4040	0,2293	0,078	1,4978 *	0,4344	0,2263	0,055	1,5440 *
MZ2					0,4437	0,2466	0,072	1,5584 *	0,0623	0,3174	0,844	1,0643
MZ3					0,7258	0,1780	0,000	2,0664 ***	0,4607	0,2203	0,037	1,5851 **
MZ5					0,6003	0,1605	0,000	1,8226 ***	0,3058	0,1852	0,099	1,3578 *
MZ6					0,8434	0,1847	0,000	2,3242 ***	0,5660	0,1961	0,004	1,7612 ***
MZ7					0,9812	0,2332	0,000	2,6675 ***	0,3965	0,3013	0,188	1,4865
SPROMO4									0,7322	0,1621	0,000	2,0796 ***
SAMBIENT4									0,3913	0,1593	0,014	1,4788 **
OPORTDESS									0,6528	0,1930	0,001	1,9209 ***
BMENTAL2									1,0453	0,1648	0,000	2,8443 ***
FELIZ2									0,5183	0,2473	0,036	1,6792 **
MIEDODES									-0,4037	0,1536	0,009	0,6679 ***
DISFTRAB									1,1128	0,1942	0,000	3,0428 ***
DISFTRAB2									0,4279	0,1800	0,017	1,5340 **
CONFSALA									-0,2862	0,1429	0,045	0,7511 **
	Pseudo R <sup>2</sup> = 0,034	Número de obs = 5 653			Pseudo R <sup>2</sup> : 0,0518	Número de obs = 5 653			Pseudo R <sup>2</sup> = 0,275	Número de obs = 5 248		
	Wald chi2(6) = 47	Prob > chi2 = 0			Wald chi2(6):82,24	Prob > chi2 = 0			Wald chi2(6) = 342,89	Prob > chi2 = 0		
	Log pseudoverosimilitud = -2 621 268,6				Log pseudoverosimilitud = -2 573 000,8				Log pseudoverosimilitud = -1 822 160,1			

**Fuente:** Elaboración propia, sobre la base de datos de la Encuesta Nacional de Condiciones de Empleo, Trabajo, Salud y Calidad de Vida de los Trabajadores y Trabajadoras en Chile.

**Nota:** \* significativo al 5%, \*\* significativo al 1%, \*\*\* significativo al 10%.



## 2. Metodología de emparejamiento exacto

El tema de interés ahora es poner a prueba los resultados anteriores en cuanto al impacto que tiene vivir en una macrozona distinta de la Región Metropolitana. Como se ha señalado en el apartado metodológico, para ello se aplica el emparejamiento, que es una técnica de análisis de impacto, en este caso el emparejamiento exacto.

La idea es realizar esta evaluación a partir de dos grupos de sujetos, con iguales características salvo que residen en zonas distintas. Para ello se debe realizar un emparejamiento, esto es, buscar un soporte común en ambos grupos. Las variables que se utilizan en este caso son aquellas que se incorporaron como determinantes en la estimación logit anterior (véase el cuadro 3C), tanto las variables objetivas como las subjetivas (sex, educ, TTEMP, SALA2, SALA3, SALA4, SPROMO4, SAMBIENT4, OPORTDESS, BMENTAL2, FELIZ2, MIEDODES, DISFTRAB, DISFTRAB2, CONFSALA).

Luego, se tiene una base emparejada en que los sujetos se diferencian solo por el lugar de residencia. De esta manera se estima la probabilidad de sentirse bien o muy bien con el trabajo, en un modelo logit con una sola variable explicativa, que identifica la macrozona en la que reside el individuo.

Se realizan comparaciones, primero entre los sujetos de la Región Metropolitana y el conjunto de las otras regiones del país, y luego entre la Región Metropolitana (MZ4) y cada una de las macrozonas, realizando dos tipos de estimaciones, con y sin la aplicación del método de emparejamiento exacto. Los resultados se presentan en el cuadro 4.

Como se observa, el indicador  $f_1$  mejora sustancialmente en todos los casos, de este modo se concluye que el emparejamiento mediante la metodología de emparejamiento exacto permite obtener grupos comparables, mejorando el análisis. No obstante, se debe considerar que dicho procedimiento ha reducido entre un 54% y un 61% el número de observaciones.

**Cuadro 4**

Estimaciones con y sin la aplicación del método de emparejamiento exacto:  
impacto de la residencia en la probabilidad de satisfacción laboral

		Impacto de las zonas de residencia en la probabilidad de satisfacción (zona base MZ4)						
		TODAS	MZ1	MZ2	MZ3	MZ5	MZ6	MZ7
Antes del emparejamiento	Estadístico $f_1$	0,60113	0,713060	0,710915	0,648887	0,670845	0,687866	0,717844
	B	0,4407*** (0,1368)	0,5780** (0,2497)	0,5157** (0,2431)	0,5571*** (0,1917)	0,2506 (0,1596)	0,5807*** (0,1820)	0,9323*** (0,2513)
	Constante	0,5351*** (0,0664)	0,5351*** (0,1197)	0,5351*** (0,1197)	0,5351*** (0,1197)	0,5351*** (0,1197)	0,5351*** (0,1197)	0,5351*** (0,1197)
	Pseudo R <sup>2</sup>	0,0083	0,0029	0,0045	0,0096	0,0025	0,0089	0,0041
	Prob > chi2	0,0013	0,0029	0,0339	0,0037	0,1164	0,0014	0,0002
	Observ. SATIS2 = 0	1 401	480	506	576	709	571	449
	Observ. SATIS = 1	3 773	947	1 125	1 248	1 417	1 218	1 028
Después de aplicado el emparejamiento	Estadístico $f_1$	1,913e-15	2,88e-16	5,89e-16	3,29e-16	1,30e-15	7,61e-17	7,42e-16
	B	0,3902*** (0,1035)	0,3003 (0,2045)	0,2952 (,2114)	0,4196** (0,1713)	0,3171** (0,1462)	0,4751*** (0,1705)	0,8197*** (0,2695)
	Constante	1,1511*** (0,057)	1,010*** (0,1240)	1,522*** (0,1374)	1,1984*** (0,1095)	0,8739*** (0,1012)	1,040*** (0,1123)	1,582*** (0,1520)
	Pseudo R <sup>2</sup>	0,0052	0,0035	0,0033	0,0069	0,0042	0,0091	0,0225
	Prob > chi2	0,0001	0,1391	0,1606	0,0135	0,0298	0,0050	0,0016
	Observ. SATIS2 = 0	737	332	360	468	470	411	306
	Observ. SATIS = 1	2 143	226	322	417	502	411	265

**Fuente:** Elaboración propia, sobre la base de datos de la Encuesta Nacional de Condiciones de Empleo, Trabajo, Salud y Calidad de Vida de los Trabajadores y Trabajadoras en Chile.

**Nota:** \* significativo al 5%, \*\* significativo al 1%, \*\*\* significativo al 10%, entre paréntesis desviaciones estándares robustas.

Las estimaciones confirman el impacto a nivel global, es decir, vivir en una zona distinta de la Región Metropolitana impacta positivamente en la satisfacción laboral. Del análisis a nivel de macrozona se obtiene el mismo resultado para cuatro territorios (MZ3, MZ5, MZ6, MZ7); solo en las MZ1 y MZ2 no se observa un impacto significativo.

### 3. Modelo multinomial

En este punto se indaga en posibles diferencias en los impactos según el nivel de satisfacción, esto es, se calcula la probabilidad de sentirse bien o muy bien con su trabajo, en categorías diferentes, tal como se plantea en las ecuaciones (3) y (4).

Se estiman tres modelos, que se presentan en los cuadros 5A, 5B y 5C. En el primero, se aprecia que la propensión a estar muy satisfecho con el trabajo es mayor respecto de las otras opciones cuando hay un nivel educativo superior, mientras que el sexo deja de ser significativo. A su vez, el impacto de salarios más altos es mayor que en la opción 3 (se siente muy bien con el trabajo).

En el segundo modelo, al incorporar las variables de residencia (véase el cuadro 5B), se observan efectos similares a los mencionados en el modelo logit binario, aunque las zonas 1, 2 y 5 no son significativas.

En el cuadro 5C se expone el modelo con variables objetivas y de percepción, sin residencia. Lo interesante aquí es constatar la diferencia en el impacto que tienen las variables de percepción entre categorías. Por ejemplo, la satisfacción con el horario de trabajo (CHT) impacta positiva y significativamente en la posibilidad de sentirse muy bien con el trabajo, pero no en la categoría inferior (sentirse bien). A su vez, los sujetos con trabajo temporal (TTEMP) tienen una menor propensión a estar muy bien con su trabajo.

Por otro lado, se aprecia que algunos factores de percepción tienen efecto en ambas opciones pero con mayor impacto en la tercera, esto es, sentirse muy satisfecho. En este caso se encuentran las variables sentirse satisfecho con el ambiente de trabajo (SAMBIENT4), oportunidades de desarrollo (OPORTDESS) y siempre disfruta con el trabajo (DISFTRAB).

Sin embargo, las variables miedo al despido, conforme con el salario y sentirse feliz igual o más de lo habitual solo impactan en la propensión a estar satisfecho. Es posible que para estar muy satisfecho el nivel de exigencias sea mayor, lo que se evidencia en las variables DISFTRAB y DISFTRAB2. En este caso disfrutar siempre con el trabajo tiene una consecuencia favorable en las dos opciones, en cambio disfrutar siempre o casi siempre afecta positivamente solo en sentirse bien con el trabajo (la categoría 2). A su vez, entre quienes se sienten muy bien con el trabajo, en relación con las otras opciones, son 2,2 y 10,6 veces más cuando están bien y muy bien mental y emocionalmente (BMENTAL y BMENTAL2), respectivamente.

Este análisis revela la importancia que tienen en la satisfacción laboral variables de percepción asociadas a la gestión del recurso humano y al entorno organizacional. Los resultados son contundentes, los trabajadores lo valoran, inclusive más que elementos de condiciones laborales objetivas, lo que podría impactar tanto en la gestión organizacional como a nivel de política pública.

**Cuadro 5**  
Resultados obtenidos con los modelos multinomiales  
(Opción base (= 1) se siente menos que satisfecho con su trabajo)

SATIS3	Opción 2, se siente bien (satisfecho)				Opción 3, se siente muy bien (muy satisfecho)			
	Coefficiente	Error estándar robusto	P >  z	Razón de tasas	Coefficiente	Error estándar robusto	P >  z	Razón de tasas
5A Sex	0,3038	0,1336	0,023	1,3551 **	-0,1161	0,2217	0,601	0,8904
Educ	0,1583	0,1440	0,272	1,1715	0,6900	0,2497	0,006	1,9937 ***
SALA2	0,4112	0,1792	0,022	1,5086 **	0,7928	0,3019	0,009	2,2096 ***
SALA3	0,6833	0,2077	0,001	1,9804 ***	1,3884	0,3571	0,000	4,0086 ***
SALA4	1,3090	0,2844	0,000	3,7026 ***	2,0669	0,4035	0,000	7,9002 ***
Constante	-0,1107	0,1911	0,562	0,8952	-2,4200	0,3193	0,000	0,0889 ***
Número de observaciones = 5 653; Wald chi2(10) = 64,4; Prob > chi2 = 0; Log pseudoverosimilitud = 0,0315								
5B Sex	0,2502	0,1335	0,061	1,2843 *	-0,1530	0,2246	0,496	0,8581
Educ	0,1596	0,1430	0,264	1,1730	0,6792	0,2489	0,006	1,9723 ***
SALA2	0,5027	0,1693	0,003	1,6532 ***	0,8232	0,3026	0,007	2,2778 ***
SALA3	0,9296	0,2054	0,000	2,5335 ***	1,5170	0,3540	0,000	4,5585 ***
SALA4	1,5276	0,2905	0,000	4,6071 ***	2,1643	0,4179	0,000	8,7089 ***
MZ1	0,4321	0,2312	0,062	1,5405 *	0,0713	0,3638	0,845	1,0739
MZ2	0,3930	0,2501	0,116	1,4814	0,5419	0,3467	0,118	1,7193
MZ3	0,6967	0,1849	0,000	2,0071 ***	0,7349	0,3058	0,016	2,0853 **
MZ5	0,5957	0,1571	0,000	1,8144 **	0,0161	0,2669	0,952	1,0162
MZ6	0,8130	0,1853	0,000	2,2547 ***	0,8028	0,3179	0,012	2,2318 **
MZ7	0,8567	0,2397	0,000	2,3554 ***	1,3331	0,3338	0,000	3,7929 ***
Constante	-0,5659	0,2076	0,006	0,5678 ***	-2,7072	0,3486	0,000	0,0667 **
Número de observaciones = 5 653; Wald chi2(22) = 117,06; Prob > chi2 = 0; Log pseudoverosimilitud = 0,0453								
5C Sex	-0,0580	0,1500	0,699	0,9437	-0,8741	0,2438	0,000	0,4172 ***
SALA2	0,3635	0,2109	0,085	1,4383 *	0,5673	0,4172	0,174	1,7634
SALA3	0,4174	0,2667	0,118	1,5180	0,8117	0,4512	0,072	2,2518 *
SALA4	0,7180	0,3036	0,018	2,0503 **	1,2273	0,5909	0,038	3,4122 **
TTEMP	-0,1265	0,1745	0,469	0,8812	-1,6804	0,3793	0,000	0,1863 ***
CHT	0,1126	0,1529	0,462	1,1192	0,4760	0,2523	0,059	1,6096 **
SPROMO4	0,6989	0,1657	0,000	2,0115 ***	0,6085	0,2863	0,034	1,8376 **
SAMBIENT4	0,3196	0,1617	0,048	1,3766 **	0,6479	0,3295	0,049	1,9115 **
OPORTDESS	0,5315	0,1932	0,006	1,7015 **	1,5005	0,3051	0,000	4,4841 ***
BMENTAL	-0,4088	0,3536	0,248	0,6644	2,3699	0,3483	0,000	10,696 ***
BMENTAL2	1,0947	0,1695	0,000	2,9882 ***	0,8136	0,3386	0,016	2,2560 **
FELIZ2	0,5045	0,2499	0,044	1,6562 **	0,5357	0,4512	0,235	1,7087
MIEDODES	-0,4356	0,1524	0,004	0,6468 ***	-0,3295	0,3024	0,276	0,7193
DISFTRAB	1,1149	0,1980	0,000	3,0493 ***	0,6312	0,5378	0,241	1,8799
DISFTRAB2	0,4074	0,1834	0,026	1,5029 **	1,7481	0,3176	0,000	5,7434 ***
CONFSALA	-0,3461	0,1436	0,016	0,7074 **	-0,3136	0,2464	0,203	0,7308
Constante	-1,9983	0,3288	0,000	0,1356 ***	-5,2879	0,6222	0,000	0,0051 **
Número de observaciones = 5 185; Wald chi2(32) = 622,62; Prob > chi2 = 0; Log pseudoverosimilitud = 0,2773								

**Fuente:** Elaboración propia, sobre la base de datos de la Encuesta Nacional de Condiciones de Empleo, Trabajo, Salud y Calidad de Vida de los Trabajadores y Trabajadoras en Chile.

**Nota:** \* significativo al 5%, \*\* significativo al 1%, \*\*\* significativo al 10%.

## V. Conclusiones

Conforme al propósito fijado inicialmente, se ha investigado la satisfacción laboral de trabajadores asalariados del sector privado en Chile, evaluado el impacto que tienen distintas variables y verificado diferencias en cuanto a la satisfacción que perciben los que viven en la Región Metropolitana y las

otras zonas de Chile. Este trabajo se plantea como un aporte en la materia para el país, puesto que existe un déficit de estudios sobre el tema en que se considere el territorio.

La investigación se basa en los datos de la ENETS, realizada en el período 2009-2010, pues es la primera encuesta que incluye variables de percepción tan amplias y con representación regional.

Como se señaló, en la literatura internacional se presentan diversas conclusiones en cuanto al impacto del salario en la satisfacción laboral; los resultados de este trabajo indican que tiene un claro impacto positivo y significativo, lo que es consistente pues se obtiene que el efecto es mayor cuando el salario es también más alto y, cuando se analiza la variable dependiente en tres categorías, se obtiene un coeficiente mayor en la categoría 3, esto es, se siente muy bien con su trabajo (modelo multinomial).

Un aporte interesante de esta investigación son los resultados en cuanto a las variables de percepción. El impacto que se deriva de ellas es relevante, mayor que el de las objetivas. Es así como, del total de factores considerados inicialmente, los modelos finales (3C y 5C) quedan conformados sobre todo con aspectos de percepción.

Las variables vinculadas a la calidad del empleo, como la seguridad social y el contrato, no son significativas; por otra parte, aun cuando el salario es la única variable objetiva que persiste, al incorporar los determinantes de percepción, estos son más significativos. Lo anterior es relevante, pues el grueso de la actuación de política pública en Chile se refiere a obtener condiciones mínimas en la calidad del empleo. Probablemente los trabajadores estén apreciando en mayor medida aspectos de percepción que se vinculan tanto a la gestión del recurso humano como a la organización.

Además, cuando se analiza la satisfacción laboral en tres categorías se obtienen diferencias notables en el aporte de las variables asociadas a la percepción.

No obstante lo anterior, la propensión a estar bien con el trabajo es mayor en las zonas distintas de la Región Metropolitana. Y cuando se analiza por zona, solo dejan de ser significativas las ubicadas en las macrozonas 1 y 2, es decir, las ubicadas en el norte del país. Este hallazgo parece contradictorio por cuanto el salario en la Región Metropolitana es mayor, en términos relativos, además allí se debería concentrar una mayor cantidad de atractivos. En este trabajo no se han buscado las causas que podrían esclarecer esta situación, lo que, por supuesto, es un desafío que habrá que explorar. Por ahora, se exponen posibles explicaciones conforme a los resultados y con un cierto grado de intuición.

En primer lugar, haciendo una extrapolación de lo que se señala en la literatura, una hipótesis es que, dado que los salarios son menores en las otras regiones, particularmente las macrozonas 3, 4, 5 y 6, tal vez en ellas se muestre una mayor satisfacción solo por el hecho de contar con empleo, en definitiva, es posible que el umbral para indicar satisfacción laboral sea menor.

Otro argumento es que, dado que las variables de percepción influyen mucho, es posible que junto a otras condicionantes asociadas al territorio (culturales, círculos sociales, familiares, entre otras), tengan un impacto mayor que el que tendría el salario, y ello podría a su vez explicar la baja movilidad laboral en Chile.

Por último, es posible que el salario tenga un comportamiento endógeno, provocado por una doble causalidad, es decir, la satisfacción laboral podría estar determinando el salario de los trabajadores; en este caso se confirmaría la importancia de los aspectos de percepción y, siguiendo con el argumento anterior, se explicaría el efecto positivo que tiene residir en una zona diferente de la Región Metropolitana, aunque es contradictorio con la alta concentración de la población en esta región.

Los resultados hasta ahora logrados, por un lado, revelan que es preciso abordar la temática a nivel territorial y reflejan la importancia de verificar posibles diferencias entre territorios, lo que tendría aplicación en la actuación de política pública, con acciones descentralizadas. Por otro lado, se obtiene información acerca del impacto que ejercen variables objetivas y de percepción, lo que resulta útil tanto en la generación de políticas públicas como en la administración de empresas, dado que señala

la importancia que revisten en la satisfacción laboral variables asociadas a la gestión del recurso humano y al entorno organizacional. Una pregunta interesante aquí, que quedará abierta por ahora, es si la nueva gestión tiene efectos diferenciados según los territorios geográficos.

Finalmente, el trabajo apunta a la necesidad de contar con una versión más actualizada de encuestas que incluyan variables de percepción de la calidad del empleo, el desempeño, el entorno y la satisfacción laboral, a fin de verificar la consistencia temporal de los resultados.

## Bibliografía

- Aroca, P. y M. Atienza (2008), “La conmutación regional en Chile y su impacto en la Región de Antofagasta”, *EURE*, vol. 34, N° 102, Santiago, Pontificia Universidad Católica de Chile.
- Aroca, P., J. D. Geoffrey y J. Paredes (2001), “Migración interregional y el mercado laboral en Chile: 1977-82 y 1987-92”, *Cuadernos de Economía*, vol. 38, N° 115, Santiago, Pontificia Universidad Católica de Chile.
- Becker, G. (1964), *Human Capital*, Chicago, The University of Chicago Press.
- Belfield, C. y R. Harris (2002), “How well do theories of job matching explain variations in job satisfaction across education levels? Evidence for UK graduates”, *Applied Economics*, vol. 34, N° 5, Taylor & Francis.
- Blackwell, M. y otros (2009), “CEM: coarsened exact matching in Stata”, *The Stata Journal*, vol. 9, N° 4.
- Booth, A. y J. Van Ours (2007), “Job satisfaction and family happiness: the part-time work puzzle”, *Working Paper Series*, N° 100, Melbourne, Universidad de Melbourne.
- BòriaReverter, S., M. CrespiVallbona y O. MascarillaMiró (2012), “Variables determinantes de la satisfacción laboral en España”, *Cuadernos de Economía*, vol. 35, N° 97, Elsevier.
- Borra, C. y F. Gómez (2012), “Satisfacción laboral y salario: ¿compensa la renta laboral las condiciones no monetarias del trabajo?”, *Revista de Economía Aplicada*, vol. 20, N° 3, Universidad de Zaragoza.
- Bryson, A., L. Cappellari y C. Lucifora (2004), “Does union membership really reduce job satisfaction?”, *British Journal of Industrial Relations*, vol. 42, N° 3, Wiley.
- Card, D. y otros (2010), “Inequality at work: the effect of peer salaries on job satisfaction”, *NBER Working Paper*, N° 16396, Cambridge, Massachusetts, Oficina Nacional de Investigaciones Económicas.
- Chiavenato, I. (2006), *Introducción a la teoría general de la administración*, McGraw-Hill.
- Clark, A. (1997), “Job satisfaction and gender: why are women so happy at work?”, *Labour Economics*, vol. 4, N° 4, Amsterdam, Elsevier.
- Clark, A. y A. Oswald (1996), “Satisfaction and comparison income”, *Journal of Public Economics*, vol. 61, N° 3, Amsterdam, Elsevier.
- Clark, A. y F. Postel-Vinay (2009), “Job security and job protection”, *Oxford Economic Papers*, vol. 61, N° 2, Oxford University Press.
- Clark, A., K. Nicolai y N. Westergård-Nielsen (2007), “Job satisfaction and co-worker wages: status or signal?”, *IZA Discussion Paper*, N° 3073.
- De Vries, W. y otros (2015), “Conclusiones a contrapelo: la aportación de distintas carreras universitarias a la satisfacción en el empleo”, *Revista de la Educación Superior*, vol. 37, N° 146, Asociación Nacional de Universidades e Instituciones de Educación Superior.
- Farné, S. (2012), *La calidad del empleo en América Latina a principios del siglo XXI*, Bogotá, Universidad Externado de Colombia.
- (2003), *Estudio sobre la calidad de empleo en Colombia*, Organización Internacional del Trabajo.
- Farné, S. y A. Vergara (2007), “Calidad del empleo: ¿qué tan satisfechos están los colombianos con su trabajo?”, *Cuadernos de Trabajo*, N° 8, Bogotá, Universidad Externado de Colombia.
- Ferrada, L. M. y P. Zarzosa (2010), “Diferencias regionales en la participación laboral femenina en Chile”, *Cuadernos de Economía*, vol. 47, N° 136, Santiago, Pontificia Universidad Católica de Chile.
- Freeman, R. (1977), “Job satisfaction as an economic variable”, *NBER Working Paper*, N° 225, Cambridge, Massachusetts, Oficina Nacional de Investigaciones Económicas.
- Gamero, C. (2003), “Análisis por género de la relación entre satisfacción laboral y tipo de contrato en España”, *Anales de Economía Aplicada 2007*, Asociación Española de Economía Aplicada.
- Greene, W. (1999), *Análisis econométrico*, Madrid, Prentice Hall.
- Grund, C. y D. Sliwka (2007), “Reference-dependent preferences and the impact of wage increases on job satisfaction: theory and evidence”, *Journal of Institutional and Theoretical Economics (JITE)*, vol. 163, N° 2, Mohr Siebeck.

- Herzberg, F. (1962), "Basic needs and satisfactions of individuals", *Industrial Relations Monograph*, N° 21.
- Herzberg, F., B. Mausner y B. Sryderman (1959), *The Motivation to Work*, Nueva York, John Wiley and Sons.
- Iacus, S., G. King y G. Porro (2012), "Causal inference without balance checking: coarsened exact matching", *Political Analysis*, vol. 20, N° 1, Cambridge, Cambridge University Press.
- Iglesias, C., R. Llorente y D. Dueñas (2010), "Calidad del empleo y satisfacción laboral", *Investigaciones Regionales*, N° 19, Asociación Española de Ciencia Regional.
- INE (Instituto Nacional de Estadísticas) (s/f) [en línea] [http://www.ine.cl/canales/chile\\_estadistico/mercado\\_del\\_trabajo/empleo/series\\_estadisticas/nuevas\\_empalmadas/series\\_fecha.php](http://www.ine.cl/canales/chile_estadistico/mercado_del_trabajo/empleo/series_estadisticas/nuevas_empalmadas/series_fecha.php).
- \_\_\_\_\_(s/f) [en línea] [http://www.ine.cl/canales/chile\\_estadistico/mercado\\_del\\_trabajo/remuneraciones/anuarios\\_estadisticos/anuarios\\_estadisticos.php](http://www.ine.cl/canales/chile_estadistico/mercado_del_trabajo/remuneraciones/anuarios_estadisticos/anuarios_estadisticos.php).
- Jamett, I. y D. Paredes (2013), "Comutación de larga distancia en Chile: estimando el premio por trabajar muy lejos de casa", *Estudios de Economía*, vol. 40, N° 2, Santiago, Universidad de Chile.
- Juárez-Adauta, S. (2012), "Clima organizacional y satisfacción laboral", *Revista Médica del Instituto Mexicano del Seguro Social*, vol. 50, N° 3, Ciudad de México, Instituto Mexicano del Seguro Social.
- Lévy-Garboua, L., C. Montmarquette y V. Simonnet (2007), "Job satisfaction and quits", *Labour Economics*, vol. 14, N° 2, Amsterdam, Elsevier.
- Long, J. y J. Freese (2014), *Regression Models for Categorical Dependent Variables Using Stata*, Stata Press.
- Macedo, P. y R. Simões (1998), "Amenidades urbanas e correlação espacial: uma análise intra-urbana para BH (MG)", *Revista Brasileira de Economia*, vol. 4, N° 52, Fundación Getulio Vargas.
- McGregor, D. (1981), *El aspecto humano de las empresas*, Ciudad de México, Diana.
- Mincer, J. (1958), "Investment in human capital and personal income distribution", *Journal of Political Economy*, vol. 66, N° 4, Chicago, The University of Chicago Press.
- MINSAL (Ministerio de Salud) (2011), "Primera encuesta nacional de empleo, trabajo, salud y calidad de vida de los trabajadores y trabajadoras en Chile (ENETS 2009-2010)" [en línea] [http://epi.minsal.cl/epi/Onotransmisibles/ENETS/INTERINSTITUCIONAL\\_BAJA.pdf](http://epi.minsal.cl/epi/Onotransmisibles/ENETS/INTERINSTITUCIONAL_BAJA.pdf).
- \_\_\_\_\_(s/f), "Diseño conceptual y metodológico" [en línea] [http://epi.minsal.cl/wp-content/uploads/2012/07/Resumen\\_Ejecutivo\\_ENETS\\_Final.pdf](http://epi.minsal.cl/wp-content/uploads/2012/07/Resumen_Ejecutivo_ENETS_Final.pdf).
- Narbona, K. (2012), "La producción de compromiso en la empresa flexible", Santiago, Universidad de Chile [en línea] <http://repositorio.uchile.cl/handle/2250/116785>.
- OIT (Organización Internacional del Trabajo) (1999), "Trabajo decente", *Memoria del Director General*, 87ª Reunión de la Conferencia Internacional del Trabajo, Ginebra.
- Olarte, M. (2011), *Los determinantes de la satisfacción laboral: una revisión teórica y empírica*, Bogotá, Universidad Jorge Tadeo Lozano.
- Pouliakas, K. e I. Theodossiou (2010), "Diferencias de satisfacción con el trabajo en Europa según nivel salarial", *Revista Internacional del Trabajo*, vol. 129, N° 1, Organización Internacional del Trabajo.
- Rocha, R. y A. Magalhães (2013), "Valoração das amenidades urbanas: uma estimação a partir dos diferenciais salariais e do custo de habitação para as regiões metropolitanas brasileiras", *Revista de Economia Contemporânea*, vol. 17, N° 1, Río de Janeiro, Instituto de Economía de la Universidad Federal de Río de Janeiro.
- Rodríguez-Gutiérrez, C. y J. Prieto-Rodríguez (2004), "Efecto de la afiliación sindical sobre la satisfacción laboral de los trabajadores en el caso español" [en línea] <http://aeet-aede.ulpgc.es/Descargas/Sesion1Sala2/Rodriguez-Prieto.pdf>.
- Sehnbruch, K. (2012), "La calidad del empleo en Chile: teoría y medición", *La calidad del empleo en América Latina a principios del siglo XXI*, S. Farné (comp.), Bogotá, Universidad Externado de Colombia.
- \_\_\_\_\_(2008), "From the quantity to the quality of employment: an application of the capability approach to the Chilean labour market", *The Capability Approach: Concepts, Measures and Applications*, F. Comim, M. Qizilbash y S. Alkire, Nueva York, Cambridge University Press.
- Sen, A. (2000), *Desarrollo y libertad*, Buenos Aires, Editorial Planeta.
- Sloane, P. J. y H. Williams (2000), "Job satisfaction, comparison earnings, and gender", *Labour*, vol. 14, N° 3, Wiley.
- Somarriba, N. y otros (2010), "La calidad del trabajo en la Unión Europea", *Estudios de Economía Aplicada*, vol. 28, N° 3.
- Stephen, R. y J. Timothy (2013), *Comportamiento organizacional*, Pearson.



# Acarreo de divisas y costo de las reservas internacionales en México

Carlos A. Rozo y Norma Maldonado<sup>1</sup>

## Resumen

Las estrategias nacionales a las que ha llevado la crisis financiera mundial para impulsar el crecimiento económico han inducido a desequilibrios monetarios entre los países industriales y las economías emergentes. Al implementar políticas monetarias ultraexpansivas, los primeros empujan a la baja las tasas de interés, mientras que al introducir políticas monetarias más restrictivas, las segundas incrementan esas tasas de interés, generándose así un creciente acarreo de divisas. Surgen entonces condiciones de vulnerabilidad por la salida súbita de estos capitales o por los altos costos que implica protegerse contra tal eventualidad por medio de la acumulación de reservas. En este trabajo se calcula que la acumulación de reservas ha tenido un costo promedio anual del 1,83% del PIB entre 2008 y 2014, lo que lleva a concluir que la libre movilidad de capitales que practican las autoridades mexicanas entraña un alto costo para cumplir con las reglas de la globalización financiera.

---

## Palabras clave

Movimientos de capital, divisas, mercados de divisas, reservas monetarias, costos, política monetaria, México

## Clasificación JEL

F31, F32, F38

## Autores

Carlos Antonio Rozo Bernal es Profesor Titular de tiempo completo, nivel C, del Departamento de Producción Económica de la Universidad Autónoma Metropolitana de México. Correo electrónico: rozo@correo.xoc.uam.mx.

Norma Maldonado es Ayudante de Investigación del Departamento de Producción Económica de la Universidad Autónoma Metropolitana de México. Correo electrónico: normamc\_27@hotmail.com.

---

<sup>1</sup> Se agradecen los comentarios de Mario Capdevielle Allevato y de un dictaminador anónimo, que contribuyeron a un mejor tratamiento del problema planteado.





## I. Introducción

Las estrategias nacionales a las que ha llevado la crisis financiera mundial para impulsar el crecimiento económico han inducido a desequilibrios monetarios entre los países industriales y las economías emergentes. Al implementar políticas monetarias ultraexpansivas, los países industriales empujan a la baja las tasas de interés, con lo cual reducen el valor de sus monedas al tiempo que proporcionan más competitividad a sus sectores exportadores. Los países emergentes, con el propósito de atraer capitales, introducen políticas monetarias más restrictivas, que incrementan las tasas de interés. Estas políticas contrapuestas han llevado a diferenciales significativos en las tasas de interés, que atraen los flujos de capital hacia los mercados emergentes.

Se ha suscitado así un amplio y creciente acarreo de divisas (*carry trade*) que da energía y fortaleza a lo que Burnside, Eichenbaum y Rebelo (2011) califican como una de las más viejas y populares estrategias de especulación con divisas. Este acarreo genera cuantiosas ganancias para los capitales golondrina de corto plazo, pero compromete el bienestar en los mercados emergentes al crear condiciones de vulnerabilidad por la salida súbita de estos capitales o por los altos costos que implica protegerse contra tal eventualidad por medio de la acumulación de reservas.

La relevancia de este acarreo de divisas obligó al Fondo Monetario Internacional (FMI) a reconocer la validez de las reacciones de algunos de los gobiernos de países emergentes para defenderse contra estas presiones del capital de corto plazo con políticas de control transfronterizo. Se reconoció de este modo que los países emergentes no tenían por qué pagar los platos que los países más desarrollados habían roto. El FMI aceptó que en ciertas circunstancias y ciertas condiciones estos países estaban en el derecho de recurrir al uso de políticas para enfrentar los riesgos provocados por las entradas de capitales especulativos. Así se admitió que la regulación de las corrientes de capital transfronterizas es legítima y puede ser útil como parte de una estrategia macroeconómica destinada a evitar que estos capitales incidan sobre el valor de la moneda local o a mitigar estas repercusiones.

México es uno de los mercados emergentes cuyo tipo de cambio ha experimentado fuertes presiones por estos flujos de capital. Otros países que han corrido una suerte semejante —y en algunos casos con presiones mayores— han sido, entre otros, el Brasil, Chile, el Perú, la República de Corea, Tailandia, la India y Colombia. La diferencia entre México y los demás países afectados responde a la actitud de las autoridades mexicanas, que no consideran prudente ni necesario intervenir para controlar el fortalecimiento del peso, como sí lo han hecho los otros países. Las autoridades monetarias mexicanas se aferran a descartar la apreciación del peso como un factor negativo para la economía, por lo que no es necesario recurrir a controles o, como los llama el FMI, medidas de gestión del tipo de cambio. Esta postura oficial se sustenta en el argumento de que el sistema financiero mexicano se encuentra blindado contra una súbita salida de capitales por la acumulación de altos niveles de reservas internacionales y la contratación de una Línea de Crédito Flexible (LCF) con el FMI.

El propósito de este trabajo es entender la lógica en virtud de la cual las autoridades mexicanas consideran positivo lo que las autoridades de otros países estiman perjudicial para sus economías. Se postula la hipótesis de que la libre movilidad de capitales que practican las autoridades mexicanas es negativa para el bienestar de los mexicanos debido al alto costo que se paga por acumular reservas internacionales. Para demostrar este planteamiento, en las secciones II, III y IV se examinan las bases del debate sobre la necesidad de controles cambiarios que llevó al FMI a aceptar que cierto tipo de medidas, en ciertas condiciones, son positivas para los países emergentes y en desarrollo, y a continuación se analiza la evolución del tipo de cambio y su relación con la política monetaria que dio lugar al superpeso mexicano. En las siguientes tres secciones (V, VI y VII) se pasa revista a la magnitud y al rendimiento de los flujos de capital, y a la prevalencia de los capitales de corto plazo. Luego, en la sección VIII, se estima el costo del blindaje financiero y finalmente se presentan las conclusiones.

## II. Acarreo de divisas y proteccionismo cambiario

La necesidad de recuperar la dinámica de crecimiento perdida a raíz de la Gran Recesión ha llevado a las economías industriales, pero principalmente a la estadounidense, a una política monetaria laxa que ha inducido a una disminución a cero de la tasa de interés de referencia. El bajo rendimiento de las inversiones financieras en estas economías ha incentivado el traslado de inmensas cantidades de capital hacia economías con mayores tasas de rendimiento. Para mejorar su rentabilidad, los inversores financieros han inundado de liquidez los mercados de dinero de los países emergentes con flujos privados de cartera que han entrado a estos países desde 2009.

Estos flujos han tenido efectos negativos en la estabilidad de los tipos de cambio. En los países industriales la tendencia general ha sido hacia la depreciación de sus monedas, mientras que en los mercados de países emergentes las monedas han tendido generalmente a su apreciación. Estos movimientos cambiarios han proporcionado ventajas comerciales a los primeros, al tiempo que perjudican la competitividad de los segundos. Ante estos desequilibrios gestados por la política monetaria de los países industriales, la respuesta de los países emergentes tiende hacia la protección de sus mercados, lo que marca un nuevo hito en el desarrollo de la crisis mundial al abrirse la ventana del proteccionismo cambiario. Apuntan Gallagher (2011a) y Rodrik (2010) que, con este enfrentamiento, la economía internacional se aproxima al fin de una era en las finanzas internacionales, la era de la libre movilidad de capitales especulativos.

El amplio diferencial de tasas de interés entre el Norte y el Sur ha creado oportunidades para apostar al acarreo de divisas, es decir, la estrategia que consiste en pedir prestados recursos denominados en una divisa con tasas de interés bajas —divisa fondeadora—, para invertirlos en valores financieros en las divisas de países que ofrezcan un rendimiento mayor —divisa inversora— (Burnside, Eichenbaum y Rebelo, 2011; Clarida, Davis y Pedersen, 2009). La operación se lleva a cabo con el propósito de obtener una ganancia fiduciaria que es reforzada por la posible apreciación de la divisa inversora, la que paga la mayor tasa de interés (Banco de México, 2010). A pesar del riesgo que existe, la evidencia tiende a demostrar que esta actividad es rentable, como argumentan Brunnermeier, Nagel y Pedersen (2008), y Jordá y Taylor (2009).

En la teoría de la paridad de los tipos de interés no cubierta se postula que en una economía sin fricciones y neutral al riesgo, el acarreo de divisas no es rentable debido a que la ganancia derivada del diferencial de tasas de interés es compensada por una depreciación proporcional de la divisa inversora. Los flujos de capital que entran al país producen una apreciación inmediata de la divisa por una sobre-reacción del mercado, pero posteriormente esta apreciación se resuelve y la divisa termina por depreciarse (Fama, 1984; Dornbusch, 1976). Lo que ocurre en la operación de los mercados es que, al persistir en el tiempo, el acarreo de divisas viola estos postulados de la teoría, ya que la divisa inversora se mantiene en una tendencia de apreciación, lo que hace que esta actividad sea rentable.

Esta problemática, denominada el “problema del peso” (*forward premium puzzle*), está asociada al riesgo de quiebra debido a que los tipos de cambio suben por la escalera y bajan por el ascensor, lo que implica que en el largo plazo esta dinámica puede llevar a una “burbuja cambiaria”<sup>2</sup>. La prima es el precio del riesgo de quiebra.

El rendimiento de los activos en que invierten los especuladores tiene dos factores básicos: una tasa de ganancia media positiva y un sesgo (*skewness*) negativo. La ganancia ocurre en reconocimiento de la liquidez que el acarreo proporciona a la economía inversora, mientras que el sesgo negativo deriva de la exposición de la divisa inversora al riesgo de quiebra, por los movimientos en dirección opuesta del tipo de cambio al contado y del tipo de cambio a futuro o tipo de cambio esperado. El hecho que cabe enfatizar es que los diferenciales positivos de tasas de interés están asociados a

<sup>2</sup> Véase una revisión bibliográfica sobre el tema en Engel (1996).

una condición de sesgo negativo de los movimientos de tipos de cambio, lo que significa que los rendimientos del acarreo de divisas conllevan implícitamente un riesgo de quiebra (Brunnermeier, Nagel y Pedersen, 2008, pág. 4). Este riesgo ocurre en función de las respuestas asimétricas de los inversores a movimientos en el tipo de cambio esperado. Cuando los cambios llevan a pérdidas, estas se amplifican por las dificultades que pueden tener los especuladores para obtener fondeo y por la urgencia en deshacerse de los activos. Este hecho induce a una caída en los precios de los activos, lo que agudiza los problemas de fondeo y de volatilidad.

El problema del peso tiene connotaciones teóricas pertinentes sobre la forma en que funcionan los mercados financieros internacionales al sugerir la invalidez del concepto de expectativas racionales. Además, indicaría que el diferencial en las tasas de interés es una guía poco relevante para una eficiente asignación de recursos por la volatilidad que imprime a movimientos futuros en el tipo de cambio. Se tiene, entonces, un ejemplo significativo de ineficiencias del mercado, lo que permite sugerir la necesidad de intervención gubernamental en el mercado de cambios.

### III. Consecuencias del acarreo

Este acarreo de capital no es neutro sobre el valor de la divisa inversora: impulsa su apreciación, lo que constituye un fracaso de la hipótesis de mercados eficientes. El argumento clave de esta tendencia de apreciación se sustenta en que los grandes volúmenes de capital de corto plazo tienden a ser procíclicos, es decir, ingresa demasiado dinero en la fase de crecimiento del ciclo económico y sale demasiado dinero en la fase descendente (Gallagher, 2011a y 2011b). Estas corrientes generan costos y desequilibrios en la relación entre el equilibrio interno y externo de los países receptores.

No queda del todo claro cómo ocurren estos equilibrios al considerar el intenso debate sobre cuál es el régimen cambiario más apropiado para que la política cambiaria cumpla cabalmente con los objetivos de equilibrio y asignación de recursos en un contexto de globalización. No es evidente si el tipo de cambio debe ser totalmente fijo o totalmente flexible, o alcanzar un nivel intermedio entre estos extremos, como expone Frankel (2003). No menos relevante en este debate ha sido el hacer evidente que las autoridades nacionales declaran oficialmente funcionar bajo un régimen de flotación cuando *de facto* practican uno de tipo fijo o controlado, como Calvo y Reinhart (2000) atinadamente expresan en su concepto del “miedo a flotar”. Tampoco hay certidumbre de que las opciones extremas —total rigidez o total flexibilidad— lleven a que el mercado determine benignamente el nivel del tipo de cambio apropiado para un país en particular. De lo que no quedan dudas es que bajo el régimen de tipos de cambio flotantes, al que han recurrido los mercados emergentes desde mediados de la década de 1990, este acarreo ha crecido astronómicamente.

En el debate que se ha suscitado en torno del proteccionismo cambiario, el argumento de French-Davis (2010) sobre el “error neoliberal” nos parece una propuesta atinada. El error consiste en la creencia de que cualquier intervención cambiaria va en contra del mercado, cuando es necesario distinguir entre dos tipos de mercado. En el enfoque ortodoxo neoliberal monetarista contemporáneo, el mercado que se busca favorecer es el mercado de crédito especulativo de los operadores de corto plazo que solo persiguen maximizar sus rentas. En esta lógica, el tipo de cambio responde más a variaciones en la cuenta de capitales que a variaciones en la balanza comercial o en la cuenta corriente, lo que significa que el tipo de cambio se convierte en un activo financiero, como postuló Keynes (2003).

En un enfoque correcto, el mercado apropiado es el de la producción de bienes comercializables y no comercializables en un contexto de innovación y cambio tecnológico. Los equilibrios buscados y las asignaciones adecuadas deben ser los que favorezcan la creación de riqueza productiva, la que satisface las necesidades sociales.

El error neoliberal es el factor responsable de la extrema volatilidad de los tipos de cambio nominal, pues su nivel responde más a variaciones en los flujos de capital que a los flujos de mercancías y de servicios. Así, con un tipo de cambio flexible se está expuesto a variaciones procíclicas por las acciones de fondos externos de inversión de cartera y, en consecuencia, el tipo de cambio se vuelve volátil a raíz de las condiciones impuestas por operadores financieros y trae aparejados efectos negativos para la economía nacional, como los anotados por Ffrench-Davis, a saber: i) distorsiones en la evaluación de proyectos para la asignación de recursos; ii) una mayor promoción de inversiones especulativas que de inversiones productivas; iii) el desplazamiento de la producción de bienes transables importables, y iv) una merma en la generación de valor agregado de las exportaciones.

Estos efectos pueden distorsionar una estrategia de desarrollo liderada por la producción de exportaciones no tradicionales que generan externalidades e interactúan con las pequeñas y medianas empresas (pymes). Para este propósito, argumenta Ffrench-Davis, es mejor el uso de regímenes intermedios de flotación sucia o de bandas móviles, ya que moverse hacia el mercado correcto requiere una intervención en los mercados que sea coherente y selectiva. En este contexto, es evidente que los movimientos de capital que aprecian el tipo de cambio tienden a restar competitividad a las economías nacionales, lo que contrae el crecimiento de las exportaciones e incentiva el aumento de las importaciones.

En consecuencia, los países emergentes tendrían razón al diseñar e instrumentar políticas macroprudenciales para controlar los efectos negativos que puede tener el acarreo de divisas. La respuesta ha estado orientada a elaborar estrategias destinadas a inhibir la entrada de estos capitales especulativos para evitar que sus monedas se aprecien. La aplicación de estos esquemas y las respuestas a tales acciones han llevado a lo que se denomina un ambiente de “guerra de divisas” (Pérez, 2010): una pugna por obtener un lugar más competitivo en el comercio internacional. Joseph Stiglitz (2010) ha apuntado lo negativo que puede ser esta guerra, pues todos los países pueden ser perdedores, por lo que se hace necesario encontrar soluciones.

El discurso y las prácticas de diseño y gestión de políticas de protección del tipo de cambio resurgieron recientemente ante la urgente necesidad de mitigar o evitar los efectos negativos que traen las corrientes de capital transfronterizas de corto plazo. El factor que ha propiciado la confrontación es la asimetría entre las políticas monetarias de las economías desarrolladas y las de las economías emergentes cuando estas últimas luchan por proteger el dinamismo de su crecimiento, que se ve perjudicado por las políticas de los países industriales orientadas a abaratar sus monedas y ganar competitividad cambiaria con el propósito de estimular su crecimiento por medio del impulso a sus exportaciones<sup>3</sup>.

## IV. La gestión de los tipos de cambio

En la década de 1970, las posturas neoliberales fundamentalistas de mercado defendieron a ultranza la liberalización de la cuenta de capital al argumentar que los flujos y su movilidad hacen posible que los países con pocos ahorros atraigan financiamiento para proyectos de inversión productiva, allenten la diversificación del riesgo de inversión, promuevan el comercio intertemporal y contribuyan al desarrollo de los mercados financieros (Ostry y otros, 2010a y 2010b). Con el tiempo, la evidencia ha demostrado que la liberalización del mercado de capitales en los países en desarrollo no ha estado asociada con el crecimiento económico y que tal asociación es más factible en naciones que han alcanzado un alto nivel de desarrollo institucional (Gallagher, 2010a). En general, los países emergentes

<sup>3</sup> Sin embargo, Bergsten argumenta que la estrategia de relajamiento cuantitativo de la Reserva Federal no constituye una intervención de mercado, la que representa una curiosa manera de percibir los intereses nacionales (Bergsten y Gagnon, 2012).

son más vulnerables a los efectos negativos de las corrientes de capital de corto plazo, ya que al ser menores a un año estos flujos de inversión solo buscan insertarse en economías con características político-económicas estables, simplemente para obtener el mayor rendimiento posible que puede aportar el acarreo de divisas. Cuando el diferencial que incentiva el acarreo se reduce o desaparece, estos capitales huyen súbitamente en busca de opciones de mayor rentabilidad en otros países.

Estas salidas súbitas de los flujos de capital tienden a complicar el manejo macroeconómico y aumentar los riesgos financieros. En la perspectiva macroeconómica, la preocupación reside en que las oleadas de capital causan presión al alza sobre el valor de la moneda nacional y provocan apreciaciones en los tipos de cambio nominal y real. A su vez, este hecho propicia que los productores nacionales menos competitivos en el mercado internacional se vean afectados al abaratare las importaciones y encarecerse las exportaciones. Ello puede ocasionar un daño duradero en el sector exportador de la economía, aun y cuando las entradas de capital disminuyan o se reviertan.

Desde el punto de vista de la fragilidad financiera, la inquietud recae en que las excesivas entradas de capital pueden afectar la estabilidad financiera por el aumento del endeudamiento externo y una exposición excesiva a los riesgos cambiarios. Estos factores pueden inducir a fuertes expansiones del crédito interno y burbujas en el precio de los activos, con graves efectos adversos en caso de una reversión súbita de las entradas de capital (Ostry y otros, 2010a y 2010b; De Gregorio, 2010; Gallagher, 2010b; López-Mejía, 1999; Magud y Reinhart, 2006; Gallagher y Coelho, 2010). También hay que considerar los costos que implican una política de esterilización y las restricciones que pueden imponerse a la política fiscal. De ahí la importancia del reconocimiento que el Fondo Monetario Internacional (FMI) hace de la posible recurrencia a medidas que controlan las entradas de capital.

En febrero de 2010, el FMI reconoció que las regulaciones de las corrientes de capital transfronterizas pueden ser útiles y constituir una herramienta legítima de política macroeconómica (Ostry y otros, 2010a y 2010b; FMI, 2011a y 2011b). Posteriormente, en diciembre de 2012, el FMI (2012a y 2012b) postula oficialmente un nuevo “enfoque institucional” sobre la liberalización de la cuenta de capitales que las naciones pueden tener en cuenta para evitar y mitigar la volatilidad cambiaria y las crisis financieras. Esta es una postura altamente divergente de la aceptada en la era neoliberal de la década de 1970, que se acerca más a las posiciones postuladas por John Maynard Keynes y Harry Dexter en su debate entre 1941 y 1945 sobre el hecho de que los controles de capital deberían ser parte esencial para el buen funcionamiento del sistema monetario-financiero mundial (Gallagher, 2011a).

Para el FMI, la prioridad en la elaboración de políticas de gestión del tipo de cambio debe asentarse en medidas que fortalezcan a los países para absorber los flujos de capital (FMI, 2011b). El principio es que los países requieren estar mejor preparados para la afluencia de estos capitales y no para impedir su movilidad, lo que lleva a que se instrumenten reformas estructurales que incrementen la capacidad de los mercados financieros nacionales para procesar los flujos.

El FMI diferencia entre distintos tipos de medidas, dependiendo de si están o no orientadas a impedir el libre flujo de capitales. Las “medidas de gestión de los flujos de capital” que controlan el flujo de capitales son las más relevantes, debido a que pueden ser usadas como sustitutos de políticas macroeconómicas adecuadas y necesarias para economías en desarrollo, además de que pueden tener externalidades negativas para otros países (FMI, 2011b, pág. 6).

Las medidas de gestión de los flujos de capital, a su vez, se diferencian en dos tipos: las basadas en la residencia y las basadas en la no residencia. Las primeras, comúnmente denominadas controles de capital, afectan a la actividad financiera transfronteriza al discriminar sobre la base de la residencia. Estas medidas son más coyunturales en respuesta a las entradas de capital. Por su parte, las segundas son medidas prudenciales diseñadas para asegurar la fortaleza y la sanidad de las instituciones financieras, como coeficientes de capitalización, el coeficiente de préstamos a valor, los

límites a posiciones abiertas en el mercado cambiario y los límites a hipotecas en moneda extranjera. En estas medidas basadas en la no residencia también se incluyen algunas que típicamente se aplican en el sector no financiero, como períodos mínimos de estadía o impuestos a algunos tipos de inversiones. Las medidas basadas en la no residencia no tienen los mismos efectos macroeconómicos y multilaterales de las que sí utilizan la residencia como parámetro, como limitar la apreciación de la moneda o reorientar los flujos hacia otros países. La diferencia fundamental entre estos dos tipos de medidas radica en si afectan directa o indirectamente la libre movilidad de los flujos de capital.

Para enfrentar los flujos, en primera instancia lo adecuado es recurrir a políticas macroeconómicas y, principalmente, permitir que el tipo de cambio se fortalezca, acumular reservas o reajustar el equilibrio entre las políticas fiscal y monetaria. La aplicación de medidas de gestión de los flujos de capital debe hacerse únicamente una vez que existan las condiciones macroeconómicas adecuadas, lo que implica que el tipo de cambio no esté subvaluado, que las reservas sean más que suficientes y que la economía esté sobrecalentada, lo que hace que no sea aconsejable bajar las tasas de interés. Las medidas de gestión de los flujos de capital deben ser complementarias de una política fiscal contractiva y tomar en cuenta los rezagos asociados a los efectos macroeconómicos de una consolidación fiscal. Para el FMI, la aplicación de las medidas de gestión de los flujos de capital debe tener baja prioridad a fin de no afectar a los otros países que participan en un marco de referencia multilateral.

Cabe reconocer que el cambio de posición del FMI ha sido el resultado de un amplio debate, pues hasta hace poco postular políticas de control de capital era ir en contra de la premisa básica neoclásica de que las economías emergentes deben liberar sus cuentas de capitales como parte de un proceso amplio de liberalización financiera necesario para estimular el crecimiento y la estabilidad económica (Gallagher, 2010b). No obstante, el FMI continúa sosteniendo su principio tradicional al insistir en que lo principal es evitar impedimentos a la libre movilidad del capital por el efecto negativo que pueda tener en los países generadores de estos fondos, generalmente los países industriales. Menos relevante es el costo en que pueden incurrir los países receptores para mantener esta posición, en general los países emergentes. Es en este contexto de debate teórico que en este trabajo se examina la postura de libre circulación de capitales que profesan y han practicado las autoridades mexicanas.

## V. Volatilidad cambiaria y política pública en México

La apreciación del peso desde mediados de 2009 hasta abril de 2011 no llevó a que las autoridades mexicanas secundaran la postura que han tomado las autoridades de otros países de controlar los flujos especulativos. La perspectiva de las autoridades monetarias mexicanas, particularmente las del Banco de México y de la Secretaría de Hacienda y Crédito Público (SHCP), se aferra a descartar que para la economía mexicana la apreciación del peso sea un factor de preocupación y, en consecuencia, no se requiere responder con medidas de gestión cambiaria.

Se ha argumentado que el régimen de flotación cambiaria funciona apropiadamente para absorber choques del exterior. Además, existe la posición oficial de no usar el tipo de cambio como herramienta de política comercial. Lo que debe hacerse es cuidar la estabilidad, tener un manejo responsable de las finanzas públicas y ser prudentes en la toma de decisiones (Banco de México, 2013). Más relevante es considerar que los riesgos que tiene la economía mexicana provienen principalmente de la desaceleración del ritmo de crecimiento de los Estados Unidos y, en menor grado, de la incertidumbre fiscal de algunos países europeos. Más aún, se presume que la apreciación cambiaria responde a la solidez de los fundamentos de la economía por su bajo nivel inflacionario y



por sus ventajas competitivas, como la ubicación geográfica, una base sólida de capacitación, y bajos costos de transporte y logística (Piz, 2011a y 2011b). Tampoco se acepta que la ventaja del sector exportador depende del tipo de cambio.

El Banco de México (BANXICO) y la Secretaría de Hacienda y Crédito Público han argumentado que las políticas basadas en medidas de gestión de los flujos de capital no tienen un efecto sostenible a mediano plazo. Más aún, se argumenta que los controles a los flujos de capital no son adecuados para México, dado que el país se encuentra en una etapa avanzada de profundización financiera. En el fondo, estas autoridades visualizan estos flujos de capital como una evidencia inconfundible del buen rumbo que lleva la economía mexicana como resultado de la gestión de las políticas públicas<sup>4</sup>. Pero el factor determinante de esta postura oficial es el blindaje con el que cuenta la economía mexicana para sortear las turbulencias internacionales, que se sustenta en la política de acumulación de reservas internacionales y en la línea de crédito aprobada por el FMI. Esta postura oficial ha sido fruto del fundamentalismo de mercado con que se maneja la economía mexicana desde finales de la década de 1980, que va en total congruencia con la posición del FMI de que los países deben recurrir a las políticas de administración cambiaria más para adecuar sus economías a recibir estos capitales que para impedir su entrada.

Estas posiciones de las autoridades no son compartidas por otros sectores. Buena parte del empresariado y de los productores nacionales sustentan posiciones discrepantes con una postura generalizada de que la fortaleza del dólar está provocando que los productos extranjeros sean cada vez más baratos en el mercado nacional y los productos de exportación, más caros. Diferentes organismos empresariales han exhortado a las autoridades a defender la competitividad de la industria y a evitar la apreciación de la moneda, ya que, en su opinión, una moneda demasiado fuerte provoca pérdida de competitividad y efectos negativos en las exportaciones de muchos sectores (Monroy, 2011).

Lo que ha sido evidente es que las posiciones de los dirigentes empresariales y las autoridades monetarias respecto de los efectos de la apreciación de la moneda nacional no son coincidentes, pero lo que complica el debate es que la apreciación del peso no parece ser una traba para que las exportaciones crezcan. Por tanto, conviene identificar los factores que pueden dar lugar a estas diferentes opiniones sobre el efecto del tipo de cambio nominal y del tipo de cambio real sobre la economía, pero, principalmente, del costo que tiene para México el recibir estos flujos de capital golondrina.

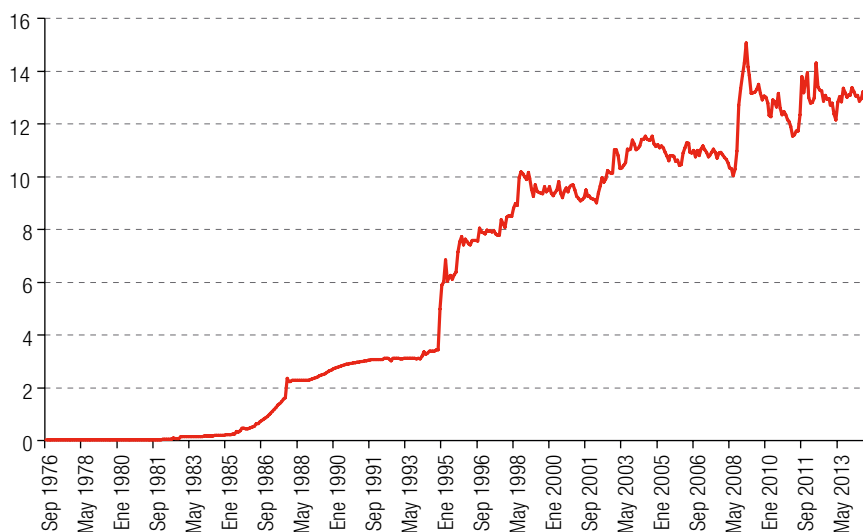
## VI. La evolución del superpeso

A partir de la crisis de 1994, la volatilidad del peso mexicano ha sido extraordinaria pese a que el país estuvo sujeto a diversos regímenes de política monetaria y cambiaria. En el gráfico 1 se observa que, desde el abandono del régimen de tipo de cambio completamente fijo de 12,50 pesos por dólar en 1976, la paridad nominal se ha movido con una tendencia de pérdida de valor a largo plazo. Entre 1976 y 1994, este fue el resultado de las devaluaciones instrumentadas con la lógica del régimen de tipo de cambio fijo pero ajustable. A partir de 1995, no obstante el giro hacia un régimen de libre flotación, la paridad entre el peso y el dólar ha mantenido la tendencia de depreciación a largo plazo en un marco de mayor volatilidad por apreciaciones y depreciaciones de corto plazo.

<sup>4</sup> Estas posiciones contrastan con las del banco central de Australia, un país desarrollado que en el mismo período que México experimentó un considerable acarreo de divisas y, en consecuencia, una fuerte apreciación de su moneda. Dicho banco advierte que la fortaleza del dólar australiano ha creado altos riesgos para la economía, debido a que las empresas manufactureras han perdido competitividad, lo que ejerció efectos negativos en el empleo (*The Economist*, 2012, pág. 30).



**Gráfico 1**  
México: tipo de cambio nominal, 1976-2014  
(En pesos por dólar)



**Fuente:** Elaboración propia, sobre la base de datos del Banco de México.

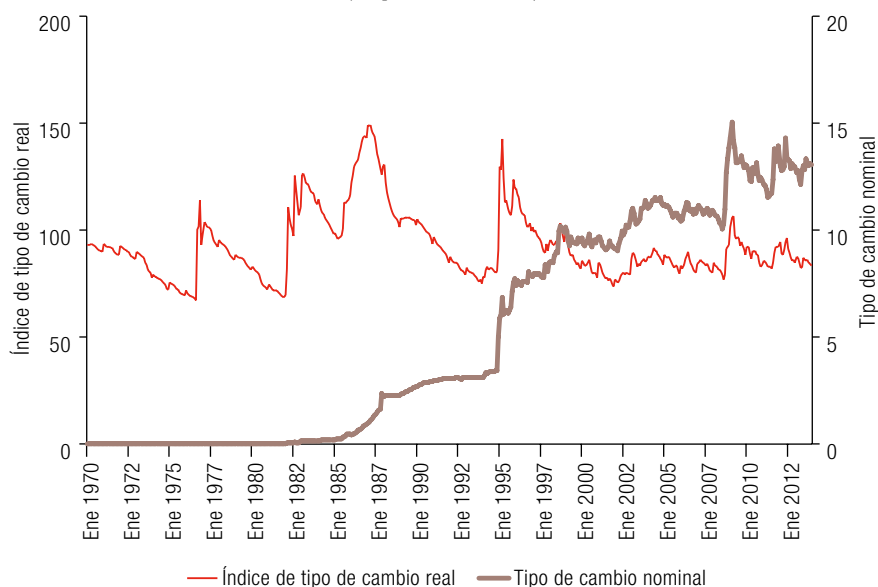
La observación del gráfico 1 permite advertir que desde la crisis de 2008 el tipo de cambio nominal tuvo una fuerte apreciación: pasó de 15,06 pesos por dólar en febrero de 2009 a 11,52 en abril de 2011. Esta apreciación del 23,5% ubica el valor de la moneda mexicana en el rango que tuvo a mediados de 2004, pero lo mantiene aún alejado de los niveles inferiores a 11 pesos por dólar que experimentó a mediados de 2008. Lo más que puede decirse es que esta apreciación ha servido para regresar el valor nominal de la moneda mexicana a la tendencia de largo plazo impuesta por el régimen de libre flotación. Analizar la problemática del tipo de cambio exclusivamente desde esta perspectiva puede dar a las autoridades mexicanas la razón de que el comportamiento del tipo de cambio no requiere de medidas de gestión.

La tendencia de largo plazo de los tipos de cambio nominal y real (véase el gráfico 2), donde se distinguen los diferentes períodos de sobrevaluación y subvaluación experimentados por el peso mexicano frente al dólar desde 1970, hace evidentes dos hechos. El primero es la divergencia de comportamientos que tienen estas dos tendencias: mientras el tipo de cambio nominal tiende a una depreciación persistente de largo plazo, el tipo de cambio real fluctúa cíclicamente entre apreciaciones y depreciaciones. El factor central de estas divergencias es el patrón de comportamiento de la inflación de México frente a la de los Estados Unidos.

El segundo hecho es que la economía mexicana ha funcionado fundamentalmente basada en un tipo de cambio sobrevaluado durante estos 40 años, salvo períodos cortos de subvaluación: de octubre de 1976 a junio de 1977; de marzo de 1982 a octubre de 1984; de julio de 1985 a julio de 1990; de enero de 1995 a enero de 1997; y durante septiembre y octubre de 1998. De finales de 1998 a 2012, la sobrevaluación fue persistente, aunque con ligeras variaciones en su grado de fortaleza.

Teóricamente, por tener una economía abierta con un modelo de crecimiento orientado hacia la promoción de las exportaciones, México debería mantener un tipo de cambio ligeramente subvaluado, que le proporcionaría un mayor grado de competitividad, lo cual fue aceptado como principio de la política cambiaria desde el Plan Nacional de Desarrollo Económico de Miguel de la Madrid Hurtado (1983-1988). Esta fue una posición congruente con los postulados del consenso de Washington (Williamson, 1990; Kuczynski y Williamson, 2003). Parece, entonces, que en lo referente al tipo de cambio, México ha remado constantemente a contracorriente, como explicaremos a continuación.

**Gráfico 2**  
México: tendencias del tipo de cambio real y nominal, 1970-2014  
(En pesos mexicanos)



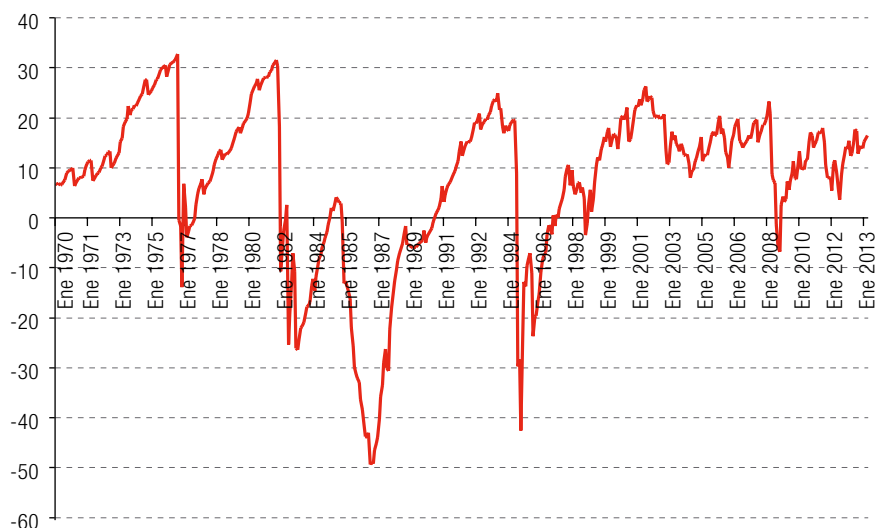
**Fuente:** Elaboración propia, sobre la base de datos del Banco de México.

En el gráfico 3 se presentan las variaciones en el grado de sobrevaluación y subvaluación de la moneda mexicana frente al dólar entre 1970 y 2012. Estos grados permiten analizar la dinámica del mercado cambiario sobre la base de la diferencia porcentual entre el tipo de cambio nominal y el tipo de cambio real a un año base específico. Los valores negativos indican una subvaluación de la moneda nacional con respecto al dólar y los valores positivos representan una sobrevaluación. Estos valores muestran el grado de desequilibrio en el que ha permanecido el tipo de cambio. De abril de 2009 a junio de 2012, la sobrevaluación mensual media fue del 7,2% y en un período de mediano plazo (de enero de 2000 a febrero de 2012) este grado fue del 14,81%, aunque llegó al 17,3% en mayo de 2011. Estos grados de sobrevaluación son los que determinan el carácter de “superpeso” de la moneda nacional.

Cuando un tipo de cambio está sobrevaluado, en moneda nacional los productos extranjeros resultan más baratos que los productos nacionales, debido al ascenso del poder adquisitivo de la moneda extranjera respecto a la moneda local, lo cual incentiva una dinámica de compras en el exterior. Cuando un tipo de cambio está subvaluado, al descender el poder adquisitivo de la moneda local respecto de la moneda extranjera, los productos extranjeros resultan más costosos que los nacionales, lo que estimula el crecimiento de las exportaciones.

El aumento constante de los flujos de exportación e importación, sin embargo, demuestra que la sobrevaluación del peso mexicano no ha sido negativa para el éxito de la política exportadora. De hecho, México ha llegado a ser uno de los países más exportadores del mundo, al tiempo que dejaba de ser un país que exportaba principalmente productos del sector primario para convertirse en un exportador de manufacturas. La evidencia muestra que, en la etapa de apreciación cambiaria entre marzo de 2009 y marzo de 2012, las exportaciones mexicanas crecieron un 75% y las importaciones, un 66,2%. Desde cualquier perspectiva, estos datos apuntan a que la sobrevaluación del peso no tiene efectos negativos para las exportaciones mexicanas (Mold y Rozo, 2006; Rozo, 2009).

**Gráfico 3**  
México: subvaluación y sobrevaluación del peso mexicano, 1970-2014  
(En porcentajes)



**Fuente:** Elaboración propia, sobre la base de datos del Banco de México.

Cabe resaltar de estas observaciones que en una economía muy dependiente de insumos importados, como la mexicana, un tipo de cambio sobrevaluado no necesariamente es negativo para las exportaciones. La sobrevaluación conviene a la actividad exportadora, que es realizada sobre todo por empresas transnacionales y sobre la cual se sustenta el actual modelo de desarrollo de México. Este orden de cosas podría explicar la posición de las autoridades mexicanas de no alarmarse por la sobrevaluación cambiaria.

En consecuencia, ¿no debe ser motivo de preocupación la apreciación del tipo de cambio? El dilema es que la apreciación del tipo de cambio nominal que están experimentando las monedas de México y de otros países emergentes no es un simple desequilibrio temporal de la balanza comercial, sino el resultado de un acarreo mayúsculo y acelerado de capitales especulativos propiciado por una política deliberada y de largo plazo de los países industriales para acelerar el proceso de recuperación económica por medio de la actividad exportadora, como se muestra en la siguiente sección. Tal proceder ocurre sin consideración de los efectos negativos que ello pueda tener en la competitividad comercial y en las capacidades de crecimiento y desarrollo de las economías emergentes. Para contrarrestar estas presiones por tener divisas inversoras, las economías emergentes se han visto obligadas a recurrir a la acumulación de reservas internacionales en montos nunca antes experimentados. El dilema real que se tiene con la entrada de estos capitales especulativos, que implica mantener un nivel de reservas extraordinariamente elevado, es que se incurre en un costo alto sin que sean evidentes sus beneficios.

## VII. Magnitud y rendimiento de los flujos de capital

El acarreo de divisas hacia México es producto del atractivo rendimiento que tienen los instrumentos de deuda gubernamental. El diferencial que existe entre las tasas de interés secundarias de bonos gubernamentales mexicanos y la tasa de interés de bonos del Tesoro de los Estados Unidos es el factor central de estos flujos de capital especulativo. Para evidenciar dicho mecanismo, el

rendimiento ( $R$ ) se puede medir mediante la formulación, en su versión más sencilla, de la condición de paridad de intereses:

$$R = i - (i^* + (TCE - TCN) / TCN)$$

donde  $i$  representa la tasa de interés local,  $i^*$  es la tasa de interés en el extranjero,  $TCE$  es el tipo de cambio esperado y  $TCN$  el tipo de cambio nominal. Si  $R$  es positivo, lo conveniente es invertir en la economía local; si es negativo, conviene más invertir en el extranjero. Cuando el rendimiento es 0, resulta irrelevante en qué país se invierte, dado que la rentabilidad en ambos destinos es la misma. Para realizar este análisis de rentabilidad en la economía mexicana, se ha tomado la tasa de interés local de referencia de corto plazo, representada por la tasa de rendimiento de Certificados de la Tesorería (CETES) a 28 días, debido a la creciente demanda de este tipo de valores gubernamentales, mientras que la tasa de interés en el extranjero es la tasa efectiva de los fondos federales de los Estados Unidos, y el cambio en la paridad es referido por el tipo de cambio nominal —FIX— (peso por dólar) que publica el Banco de México. En el gráfico 4 se muestra el rendimiento mensual promedio de inicios de 2007 a 2013, calculado aplicando el concepto de la paridad de interés antes explicado.

**Gráfico 4**  
México: evolución de la tasa de rendimiento, 2007-2014  
(En porcentajes)



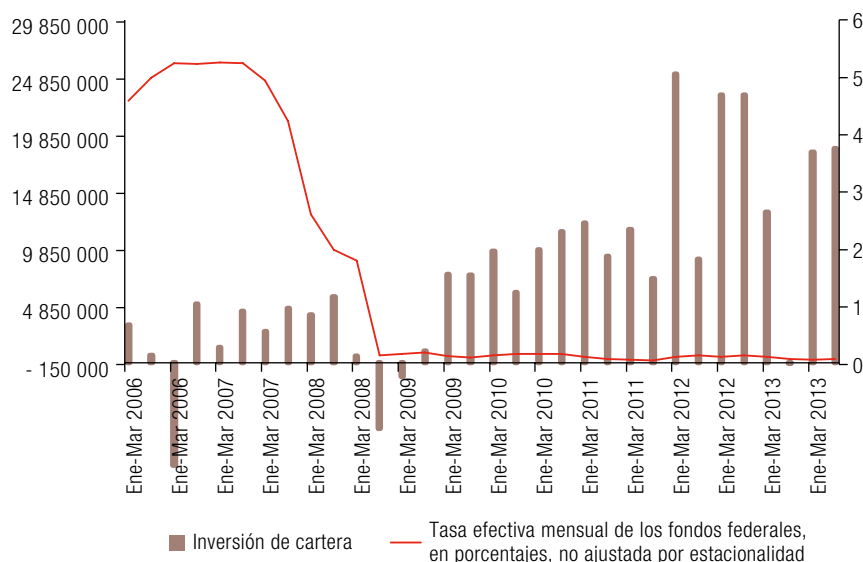
**Fuente:** Elaboración propia, sobre la base de datos del Banco de México.

La desaceleración de la economía de los Estados Unidos y la posterior crisis de las hipotecas de alto riesgo en 2008 obligaron a que la tasa efectiva de los fondos federales pasara del 5,25% en enero de 2007 al 0,25% en diciembre de 2008 y se mantuviera en ese nivel aún a mediados de 2015. Sin duda, este es un hecho que ha incentivado la fuga de capitales especulativos hacia mercados emergentes. En particular, en México encuentran un refugio adecuado, dada la política oficial de puertas abiertas y el alto rendimiento de la deuda gubernamental. De enero de 2007 a diciembre de 2008, el descenso de la tasa efectiva de los fondos federales de los Estados Unidos elevó el rendimiento en México a su máximo nivel: el 18 de diciembre de 2008 alcanzó el 15,84% en instrumentos de deuda de corto plazo. Las estimaciones hechas con esta lógica de inversión de corto plazo permiten observar que durante 2013 la tasa de rendimiento promedio de los instrumentos de deuda mexicanos de corto plazo fue del 7,29%, una reducción significativa pero que llegaba

a aproximadamente el triple del rendimiento que se obtenía en las economías desarrolladas, que apenas alcanzaba al 2,5%, según datos del Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI).

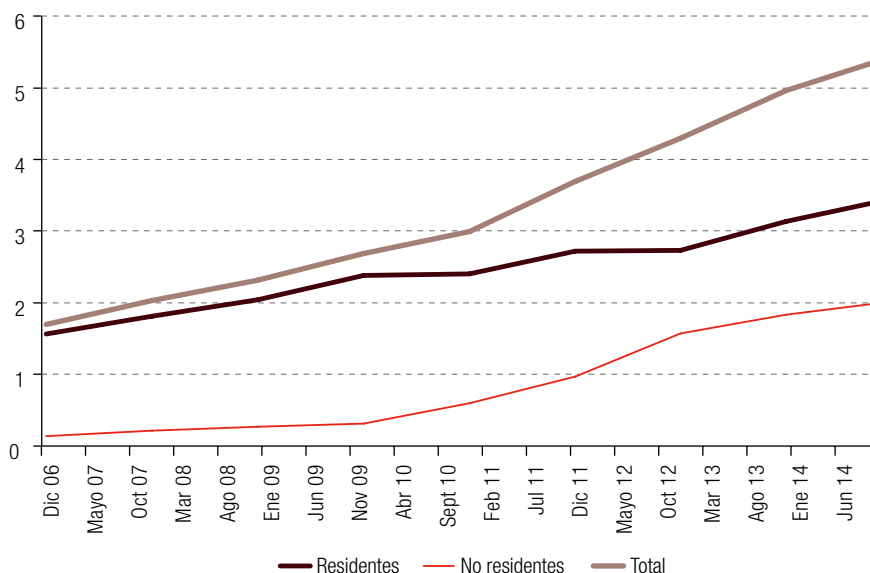
El mayor rendimiento en México es lo que propicia la considerable entrada de inversión de cartera, como se aprecia en el gráfico 5. Entre 2006 y 2008, estas entradas de capital eran erráticas y no tenían una tendencia definida, pero a partir de 2009 se observa una tendencia inequívoca de crecimiento acelerado. A finales de 2008, cuando comienza la primera fase del relajamiento cuantitativo (de noviembre de 2008 a marzo de 2010), el acarreo de divisas comienza su marcha y se consolida con la segunda fase del programa (de noviembre de 2010 a junio de 2011). Con la aplicación de la tercera fase acordada por la Reserva Federal el 11 de septiembre de 2012, se mantiene el elevado volumen de flujos de capital especulativo (véase el gráfico 6). Al cierre de 2008, los títulos gubernamentales en poder de no residentes llegaban a 251.114 millones de pesos —el 11,7% del total—, pero para finales de 2014 sumaban 1,53 billones de pesos, monto equivalente al 38% del total. Estos flujos manifiestan, además, un cambio estructural en la composición de la inversión extranjera en México. Hasta 2009, los flujos de entrada de inversión extranjera directa (IED) fueron superiores a los flujos de inversión de cartera: los primeros alcanzaron los 17.331 millones de dólares, mientras que los segundos llegaron a 15.261 millones de dólares. La inversión de cartera pasó de representar el 29,5% de la inversión extranjera total en 2007 al 80,8% en 2012. No obstante la aprobación de las reformas estructurales al inicio de la presidencia de Enrique Peña Nieto, la entrada de IED en el país fue de 38.285 millones de dólares en 2013 —el 39,8% de la inversión extranjera total—, en tanto la inversión de cartera sumó 50.359 millones de dólares, es decir, el 60,8%.

**Gráfico 5**  
México: comparación entre la inversión de cartera  
y la tasa de los fondos federales de los Estados Unidos, 2006-2013  
(En dólares y porcentajes)



**Fuente:** Elaboración propia, sobre la base de datos del Banco de México y de la Reserva Federal.

**Gráfico 6**  
México: tenencia de valores gubernamentales, 2006-2014  
(En billones de pesos)



**Fuente:** Elaboración propia, sobre la base de datos del Banco de México.

No debe sorprender, entonces, que la tasa efectiva de los fondos federales de los Estados Unidos y las corrientes de inversión de corto plazo hacia la economía mexicana hayan tenido una correlación negativa de 2006 a 2013. Esta relación negativa implica que, cuando la tasa de interés de los Estados Unidos desciende, los flujos de inversión extranjera de corto plazo crecen, lo que corrobora que, mientras la economía estadounidense mantenga una política monetaria ultraexpansiva que permita una tasa de interés mínima, las condiciones de rentabilidad en México seguirán incentivando el acarreo de capitales. La rentabilidad segura y alta es el factor que produce este flujo de capitales hacia México y no los fundamentos sólidos de la economía, como repetidamente aseguran las autoridades mexicanas. También significa que, cuando la Reserva Federal incrementa su tasa de interés, los capitales estacionados en México y en otros mercados emergentes emigrarán aceleradamente hacia los Estados Unidos, como ocurrió a principios de 2015, cuando parecía inminente que la Reserva Federal aumentaría la tasa de interés hacia mediados de año. Desde entonces, la economía de los Estados Unidos parece no encontrar el camino hacia una recuperación sólida y fuerte, como tampoco lo encuentran el resto de los países industriales, por lo que nos atrevemos a postular que el inicio hacia la normalización de la política monetaria de los Estados Unidos tendrá que esperar.

Sin duda, desde 2010 México se ha convertido en un mercado altamente atractivo para el estacionamiento de capitales especulativos, como consecuencia de una política pública que incentiva su entrada al ofrecer jugosas y fáciles ganancias, y de una posición abierta y explícita de las autoridades de no imponer restricciones a su ingreso ni a su permanencia en el país.

## VIII. El costo del blindaje financiero

Hace años las reservas internacionales servían para administrar el tipo de cambio que resultaba de las transacciones de oferta y demanda en la cuenta corriente, pero esta lógica ha girado hacia la administración del tipo de cambio resultante de las transacciones de oferta y demanda provenientes de la cuenta de capitales. Se manifiesta así la preponderancia de la globalización financiera sobre la

comercial, y se percibe inequívocamente lo que Peter Drucker (1986) denominó el desacoplamiento entre la economía real y la financiera.

El punto de partida en una gestión estratégica de las reservas es reconocer que México no se ha sumado a la lista de economías preocupadas por los efectos que tienen los flujos de capital transfronterizos de corto plazo. Al negarse a gestionar el tipo de cambio, las autoridades mexicanas han defendido la política de flexibilidad cambiaria como la única opción válida y la han reforzado con una política preventiva de acumulación de reservas y de créditos del FMI. La opción de política pública ha sido la de blindar la economía contra turbulencias que puedan ocurrir por la permanencia y salida de capitales. La estrategia de blindar la economía mexicana se inició en abril de 2009, cuando el Banco de México solicitó al FMI la aprobación de una Línea de Crédito Flexible (LCF) por 31.528 millones de derechos especiales de giro (DEG), aproximadamente 47.000 millones de dólares (el 1.000% de la cuota de México en el FMI), por un período de 12 meses. En marzo de 2010, se renovó nuevamente esta LCF con el FMI por un plazo adicional de 12 meses, aun cuando México no tuvo necesidad de usar los recursos disponibles. Se consideró que la LCF cumplió con el objetivo de generar confianza en los mercados financieros (Comisión de Cambios, 2010a, 2010b y 2010c). En enero de 2011, se aprobó una vez más la LCF, pero esta vez con vigencia a dos años y por 72.000 millones de dólares (el 1.500% de la cuota). Estos cambios obedecieron a la mayor incertidumbre presente en la actividad económica internacional (Comisión de Cambios, 2011). En ese momento, no se podía hacer oídos sordos a la apreciación del peso causada por la entrada de flujos especulativos. Esta política de acumulación de reservas internacionales ha llevado a que los activos de reservas oficiales sumen la histórica cantidad de 195.682 millones de dólares al cierre de 2014, que, al complementarse con la LCF, significan un nivel de blindaje financiero de 270.000 millones de dólares.

El dilema con esta línea de acción es que tiene costos altos y poco transparentes, y a los cuales se hace poca referencia. Las autoridades monetarias prefieren enfatizar que la economía mexicana se encuentra bien preparada para responder con la liquidez necesaria para mitigar el choque que podría provocar una súbita fuga de capitales con un monto de reservas que suben constantemente, pero no se menciona el costo que implica esta estrategia. Si las reservas son tratadas simplemente como un activo de cartera, sin considerar su financiamiento o las obligaciones correspondientes, su acumulación se toma como una ganancia neta. Pero al abordar la cuestión del financiamiento, el resultado financiero neto de mantener reservas puede representar una pérdida para el país (Nugée, 2004; Rodrik, 2006).

Existen al menos cuatro tipos de costos en la acumulación de reservas. El costo de oportunidad, el costo financiero o de esterilización, el costo de balance y el costo por falta de incentivos (Flores, 2010; Santaella, 2010; Cruz, 2006). Rodrik argumenta la existencia de un costo de oportunidad social que tiene el capital público y que debe ser el que se toma en cuenta al examinar el costo que puede entrañar la política de blindaje de una economía por la acumulación de activos líquidos en la forma de reservas internacionales. Con esta lógica, Rodrik estimó que en el período 1995-2004 el costo de esta acumulación de reservas pasó del 0,002% a casi el 1% del PIB de los países en desarrollo (Rodrik, 2006).

Para calcular el costo de acumular reservas en México, hemos recurrido a estimar los costos financiero y de oportunidad. El costo financiero se toma como el diferencial entre el rendimiento de los activos, en este caso las reservas internacionales brutas, y el costo de los pasivos representados por la base monetaria y por depósitos de regulación monetaria, como se aprecia en el cuadro 1. Por su parte, el costo de oportunidad se toma como el diferencial entre el rendimiento de los activos y el costo de la deuda externa del Gobierno Federal, como se presenta en el cuadro 2. Para elaborar el análisis de los costos se deben tener niveles apropiados de rendimiento. Según datos de Santaella (2010), los activos de reserva internacional proporcionaron un rendimiento del 0,9% en 2009, mientras que los pasivos tuvieron un rendimiento del 5,75%. A simple vista, se vislumbra un marcado diferencial entre estas tasas cercano a 485 puntos base.

**Cuadro 1**  
México: costo financiero de la acumulación de reservas internacionales, 2008-2014

Unidad	Activos				Pasivos				Costo financiero: diferencial entre el rendimiento del activo y el costo de los pasivos (en millones de dólares)	Porcentaje del PIB	
	Reserva internacional bruta (en millones de dólares)	Rendimiento		Bonos y depósitos de regulación monetaria <sup>b</sup> (en millones de dólares)	Rendimiento		Base monetaria (en millones de dólares)	Rendimiento			
		Tasa (en porcentajes) <sup>a</sup>	Monto (en millones de dólares)		Tasa (en porcentajes) <sup>c</sup>	Monto (en millones de dólares)		Tasa (en porcentajes) <sup>c</sup>			Monto (en millones de dólares)
Dic 2008	95 302	2,00	1 910	219 830	7,82	17 180	41 753	0,0	0	-15 270	1,72
Dic 2009	99 893	0,96	956	264 385	5,62	14 861	48 373	0,0	0	-13 905	1,50
Dic 2010	120 587	0,70	847	305 433	4,59	14 030	56 149	0,0	0	-13 182	1,23
Dic 2011	149 209	0,45	674	324 814	4,48	14 549	54 740	0,0	0	-13 875	1,33
Dic 2012	167 050	0,28	462	397 509	4,49	17 845	65 250	0,0	0	-17 383	1,44
Dic 2013	180 200	0,31	554	448 272	3,98	17 860	70 151	0,0	0	-17 306	1,40
Dic 2014	195 682	0,49	960	438 748	3,22	14 139	72 103	0,0	0	-13 178	1,14

**Fuente:** Elaboración propia, sobre la base de datos del Banco de México.

<sup>a</sup> Tasa de rendimiento a la cual se invierten las reservas internacionales (tasa media anual de los bonos del Tesoro de los Estados Unidos a dos años).

<sup>b</sup> Se hace referencia al total de valores gubernamentales y valores IPAB en circulación.

<sup>c</sup> Tasa de referencia (tasa de fondeo bancario media anual); tasa representativa de las operaciones de mayorero realizadas por la banca y casas de bolsa sobre las operaciones en directo y en reporto a plazo de un día con certificados de depósito, pagarés bancarios y aceptaciones bancarias que hayan sido liquidadas en el sistema de entrega contra pago del Instituto para el Depósito de Valores (INDEVAL).



**Cuadro 2**  
México: costo de oportunidad de la tenencia de reservas internacionales, 2008-2014

Unidad	Activos		Pasivos		Costo de oportunidad: diferencial entre su rendimiento y el costo de la deuda externa bruta del sector público (en millones de dólares)	Porcentaje del PIB		
	Reserva internacional bruta (en millones de dólares)	Rendimiento Tasa (en porcentajes) <sup>a</sup>	Rendimiento Tasa (en porcentajes) <sup>b</sup>	Deuda externa bruta del sector público (en millones de dólares)				
Dic 2008	95 302	2,00	1 910	56 939,00	6,90	3 929	-2 019	-0,23
Dic 2009	99 893	0,96	956	96 354,00	5,09	4 904	-3 949	-0,43
Dic 2010	120 587	0,70	847	110 428,00	4,13	4 561	-3 714	-0,35
Dic 2011	149 209	0,45	674	116 420,00	5,59	6 508	-5 834	-0,56
Dic 2012	167 050	0,28	462	125 726,00	3,62	4 551	-4 089	-0,34
Dic 2013	180 200	0,31	554	134 436,00	2,60	3 493	-2 939	-0,24
Dic 2014	195 682	0,49	960	147 665,80	3,26	4 814	-3 854	-0,33

**Fuente:** Elaboración propia, sobre la base de datos del Banco de México y la Secretaría de Hacienda y Crédito Público.

<sup>a</sup> Tasa de rendimiento a la que se invierten las reservas internacionales (tasa media correspondiente a bonos del Tesoro a dos años).

<sup>b</sup> Tasa de interés fija de las colocaciones del Gobierno Federal en los mercados internacionales de capital.

El rendimiento de los activos de las reservas internacionales se reduce entre 2008 y 2012 como resultado del extraordinario descenso de la tasa de descuento de los instrumentos de primer orden en los que son invertidas las reservas internacionales, como los bonos del Tesoro de los Estados Unidos. En contraste, los pasivos, aunque muestran un descenso a lo largo del mismo período, tienen un rendimiento mucho mayor. A primera vista es evidente que las autoridades mexicanas han pagado un rendimiento mayor por financiar las reservas que el rendimiento que obtienen por ellas y que este costo creció con el tiempo al pasar de 13.905 millones de dólares en 2009 a 17.306 millones en 2013, aunque se redujo en 2014.

El comportamiento del costo de oportunidad es menos homogéneo, como se aprecia en el cuadro 2, debido a que en 2008 los activos tuvieron un rendimiento alto dadas las tasas de interés positivas que aún existían en los mercados financieros, pero que posteriormente bajaron hasta el 0,31% en 2013, lo que hizo que estos rendimientos se redujeran paulatinamente de 1.919 millones de dólares en 2008 a 554 millones de dólares en 2013, aunque en 2014 se obtuvo un rendimiento mayor.

También el rendimiento de los pasivos se vio afectado: la tasa bajó del 6,9% en 2008 al 3,26% en 2014; no obstante, el costo de estos pasivos pasó de 3.929 millones de dólares a 5.834 millones entre 2008 y 2011. Este crecimiento constante del costo de oportunidad de mantener reservas responde a que prácticamente estas se duplicaron entre 2008 y 2011. La tendencia de este costo fue a la baja en los siguientes años hasta ubicarse en 2.939 millones de dólares en 2013 como consecuencia de la fuerte caída de la tasa de rendimiento, pero experimentó un repunte en 2014. El hecho relevante es que el costo de oportunidad también ha crecido paulatinamente durante estos años, aunque en montos absolutos es mucho menor que el costo financiero. Estas diferencias se captan cabalmente al calcular la proporción de estos costos con relación al producto interno bruto (PIB) (véase el cuadro 3). En estos años el costo financiero promedio anual equivalió al 1,39% del PIB, mientras que el costo de oportunidad promedio anual fue del 0,35% del PIB.

### Cuadro 3

México: costo total de las reservas internacionales  
como proporción del PIB, 2008-2014  
(En porcentajes)

Año	Financiero	Oportunidad	LCF	Total
2008	1,72	0,23		1,95
2009	1,50	0,43	0,12	2,05
2010	1,23	0,35	0,10	1,68
2011	1,33	0,56	0,10	1,99
2012	1,44	0,34	0,09	1,87
2013	1,40	0,24	0,09	1,73
2014	1,14	0,33	0,09	1,56
Promedio	1,39	0,35	0,10	1,83

Fuente: Elaboración propia.

Para lograr una aproximación más exacta al costo de mantener este nivel de reservas es necesario añadir a estos costos —financiero y de oportunidad— el costo por la contratación de la LCF, que anualmente tiene una prima de 1.080 millones de dólares. Por tanto, el costo total del blindaje financiero varió entre el 2,05% y el 1,57% del PIB, y promedió en estos seis años el 1,83% del PIB.

Al igual que Rodrik, consideramos que este nivel de costos es muy alto, independientemente de la medida que se use. Solo hay que tomar en cuenta que este monto es muy superior a cualquiera de los programas antipobreza que se hayan implementado en países en desarrollo. Por ejemplo, el programa Progresá en México apenas tuvo un costo aproximado del 0,02% del PIB en 2001, su último año de funcionamiento, y el programa Oportunidades, que lo reemplazó, tuvo un costo aproximado del

0,42% del PIB de 2010. En 2011, el blindaje financiero por acumulación de reservas internacionales equivalió aproximadamente a diez veces el presupuesto asignado al programa Oportunidades y, por si fuera poco, equivale a cuatro veces el presupuesto asignado a la Secretaría de Desarrollo Social, que tiene la tarea de luchar contra la pobreza. Rodrik concluye que las naciones en desarrollo están pagando un precio muy alto para respetar las reglas de la globalización financiera (2006, pág. 9).

Lo más grave de esta situación es la falta de evidencia sobre los supuestos beneficios de este endeudamiento de corto plazo. Se supone que este endeudamiento debe inducir a una mejor intermediación financiera, a promover mayor inversión local y a crear mayores oportunidades de riesgo compartido, pero ello no parece ocurrir si se considera el bajo nivel de la cartera crediticia bancaria, que creció del 19% al 27% del PIB entre 2000 y 2014 (CNBV, 2014, pág. 16). En consecuencia, no parece tener sentido una política de acumulación de reservas para enfrentar la acumulación de pasivos líquidos de corto plazo cuyo principal beneficio aparentemente es el alargamiento del plazo de vencimiento de la deuda, que ha permitido que el horizonte de liquidación de cerca del 80% de la deuda sea superior a un año.

Una política más apropiada y mucho menos costosa sería la de optar por una reducción de la exposición a deuda de corto plazo, tal y como el propio FMI finalmente ha reconocido, sobre todo cuando se sabe que, hoy por hoy, los niveles de las reservas internacionales de México rebasan por mucho los indicadores de suficiencia basados en comercio, deuda y dinero. La razón entre la reserva internacional neta y las importaciones se ubica en el 40%, cuando en teoría la razón tradicional equivale a una proporción del 25%, lo que equivale a tres meses de importaciones. De la misma forma, la regla de Guidotti-Greenspan sobre el nivel de las reservas internacionales, que postula que los países deben mantener reservas líquidas iguales a sus pasivos externos que vencen dentro de un año (Rodrik, 2006, pág. 5), recomendaría tener solo el 60% de las reservas actuales.

## IX. Conclusiones

La evidencia es inequívoca respecto de que la crisis mundial originada por los excesos del sector hipotecario de los Estados Unidos ha llevado a prácticas de política económica nacionales incongruentes con los requerimientos de estabilidad global. El alto desempleo y el bajo nivel de la demanda agregada en los países industriales han llevado a un relajamiento de sus políticas monetarias impensable en condiciones normales, pero hecho realidad por las condiciones de penuria vividas en este lustro reciente del siglo XXI. El resultado de estas políticas de laxitud monetaria ha sido el establecimiento de un ambiente de volatilidad de los tipos de cambio por el acarreo de divisas, que se ha propagado entre países industriales y países en desarrollo, situación que ha llevado a lo que metafóricamente se denomina “una guerra de divisas”. Lo que evitó esta guerra y ha dado oportunidad de reducir las tensiones es el reconocimiento por parte del FMI de que en las condiciones actuales de la economía mundial algunas prácticas de gestión de los flujos de capital son aceptables y positivas para la estabilidad de los mercados emergentes.

Si bien México ha sido uno de los países más afectados por este acarreo de divisas y por el efecto que ello tiene en apreciar la divisa nacional, sus autoridades han descartado totalmente el uso de políticas de administración cambiaria, como sí ha instrumentado un buen número de economías emergentes. En parte, esto ha sido el resultado del fundamentalismo de mercado con que se maneja la economía mexicana desde finales de la década de 1980, que es totalmente congruente con la posición tradicional del FMI de que los países deben recurrir a las políticas de gestión de flujos más para adecuar sus economías a recibir estos capitales que para impedir su entrada. Esta actitud oficial también es consecuencia del limitado efecto que la apreciación del peso mexicano tiene en la dinámica exportadora.

Lo que no queda muy claro es cuál es el beneficio de la entrada y permanencia de estos capitales de corto plazo para la economía mexicana. Más claro es que esta política de acumulación de reservas tiene un costo anual para los mexicanos que en promedio se aproxima al 2% del PIB de cada uno de los años del período 2009-2014. Bajo cualquier estándar de medida, este parece un costo muy elevado para un evento que en apariencia resulta poco probable, como la salida súbita de esos capitales, si se toman en consideración las condiciones de montos y los tiempos previstos para la normalización de la política monetaria de la Reserva Federal. Parafraseando el planteamiento de Rodrik, concluimos que México está pagando un precio muy alto para jugar según las reglas impuestas por la globalización financiera.

## Bibliografía

- Banco de México (2013), *Reporte sobre el sistema financiero*, Ciudad de México, septiembre.
- (2010), “Reporte sobre el sistema financiero. Junio de 2010”, Ciudad de México [en línea] <http://www.banxico.org.mx/publicaciones-y-discursos/publicaciones/informes-periodicos/reportes-sf/%7BDC37ABCB-26F0-020D-145B-5CF397D62E68%7D.pdf>.
- Bergsten, C. F. y J. E. Gagnon (2012), “Currency manipulation, the US economy, and the global economic order”, *Policy Brief*, N° PB12-25, Washington, D.C., Peterson Institute of International Economics.
- Brunnermeier, M. K., S. Nagel y L. H. Pedersen (2008), “Carry trade and currency crashes”, *NBER Working Paper*, N° 14473, Cambridge, Massachusetts, Oficina Nacional de Investigaciones Económicas.
- Burnside, C., M. S. Eichenbaum y S. Rebelo (2011), “Carry trade and momentum in currency markets”, *NBER Working Paper*, N° 16942, Cambridge, Massachusetts, Oficina Nacional de Investigaciones Económicas.
- Calvo, G. y C. Reinhart (2000), “Fear of floating”, *NBER Working Paper*, N° 7993, Cambridge, Massachusetts, National Bureau of Economic Research (NBER).
- Clarida, R., J. Davis y N. Pedersen (2009), “Currency carry trade regimes: beyond the Fama regression”, *NBER Working Paper*, N° 15523, Cambridge, Massachusetts, Oficina Nacional de Investigaciones Económicas.
- CNBV (Comisión Nacional Bancaria y de Valores) (2014), *Ahorro financiero y financiamiento en México. Cifras a junio 2014*, Ciudad de México.
- Comisión de Cambios (2011), “El director ejecutivo del FMI aprobó hoy la línea de crédito flexible de alrededor de 72 mil millones de dólares para México por dos años”, Ciudad de México.
- (2010a), “La Comisión de Cambios anuncia que se subastarán mensualmente opciones para vender dólares al Banco de México”, *Comunicado*, Ciudad de México [en línea] <http://calderon.presidencia.gob.mx/2010/02/la-comision-de-cambios-anuncia-que-se-subastaran-mensualmente-opciones-para-vender-dolares-al-banco-de-mexico/>.
- (2010b), “Circular 8/2010. Asunto: subastas para la celebración de opciones de venta de dólares de los Estados Unidos de América”, Ciudad de México, Banco de México.
- (2010c), “El Fondo Monetario Internacional renovó formalmente la línea de crédito flexible que tiene México”, *Comunicado de Prensa*, Ciudad de México, Banco de México.
- Cruz, M. (2006), “¿Pueden las reservas internacionales contribuir al crecimiento económico?”, *Economía UNAM*, N° 8, vol. 3, Ciudad de México, Universidad Nacional Autónoma de México.
- De Gregorio, J. (2010), “Regulación macroprudencial, estabilidad financiera y flujos de capital”, *Documentos de Política Económica*, N° 37, Santiago, Banco Central de Chile.
- Dornbusch, R. (1976), “Expectations and exchange rate dynamics”, *Journal of Political Economy*, vol. 84, N° 6.
- Drucker, P. (1986), “The changed world economy”, *Foreign Affairs*, vol. 64, N° 4.
- Engel, C. (1996), “The forward discount anomaly and the risk premium: a survey of recent evidence”, *Journal of Empirical Finance*, vol. 3, N° 2, Amsterdam, Elsevier.
- Fama, E. F. (1984), “Forward and spot exchange rates”, *Journal of Monetary Economics*, vol. 14, N° 3, Amsterdam, Elsevier.
- Ffrench-Davis, R. (2010), “Macroeconomía para el desarrollo, desde el ‘financierismo’ al ‘productivismo’”, *Revista CEPAL*, N° 102 (LC/G.2468-P), Santiago, Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL).
- Flores, L. A. (2010), “Costos de altas reservas internacionales”, *El Economista* [en línea] <http://eleconomista.com.mx/mercados-estadisticas/2010/06/29/costos-altas-reservas-internacionales>.

- FMI (Fondo Monetario Internacional) (2012a), "Liberalizing capital flows and managing outflows", *Policy Papers*, Washington, D.C., marzo.
- (2012b), "The liberalization and management of capital flows: an institutional view", *Policy Papers*, Washington D.C., noviembre.
- (2011a), "Statement by the Managing Director on recent experiences in managing capital inflows. Cross-cutting themes and possible policy framework", Washington, D.C., marzo.
- (2011b), "Recent experiences in managing capital inflows, cross-cutting themes and possible policy framework", *Policy Paper*, Washington, D.C., febrero.
- Frankel, J. (2003), "Experience of and lessons from exchange rates regimes in emerging economies", *NBER Working Paper*, N° 10032, Cambridge, Massachusetts, Oficina Nacional de Investigaciones Económicas.
- Gallagher, K. (2011a), "Regaining control? Capital controls and the global financial crisis", *PERI Working Paper*, N° 250, Amherst, Massachusetts, Instituto de Investigación en Economía Política.
- (2011b), "Reforming United States trade and investment treaties for financial stability: the case of capital controls", *Investment Treaty News*, Art. 3, N° 3, Instituto Internacional para el Desarrollo Sostenible.
- (2010a), "Control that capital", *Foreign Policy* [en línea] <http://www.ase.tufts.edu/gdae/Pubs/rp/GallagherFPCapControl.pdf>.
- (2010b), "Policy space to prevent and mitigate financial crises in trade and investment agreements", *G-24 Discussion Paper Series*, N° 58, Nueva York, Naciones Unidas.
- Gallagher, K. y B. Coelho (2010), "Capital controls and 21st century financial crises: evidence from Colombia and Thailand", *PERI Working Paper*, N° 213, Amherst, Massachusetts, Instituto de Investigación en Economía Política.
- Jordá, Ó. y A. M. Taylor (2009), "The carry trade and fundamentals: nothing to fear but fear itself", *NBER Working Paper*, N° 15518, Cambridge, Massachusetts, Oficina Nacional de Investigaciones Económicas.
- Keynes, J. M. (2003), *Teoría general de la ocupación, el interés y el dinero*, Ciudad de México, Fondo de Cultura Económica.
- Kuczynski, P. y J. Williamson (2003), *After the Washington Consensus. Restarting Growth and Reform in Latin America*, Washington, D.C., Instituto de Economía Internacional.
- López-Mejía, A. (1999), "Grandes flujos de capital: causas, consecuencias y opciones de política", *Finanzas y Desarrollo*, Washington, D.C., Fondo Monetario Internacional (FMI), septiembre.
- Magud, N. y C. Reinhart (2006), "Capital controls: an evaluation", *NBER Working Paper*, N° 11973, Cambridge, Massachusetts, Oficina Nacional de Investigaciones Económicas.
- Mold, A. y C. A. Roza (2006), "Liberalization, growth and welfare: the Maquilization of the Mexican economy", *Trade, Growth, and Inequality in the Era of Globalization*, K. Sharma y O. Morrissey (eds.), Londres, Routledge.
- Monroy, M. (2011), "Industriales piden frenar al súper peso", *Expansión*, 21 de enero [en línea] <http://www.cnnexpansion.com/economia/2011/01/21/Industriales-piden-frenar-al-super-peso>.
- Nugée, J. (2004), "Manejo de reservas de oro y de divisas", *Ensayos*, N° 71, Ciudad de México, Centro de Estudios Monetarios Latinoamericanos (CEMLA).
- Ostry, J. y otros (2010a), "Capital inflows: the role of controls", *IMF Staff Position Note*, N° SPN/10/04, Washington, D.C., Fondo Monetario Internacional (FMI).
- (2010b), "Entradas de capital: el papel de los controles", *Revista de Economía Institucional*, vol. 12, N° 23.
- Pérez, C. (2010), "Peligro: guerra de divisas", *El País*, 10 de octubre.
- Piz, V. F. (2011a), "Apreciación del tipo de cambio, manejable", *El Financiero*, 7 de abril.
- (2011b), "México, imán de dólares", *El Financiero*, 27 de abril.
- Rodrik, D. (2010), "The end of an era in finance" [en línea] <http://www.project-syndicate.org/commentary/rodrik41/English>.
- (2006), "The social cost of foreign exchange reserves", *NBER Working Paper*, N° 11952, Cambridge, Massachusetts, Oficina Nacional de Investigaciones Económicas.
- Roza, C. A. (2009), "Apertura, tratados de libre comercio y expectativas frustradas de crecimiento", *Fin de época: de la integración tradicional al regionalismo estratégico*, A. Guerra-Borges (coord.), Ciudad de México, Siglo XXI.
- Santaella, J. (2010), "Manejo de reservas internacionales y mercado cambiario", Ciudad de México [en línea] [http://observatorio.azc.uam.mx/pdf/CBM\\_8\\_6\\_2010\\_8.pdf](http://observatorio.azc.uam.mx/pdf/CBM_8_6_2010_8.pdf).
- Stiglitz, J. (2010), "No es momento para una guerra comercial", *El País*, 2 de mayo [en línea] [http://elpais.com/diario/2010/05/02/negocio/1272806074\\_850215.html](http://elpais.com/diario/2010/05/02/negocio/1272806074_850215.html).
- The Economist* (2012), "Hitched to the China wagon", 25 de agosto.
- Williamson, J. (1990), "What Washington means by policy reform", *Latin American Adjustment: How Much has Happened?*, J. Williamson (ed.), Washington, D.C., Instituto de Economía Internacional.

# Canon minero y ciclo político presupuestal en las municipalidades distritales del Perú, 2002-2011

Carol Pebe, Norally Radas y Javier Torres

## Resumen

El objetivo del presente estudio es determinar si el acceso a un volumen mayor de fondos provenientes del canon minero afecta al monto del gasto de capital efectuado por los alcaldes distritales en los años electorales. Desde la perspectiva del ciclo político presupuestal, se analiza el efecto de los ciclos electorales del Perú en la inversión pública distrital (de 2002 a 2011) y su relación con el canon minero, mediante un modelo de panel de efectos fijos. Los resultados muestran que existe un efecto diferenciado del canon minero en el 20% de los distritos que reciben un mayor volumen de canon minero. Sin embargo, en términos generales, no hay una marcada ciclicidad entre el gasto de capital de esas municipalidades y los años electorales.

---

## Palabras clave

Minería, ingresos fiscales, gobierno local, gobierno municipal, gastos públicos, ejecución presupuestaria, aspectos políticos, elecciones, Perú

## Clasificación JEL

D72, P16, H72, Q32, Q33

## Autores

Carol Pebe Bernal es Licenciada en Economía de la Universidad del Pacífico del Perú. Correo electrónico: carolpebe@gmail.com.

Norally Radas Kovalchuk es Bachiller en Economía de la Universidad del Pacífico del Perú. Correo electrónico: norallyfrk@gmail.com.

Javier Torres Gómez es Profesor del Departamento Académico de Economía de la Universidad del Pacífico del Perú. Correo electrónico: j.torresgomez@up.edu.pe.



## I. Introducción

La creciente participación de los sectores extractivos en la economía del Perú, que pasaron de representar el 9,3% del producto interno bruto (PIB) en 2004 al 13,2% en 2012, ha dado lugar a un notable aumento de los recursos fiscales que reciben las diferentes entidades gubernamentales por concepto de canon (minero, hidroenergético, gasífero y otros)<sup>1</sup>. Las transferencias en concepto de canon otorgadas a los gobiernos regionales y locales (municipalidades) representaron el 23% del total de transferencias en 2004, y ese porcentaje aumentó hasta el 43% en 2012<sup>2</sup>.

El canon minero está constituido por el 50% del impuesto sobre la renta que obtiene el Estado de los pagos de la actividad minera por el aprovechamiento de los recursos minerales, metálicos y no metálicos. Los recursos fiscales obtenidos por este concepto se distribuyen de la siguiente manera: el 10% del total del canon se asigna a los gobiernos locales de la municipalidad o las municipalidades distritales donde se explota el recurso natural; el 25% se asigna a los gobiernos locales de las municipalidades distritales y provinciales donde se explota el recurso natural; el 40% se asigna a los gobiernos locales del departamento o los departamentos donde se explota el recurso natural; el 25% se asigna a los gobiernos regionales donde se explota el recurso natural y, de ese porcentaje, los gobiernos regionales deben transferir un 20% a las universidades nacionales de su jurisdicción.

De las entidades mencionadas, los principales beneficiados han sido los gobiernos locales, ya que recibieron por concepto de canon alrededor de 6.500 millones de nuevos soles para ejecutar proyectos de inversión pública en 2012. Esos recursos se pueden utilizar para financiar y cofinanciar proyectos de inversión pública que incluyan intervenciones orientadas a prestar servicios públicos y mantener la infraestructura, los dispensarios médicos y los hospitales, entre otras cosas. Los gobiernos regionales y locales pueden destinar hasta un 20% de esas transferencias al gasto corriente, es decir, al mantenimiento de los proyectos de inversión pública.

En consecuencia, de 2002 a 2011, el gasto total de las municipalidades distritales se multiplicó por 3,9 (véase el anexo A1). El componente que más aumentó fue el gasto de capital, que en 2011 se había multiplicado por 7,3 en comparación con 2002. Dicho crecimiento fue especialmente pronunciado en 2006 y 2008, en los que el gasto de capital se incrementó en un 77% y un 70%, respectivamente. El aumento del gasto de capital fue mayor en aquellas municipalidades que recibieron un volumen de canon más elevado. El gasto del 20% de las municipalidades que recibieron más canon creció en mayor medida que el gasto promedio de las demás municipalidades en la mayoría de los años del período 2002-2011, particularmente en 2006 (109%) y 2008 (78%).

En este contexto, es importante analizar la incidencia del factor político en el nivel del gasto de capital de las municipalidades distritales y el momento de ejecución de dicho gasto. Por ejemplo, en un informe de la Contraloría General de la República (2011) se señalaba que las transferencias efectuadas a algunos gobiernos locales no se habían traducido en mejoras en la cobertura de los servicios y la atención de las necesidades básicas de la población. En dicho informe se mencionaba

<sup>1</sup> El canon es la participación de la que gozan los gobiernos regionales y locales en cuyas circunscripciones se explotan los recursos naturales, así como las universidades y los institutos superiores públicos, de los ingresos y las rentas obtenidos por el Estado en dicha actividad. Existen los siguientes cánones: minero, hidroenergético, gasífero, pesquero y forestal, así como el canon y el sobrecanon petrolero.

<sup>2</sup> También hay otras transferencias hacia los gobiernos regionales y locales (provincias y distritos), en virtud del Fondo de Compensación Municipal (FONCOMUN), el Fondo de Desarrollo Socioeconómico de Camisea (FOCAM), los fideicomisos regionales, el Programa del Vaso de Leche, las donaciones y las regalías, entre otras.



como una posible causa de ello la falta de orientación de los intereses políticos de las autoridades hacia el bienestar a largo plazo de sus localidades<sup>3,4</sup>.

Cabe mencionar que la capacidad de los gobiernos locales para administrar eficazmente la inversión pública es otro problema que está presente en la gestión pública peruana. Esa capacidad está limitada no solo por un sistema disfuncional de planificación y asignación presupuestaria, las trabas y restricciones en la ejecución de las actividades y la escasa articulación entre las instituciones y los programas públicos; las limitaciones en materia de capacidad técnica también influyen en este problema. Aragón y Casas (2009) hallaron evidencias de que la falta de capacidad relacionada con la gestión de la inversión, esto es, con la gestión de los proyectos, la contabilidad y las finanzas, el planeamiento y la coordinación con otras entidades públicas, puede afectar negativamente a la capacidad de los gobiernos locales para incrementar la inversión pública, aunque dispongan de recursos financieros (Aragón y Casas, 2009)<sup>5</sup>.

En el presente estudio se pretende determinar si el acceso a mayores transferencias por concepto de canon minero genera un incentivo adicional para una ejecución oportunista del gasto por parte de los alcaldes distritales. Los distritos que cuenten con un mayor volumen de transferencias tendrían más posibilidades de aumentar el monto del gasto de capital en el año previo a la celebración de elecciones.

El estudio centra la atención en el canon minero por tres motivos. En primer lugar, por la importancia de las transferencias por canon minero en el Perú. Dicho canon representó el 61% de las transferencias en virtud de algún tipo de canon en el período 2004-2012, con una tendencia creciente en la última década<sup>6</sup>.

En segundo lugar, por la naturaleza exógena del canon, ya que el monto de los recursos transferidos a cada gobierno subnacional está determinado por reglas establecidas previamente y depende en última instancia de los precios de los metales. Ello implica que las autoridades locales no tienen una influencia directa en la asignación de esos recursos. En estudios anteriores se ha utilizado el efecto exógeno del incremento del canon para evaluar las repercusiones de la minería en diferentes sectores de la economía del Perú. Aragón y Rud (2013), utilizando el caso de una mina de gran escala en una región del Perú (Cajamarca), determinaron la existencia de efectos positivos de la minería en las condiciones de vida de la población local, siendo la principal explicación el encadenamiento hacia atrás. Gajate-Garrido (2013) analizó el efecto del gasto público en la situación nutricional de los niños en el Perú. Partiendo del carácter endógeno del gasto público, utilizó como instrumento el canon minero regional no anticipado. Los resultados indicaban que el efecto positivo en la nutrición solo afecta a los niños de las zonas urbanas.

En tercer lugar, porque las transferencias por canon minero no revierten al tesoro público. Esta característica es muy importante, ya que ello podría crear incentivos para que la ejecución de los recursos se realice en el período que resulte más conveniente.

La investigación se centra en las municipalidades distritales porque reciben una proporción significativa de las transferencias por canon minero (véase el anexo A2). Además, los distritos son

<sup>3</sup> En el informe también se indica que algunas municipalidades utilizaron los recursos públicos de forma inapropiada o realizaron pagos indebidos. Por ese motivo, en julio de 2012, la Contraloría General anunció la puesta en marcha del "Operativo Canon", cuyo propósito era determinar si los fondos obtenidos por los gobiernos locales y regionales por la explotación de los recursos naturales se habían utilizados de manera legal y eficaz.

<sup>4</sup> Otras posibles causas son: i) un establecimiento inadecuado de las prioridades de los proyectos que se deben ejecutar en el marco de las normas que regulan la utilización del canon; ii) la falta de una planificación estratégica que permita evaluar las necesidades básicas insatisfechas de sus localidades, por ejemplo, en materia de agua y saneamiento, salud o educación; y iii) la limitada capacidad de gestión pública de los gobiernos regionales y locales.

<sup>5</sup> No obstante, ese efecto no se aborda en este estudio.

<sup>6</sup> Aunque la crisis financiera de 2008 redujo las utilidades netas de las empresas mineras, dichas transferencias se recuperaron a partir de 2010, alcanzando los 5.000 millones de nuevos soles en 2012.

las unidades administrativas más pequeñas del Estado y sus acciones inciden directamente en la población. Por último, el control y la fiscalización a nivel distrital pueden resultar complejos, lo que otorgaría a los alcaldes cierta discrecionalidad para utilizar los recursos.

El resto del documento se organiza de la siguiente manera: en la sección II se examina la literatura relacionada con el ciclo político presupuestal y la abundancia de recursos naturales. En las secciones III y IV se presentan las fuentes de información utilizadas y la metodología. En la sección V se analizan los resultados obtenidos. Por último, en la sección VI, se exponen las principales conclusiones.

## II. Examen de la literatura

En esta sección se relaciona la literatura sobre la abundancia de recursos naturales con la relativa al ciclo político presupuestal.

### 1. Abundancia de recursos

El efecto de la abundancia de recursos fue tratado inicialmente por Gelb y otros (1988) y Auty (1990), quienes analizaron empíricamente la relación entre la explotación de los recursos naturales (el petróleo, en particular) y el crecimiento económico. Sin embargo, fue a partir del trabajo de Sachs y Warner (1995, 1997 y 2001) cuando se reconoció la solidez de la relación negativa y se acuñó la expresión “la maldición de los recursos”. Según Sachs y Warner (2011), los países con abundantes recursos naturales suelen tener niveles de precios altos, lo que afecta directamente a la competitividad de otros sectores exportadores y, en consecuencia, dichos países pierden la posibilidad de lograr un crecimiento impulsado por las exportaciones.

Por otra parte, existe una vasta literatura en la que se demuestra que el efecto negativo de la abundancia de recursos naturales puede ser explicado por otros factores, como el nivel del capital humano o la calidad institucional pública. Por ejemplo, Gylfason (2001) demostró que el efecto negativo proviene de una menor preocupación en la educación por parte de las autoridades de los países ricos en recursos, lo que implica un nivel de gasto menor. En cuanto a la gestión pública, Manzano y Rigobon (2001) indicaron que el sobreendeudamiento de los países ricos en recursos naturales es el verdadero problema para el crecimiento. Asimismo, Hausmann y Rigobon (2002) analizaron la estructura del comercio y demostraron que las economías más diversificadas son menos propensas a sufrir efectos negativos debido a los recursos naturales.

Así, los países que consideran que el capital natural es su mayor activo pueden desarrollar un falso sentido de seguridad y llegar a ser negligentes en cuanto a la gestión de esos recursos y la acumulación de capital humano. Controlando esos efectos por medio de variables indirectas y utilizando otros métodos de medición para la abundancia de recursos naturales, Brunnschweiler (2008) halló una relación positiva directa entre los recursos naturales y el crecimiento económico en el período 1970-2000. Además, no encontró resultados significativos que confirmaran los efectos negativos entre la abundancia de recursos y la calidad institucional. De forma análoga, según Bravo-Ortega y De Gregorio (2005), cuando los niveles educativos son más elevados los efectos negativos se contrarrestan. Así, en promedio, los países con un alto capital humano obtendrían beneficios de los recursos naturales. En su estimación, los autores encontraron una relación positiva entre el nivel de ingresos y los recursos naturales. Como se puede observar, las explicaciones sobre el escaso desarrollo de los países con abundantes recursos naturales provienen sobre todo de la ciencia política y la economía. Según Isham y otros (2005), desde la perspectiva de la ciencia política, los dos principales efectos propuestos son el efecto renta y el efecto antimodernización. El primero ocurre cuando el

aumento del presupuesto basado en los ingresos por la explotación de los recursos naturales permite que el gobierno tenga una mayor discrecionalidad, disminuyendo el control por parte de la población. Ese escaso control permite que el gasto del gobierno se utilice para fines distintos al de satisfacer las necesidades de la población o al de mejorar el nivel de productividad de la economía. Por ejemplo, Robinson, Torvik y Verdier (2005) señalaron que los períodos de auge de los recursos naturales, al elevar el valor de detentar el poder y proporcionar a los políticos mayores ingresos fiscales que pueden utilizar para influenciar el resultado de las elecciones, aumentan la mala asignación de los recursos en el resto de la economía. Collier y Goderis (2007) afirmaron que las rentas provenientes de los recursos naturales estimulan el cabildeo no productivo y la búsqueda de rentas, además de incentivar una distribución ineficiente en favor del apoyo político. Por otra parte, está la reducción de los incentivos a la modernización, tanto para el gobierno como para los trabajadores, debido a que el financiamiento del presupuesto (y, por ende, del gasto) proviene de una actividad extractiva específica que requiere habilidades especializadas. En consecuencia, la mayoría de la población queda excluida de la actividad relacionada con el recurso (aunque mantiene un beneficio pasivo), lo que reduce los incentivos para aumentar la productividad del resto de sectores y de los trabajadores en general.

En economía, se utiliza la expresión de la “enfermedad holandesa” para explicar el resultado aparentemente contradictorio de tener más recursos y un crecimiento menor. La explotación de los recursos naturales altera los precios relativos de los demás bienes y servicios, lo que genera una reasignación interna del capital y el trabajo de los sectores comercializables hacia las actividades extractivas, así como un crecimiento de los sectores no comercializables (servicios)<sup>7</sup>. La especialización de la economía es eficiente a corto plazo, pero, al disminuir el nivel de explotación del recurso (o agotarse por completo), la economía carece de otros sectores lo suficientemente desarrollados como para mantener el nivel de producción anterior o absorber la nueva mano de obra que busca empleo.

Collier (2010) observó, sin embargo, que, aunque la explicación inicial fue puramente económica, cada vez es más evidente la importancia de los factores políticos. Asimismo, Deacon (2011) indicó que algunos patrones empíricos habían dado lugar al examen de las interacciones con las instituciones políticas. Específicamente, señaló que es más probable que la abundancia de recursos resulte una maldición cuando: i) la gobernanza y el estado de derecho sean inicialmente débiles; y ii) la disposición del recurso se encuentre altamente concentrada.

## 2. Ciclo político presupuestal

El ciclo político presupuestal se define como una fluctuación periódica de la política fiscal del gobierno inducida por la ciclicidad de las elecciones (véase más información en Shi y Svensson (2001)). El comportamiento oportunista de los gobernantes se manifiesta en una gestión de la política fiscal (impuestos, transferencias y gasto público) destinada a influir en las preferencias de los votantes y a aumentar sus probabilidades de triunfo electoral (Gámez e Ibarra-Yúnez, 2007).

La literatura sobre el ciclo político presupuestal se puede dividir en dos grupos. Uno de ellos sigue el modelo teórico desarrollado por Rogoff (1990), que se centra en la cuestión de la información asimétrica sobre el nivel de competencia de los políticos. Los votantes forjan sus expectativas de voto sobre la base de los resultados observables de la política fiscal en ese período. El supuesto fundamental es que solo los alcaldes más competentes pueden incrementar el gasto (o el gasto observable) en un

<sup>7</sup> Isham y otros (2005) también mencionan el efecto de la inequidad arraigada. Esta hace referencia a las distintas trayectorias de desarrollo en las antiguas colonias (determinadas por el calendario y la naturaleza de la descolonización, los regímenes de derechos de propiedad y el tipo de producción que tenían), que permiten explicar los efectos de los recursos naturales en sus economías en la actualidad.

determinado período. En el año anterior a las elecciones, esas autoridades aumentan el gasto para enviar una señal de competencia al electorado, con el fin de que este las favorezca en las elecciones<sup>8</sup>. Así pues, la señalización da lugar a los ciclos políticos presupuestales.

Por otra parte, los modelos del segundo grupo se centran en la habilidad de los alcaldes para gestionar la política fiscal con el fin de sesgar las preferencias de los votantes (Shi y Svensson, 2001). Si una mayor provisión de bienes públicos (o el mayor gasto de capital) puede ser entendida por la población como una señal de que se tiene un mayor nivel de competencia, todos los políticos tendrían los mismos incentivos para incrementar el gasto en los períodos previos a las elecciones. A diferencia del modelo de Rogoff, en estos modelos se plantea que, independientemente de su nivel de competencia, todos los políticos tienen la misma capacidad de incrementar el gasto público.

Al margen del distinto énfasis de los modelos en las señales sobre el nivel de competencia o en la capacidad del gasto para influir en las preferencias de los votantes, la principal conclusión es que el gasto público está afectado por el calendario electoral<sup>9</sup>.

En un primer momento, los estudios empíricos se centraron en probar la existencia del ciclo político presupuestal a nivel de los países. Por ejemplo, Shi y Svensson (2006) examinaron la presencia de dicho ciclo en una muestra de países en desarrollo y desarrollados. Los autores hallaron que dicho ciclo existía en los dos tipos de países, aunque en mayor grado en los primeros.

Recientemente, se ha utilizado la mayor información disponible a nivel subnacional para probar la existencia del ciclo político presupuestal a nivel local. Akhmedov, Ravichev y Zhuravskaya (2002) encontraron evidencias de ciclos políticos cortos en las regiones de Rusia en el período 1996-2001. Drazen y Eslava (2005 y 2008) estudiaron el ciclo político presupuestal en las municipalidades colombianas y hallaron evidencias de que este influye en el cambio de la composición del gasto en el período preelectoral. Del mismo modo, Gámez e Ibarra-Yúnez (2007) evidenciaron la existencia de dicho ciclo en el gasto público a nivel estatal en México.

En cuanto al efecto de los beneficios de las industrias extractivas en las elecciones, Monteiro (2009) y Monteiro y Ferraz (2012) evaluaron la repercusión de las regalías por petróleo que reciben las municipalidades en el Brasil y concluyeron que las regalías generan ventajas para los gobernantes en funciones y reducen la competencia política, aunque el efecto desaparece a medio plazo.

En el Perú, Carranza, Chávez y Valderrama (2006) estudiaron la economía política del proceso presupuestario a nivel nacional y demostraron la existencia de ciclos políticos presupuestales en el gasto público no financiero durante la administración de Fujimori (1995-2000). Sin embargo, a nivel subnacional, no se ha evaluado la existencia del ciclo político presupuestal ni el efecto de las rentas de los recursos extractivos en el comportamiento fiscal de las autoridades. El estudio más cercano es el de Sanguinetti (2010), que analizó el efecto del canon en las prácticas fiscales a nivel regional. Dicho autor halló que las transferencias por canon alteran la composición del gasto e incrementan la importancia relativa de la inversión pública. Este resultado, no obstante, sería una consecuencia de las restricciones en el uso de los recursos provenientes del canon.

El presente estudio es uno de los pocos en los que se analiza la ciclicidad de la ejecución del gasto público peruano a nivel distrital y su relación con las transferencias recibidas como producto de la explotación de los recursos mineros.

<sup>8</sup> Se califica de "competente" al alcalde que necesita menos ingresos para proveer un nivel determinado de servicios públicos.

<sup>9</sup> Cabe señalar que la gestión preelectoral no solo se puede entender como el incremento del gasto o la generación de déficits. Drazen y Eslava (2005) proponen que se presenta en forma de cambios en la composición del gasto, destinando una mayor cantidad de recursos hacia los votantes más influenciados por las variaciones de la política fiscal o hacia aquellos gastos más valorados por la mayoría de los votantes.

### III. Fuentes de información

La primera parte del análisis se basa en un panel balanceado de datos de 1.131 municipalidades distritales, correspondientes al período 2002-2011<sup>10</sup>. La base contiene información presupuestaria, como el gasto de capital ejecutado, los recursos recibidos por concepto de canon minero y el presupuesto general de cada distrito<sup>11</sup>. La información proviene del Portal de Transparencia Económica del Ministerio de Economía y Finanzas, y se utiliza tanto en millones de nuevos soles como en términos per cápita. Cabe señalar que, para identificar adecuadamente el efecto del canon, se decidió restar el monto presupuestado de canon minero del presupuesto de cada distrito. De esta manera, el presupuesto general refleja mejor la disponibilidad de recursos del distrito. Por último, dado que para evaluar los ciclos políticos presupuestarios hace falta valorar, al menos, cuatro años (período del mandato en el Perú), es evidente que la base de datos hace referencia a dos ciclos políticos (2002-2006, 2006-2010 y 2011).

Además de la información presupuestal, se incorporaron variables de control (demográficas, laborales y de ingresos) que podrían incidir en el nivel del gasto de capital. Así, se ha incluido la población proyectada por distrito, la proporción de población económicamente activa por distrito, la tasa de analfabetismo departamental, la proporción de población rural a nivel de departamento, la ratio de dependencia a nivel provincial y el nivel pobreza por departamento. Estos datos provienen de los cálculos y las estimaciones realizados por el Instituto Nacional de Estadística e Informática (INEI).

### IV. Metodología

Para comprobar la existencia de un ciclo político presupuestal y evaluar el efecto del canon sobre este, se analizan: el gasto de capital como una función de variables económicas y demográficas, un conjunto de variables ficticias por año y el monto transferido por concepto de canon minero. En particular, se plantean los siguientes modelos:

$$G_{i,t} = \alpha_i + X'_{i,t} \beta + \sum_{2002}^{2011} \gamma_t D_t + \delta_1 canon_{i,t} + \sum_{t=06,10}^{\square} D_t \delta_{2t} canon_{i,t} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$G_{i,t} = \alpha_i + X'_{i,t} \beta + \sum_{2002}^{2011} \gamma_t D_t + \delta_1 canon_{i,t} + \sum_{t=06,10}^{\square} \left( \sum_{g=1}^{g=5} \delta_{2gt} D_t D_g \right) + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$G_{i,t}$  es el gasto de capital per cápita ejecutado por el distrito  $i$  en el año  $t$ . La variable  $X_{i,t}$  agrupa los controles sociodemográficos y económicos (por ejemplo, el presupuesto municipal per cápita al principio del período, la tasa de analfabetismo y la proporción de población rural). La sumatoria de las variables dicotómicas por año ( $D_t$ ) muestra el ciclo político del gasto.

Dado que un alcalde reelecto tiene más experiencia en la gestión y la ejecución del gasto que uno que haya sido elegido por primera vez, se incluye un control del número de años en el cargo (*reelec*).

El efecto del canon minero se identifica con dos variables. La variable  $canon_{i,t}$  recoge el efecto directo del monto de la transferencia (per cápita) sobre el gasto, mientras que la interacción de las variables ficticias en los años electorales y el monto del canon ( $D_t \delta_{2t} canon_{i,t}$ ) identificaría el efecto incremental en el gasto de las elecciones.

<sup>10</sup> El universo de municipalidades distritales peruanas en 2011 era de 1.635. Sin embargo, en este estudio solo se consideran aquellas de las que se dispone de observaciones anuales para todo el período analizado.

<sup>11</sup> En la variable "presupuesto" se utiliza el presupuesto inicial modificado (PIM), porque es el que efectivamente reciben las municipalidades.

Se plantean dos especificaciones. La primera (1) incorpora el efecto del monto del canon de manera lineal, mientras que la segunda (2) separa los distritos en cinco grupos ( $g$ ), según el monto de canon que reciben, tratando de recoger posibles efectos discontinuos. Ambas estimaciones utilizan efectos fijos por distritos y errores estándar robustos. Así, la identificación del efecto del canon provendría de los cambios entre las municipalidades distritales a lo largo del tiempo.

## V. Estimación empírica

### 1. Ciclo político presupuestal

En el cuadro 1 se presentan los resultados básicos del modelo en términos per cápita<sup>12</sup>. El efecto del presupuesto (sin considerar las transferencias por canon) es significativo y positivo. Más recursos generarían una mayor capacidad de gasto. Además, la variable del canon minero tiene un efecto positivo y significativo en el gasto de capital. Es decir, las municipalidades que tienen más recursos disponibles debido al canon minero suelen ejecutar un mayor gasto de capital.

Las variables ficticias que recogen el efecto por año resultan significativas estadísticamente, por lo que se puede afirmar que el gasto de capital está influenciado por el período de ejecución. Además, se observa que los coeficientes de 2006 y 2010 son superiores a los de 2005 y 2009 en todas las especificaciones. Sin embargo, cabe señalar que no se observa un ciclo político completamente marcado, ya que los coeficientes estimados para los años posteriores a las elecciones (2007 y 2011) son positivos y mayores que los coeficientes estimados para los años electorales.

Aunque en diversos estudios se indica que el ciclo político presupuestal debería observarse en los años preelectorales (2005 y 2009), las elecciones municipales peruanas tuvieron lugar el tercer domingo de noviembre del año en el que finalizó el mandato de las autoridades municipales. Ello quiere decir que el año pertinente para analizar el gasto público es aquel en el que se celebraron las elecciones (2006 y 2010). Las autoridades en ejercicio dispusieron prácticamente de un año completo para ejecutar gastos que podrían influir en las preferencias de los votantes<sup>13</sup>.

**Cuadro 1**  
Ciclo político presupuestal  
(En millones de nuevos soles)

	(1)	(2)	(3)	(4)
Población analfabeta				-0,00124 (0,000283)***
Población rural				0,000378 (0,000792)
Emergencias				2,13e-08 (2,05e-07)
Reelección				-2,17e-06 (6,89e-06)
Ingreso (per cápita)	0,154 (0,0309)***		0,130 (0,0286)***	0,129 (0,0287)***
Canon minero (per cápita)	0,171 (0,0423)***		0,170 (0,0382)***	0,170 (0,0382)***

<sup>12</sup> En el modelo en niveles estimado (que incorpora el tamaño de la población distrital) no hay diferencias importantes.

<sup>13</sup> A pesar de la existencia de reglas fiscales que limitan el incremento del gasto en los años electorales, su falta de operatividad hace que no actúen como un factor limitante del gasto.

Cuadro 1 (conclusión)

	(1)	(2)	(3)	(4)
2003		1,81e-05 (3,32e-06)***	1,13e-05 (2,98e-06)***	4,12e-06 (1,77e-05)
2004		6,97e-05 (3,95e-06)***	4,66e-05 (6,04e-06)***	3,55e-05 (1,42e-05)**
2005		5,24e-05 (6,83e-06)***	2,78e-05 (6,97e-06)***	1,69e-05 (2,02e-05)
2006		0,000213 (1,52e-05)***	0,000167 (1,45e-05)***	0,000155 (3,51e-05)***
2007		0,000300 (1,90e-05)***	0,000203 (1,55e-05)***	0,000170 (3,26e-05)***
2008		0,000507 (2,88e-05)***	0,000375 (2,40e-05)***	0,000341 (4,69e-05)***
2009		0,000504 (2,19e-05)***	0,000296 (2,30e-05)***	0,000258 (4,54e-05)***
2010		0,000590 (3,90e-05)***	0,000396 (3,78e-05)***	0,000361 (8,12e-05)***
2011		0,000628 (3,41e-05)***	0,000437 (3,78e-05)***	0,000393 (7,38e-05)***
Constante	0,000270 (2,08e-05)***	0,000125 (1,43e-05)***	9,17e-05 (9,30e-06)***	0,000113 (0,000334)
Observaciones	11,310	11,310	11,310	11,310
R-cuadrado	0,377	0,161	0,448	0,449

**Fuente:** Elaboración propia.

**Nota:** Los errores estándar robustos figuran entre paréntesis. \* denota significancia al 10%, \*\* significancia al 5% y \*\*\* significancia al 1%.

En el gráfico 1 se observa la evolución del gasto estimado, utilizando los coeficientes de la columna 4 y el promedio de las variables de control, dejando que la variación en la evolución del gasto provenga exclusivamente del efecto por año. Dicha evolución muestra que, en 2006 y 2010, el gasto de capital aumentó un 37,1% en promedio en comparación con los años anteriores (2005 y 2009, respectivamente). El incremento de 2006 fue significativamente mayor que el de 2010<sup>14</sup>. No obstante, también hubo un aumento del gasto de capital posterior, en 2007 y 2011, de aproximadamente un 4,6%.

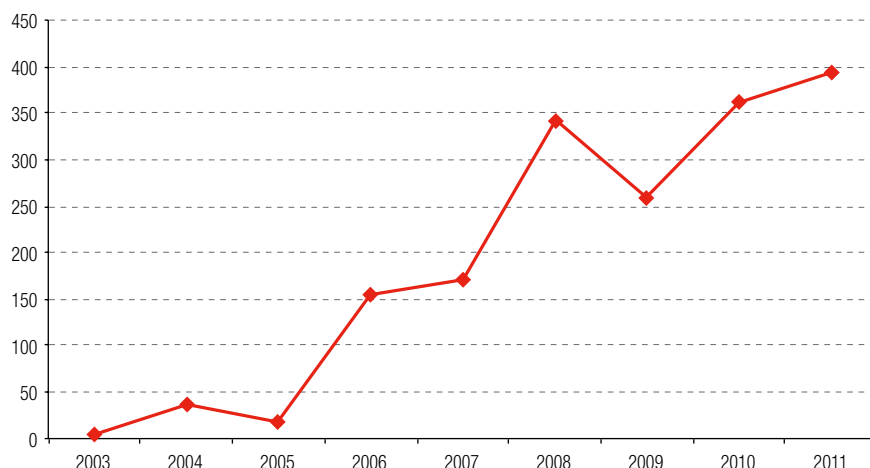
Con respecto a las variables de control, se observa que una mayor proporción de población analfabeta está asociada significativamente a un menor nivel de gasto de capital. La proporción de población analfabeta podría interpretarse como una aproximación de la capacidad de gestión local, que, al ser menor, se reflejaría también en una menor ejecución de gasto. Por otra parte, la participación laboral (porcentaje de la población que pertenece a la población económicamente activa) presenta un coeficiente positivo y significativo. La relación entre el gasto de capital y la proporción de personas que vive en zonas rurales es negativa, aunque no significativa<sup>15</sup>. De forma análoga, ni el número de desastres naturales ni el número de años en el cargo parecen tener efectos importantes en el gasto.

<sup>14</sup> También se observa un incremento significativo en 2008.

<sup>15</sup> La variable "pobreza" tiene una elevada correlación con la población rural, por lo que no se ha incluido. Además, solo se dispone de datos a nivel distrital hasta 2010.



**Gráfico 1**  
 Predicción de la desviación del gasto de capital per cápita con respecto a 2002  
 (En millones de nuevos soles)



**Fuente:** Elaboración propia, sobre la base de datos del Ministerio de Economía y Finanzas (MEF).

## 2. Efecto del canon en el ciclo político presupuestal

Para determinar si, en los años electorales, el acceso al canon minero da lugar a un mayor gasto de capital, se añadieron variables ficticias multiplicativas al modelo anterior. Es decir, se multiplicaron las variables ficticias anuales por el monto de canon recibido en dicho período. De esta manera, el análisis se centra en el efecto incremental del canon minero en los años electorales.

Los resultados se presentan en el cuadro 2. La primera columna muestra que los coeficientes de las variables ficticias multiplicativas anuales en los años previos a las elecciones (2005 y 2009) no son significativos. A partir de la segunda columna, el análisis se centra en los años electorales. En la segunda especificación, el coeficiente de la variable ficticia multiplicativa para ambos años resulta significativo y positivo<sup>16</sup>, lo que indicaría que el canon minero tiene un efecto incremental en el gasto de capital en los años electorales. La tercera especificación considera, además, los años previo y posterior al período electoral, con la finalidad de comprobar la solidez de los resultados. El efecto solo es significativo para 2006 y pierde toda significancia para 2010.

En las columnas cuarta y quinta se elimina el efecto directo del canon minero y se lo incorpora por medio de las interacciones con las variables ficticias anuales. La cuarta columna incluye variables ficticias anuales alrededor de las elecciones y la quinta columna añade variables ficticias para todos los años. Se observa que el efecto incremental del canon es positivo y, en este caso, significativo en ambos años electorales. Sin embargo, el coeficiente de la interacción de 2011 es aún mayor que el de 2010, aunque no es significativo.

<sup>16</sup> Aunque para 2010 solo es significativo con una confianza del 90%.



**Cuadro 2**  
Ciclo político presupuestal  
(En millones de nuevos soles)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Población analfabeta	-0,00116 (0,000286)***	-0,00116 (0,000286)***	-0,00116 (0,000276)***	-0,00108 (0,000260)***	-0,00110 (0,000259)***
Población rural	7,32e-05 (0,000694)	0,000359 (0,000792)	2,15e-05 (0,000656)	0,000283 (0,000671)	0,000232 (0,000658)
Emergencias	9,20e-08 (1,89e-07)	5,81e-08 (2,01e-07)	1,41e-07 (1,82e-07)	9,32e-08 (1,80e-07)	8,07e-08 (1,77e-07)
Reelección	-2,80e-06 (7,09e-06)	-1,87e-06 (6,76e-06)	-1,18e-06 (5,97e-06)	2,98e-07 (6,03e-06)	-4,22e-07 (6,25e-06)
Ingreso (per cápita)	0,140 (0,0212)***	0,134 (0,0282)***	0,139 (0,0240)***	0,200 (0,0302)***	0,193 (0,0303)***
Canon minero (per cápita)	0,206 (0,0488)***	0,145 (0,0375)***	0,182 (0,0592)***		
2003	-9,23e-07 (1,87e-05)	5,02e-06 (1,75e-05)	3,62e-06 (1,67e-05)	1,04e-05 (1,72e-05)	6,03e-07 (1,85e-05)
2004	2,70e-05 (1,25e-05)**	3,57e-05 (1,46e-05)**	2,92e-05 (1,36e-05)**	3,18e-05 (1,53e-05)**	2,44e-05 (1,94e-05)
2005	5,61e-06 (1,78e-05)	1,75e-05 (2,08e-05)	3,04e-06 (1,69e-05)	6,32e-06 (1,86e-05)	1,75e-06 (1,92e-05)
2006	0,000140 (2,97e-05)***	0,000130 (3,07e-05)***	0,000115 (2,38e-05)***	0,000121 (2,45e-05)***	0,000115 (2,47e-05)***
2007	0,000143 (2,94e-05)***	0,000179 (3,60e-05)***	0,000156 (3,02e-05)***	0,000187 (3,13e-05)***	0,000178 (3,33e-05)***
2008	0,000311 (3,86e-05)***	0,000349 (5,01e-05)***	0,000319 (4,31e-05)***	0,000360 (4,59e-05)***	0,000321 (4,29e-05)***
2009	0,000278 (5,49e-05)***	0,000267 (4,95e-05)***	0,000277 (5,11e-05)***	0,000288 (5,14e-05)***	0,000284 (4,96e-05)***
2010	0,000323 (6,69e-05)***	0,000334 (7,08e-05)***	0,000304 (5,54e-05)***	0,000305 (6,18e-05)***	0,000302 (6,22e-05)***
2011	0,000351 (5,72e-05)***	0,000400 (7,80e-05)***	0,000333 (4,13e-05)***	0,000341 (4,52e-05)***	0,000332 (4,55e-05)***
Interacción: canon*2003					6,92e-05 (3,68e-05)*
Interacción: canon*2004					4,45e-05 (5,55e-05)
Interacción: canon*2005	2,98e-06 (1,80e-05)		1,44e-05 (1,58e-05)	3,23e-05 (1,63e-05)**	4,52e-05 (2,23e-05)**
Interacción: canon*2006		4,48e-05 (1,18e-05)***	4,24e-05 (1,46e-05)***	5,99e-05 (1,54e-05)***	6,96e-05 (1,91e-05)***
Interacción: canon*2007			-1,67e-06 (6,83e-06)	1,62e-05 (7,43e-06)**	2,00e-05 (9,61e-06)**
Interacción: canon*2008					2,17e-05 (1,25e-05)*
Interacción: canon*2009	-2,35e-05 (1,50e-05)		-1,95e-05 (1,24e-05)	-1,08e-05 (1,09e-05)	-8,01e-06 (9,11e-06)
Interacción: canon*2010		1,51e-05 (8,85e-06)*	1,06e-05 (8,67e-06)	2,03e-05 (9,36e-06)**	2,31e-05 (1,10e-05)**
Interacción: canon*2011			1,36e-05 (1,70e-05)	2,31e-05 (1,99e-05)	2,80e-05 (2,13e-05)
Constante	0,000236 (0,000289)	0,000108 (0,000337)	0,000252 (0,000274)	0,000105 (0,000281)	0,000137 (0,000277)
Observaciones	11,310	11,310	11,310	11,310	11,310
R-cuadrado	0,481	0,464	0,491	0,464	0,472

**Fuente:** Elaboración propia.

**Nota:** Los errores estándar robustos figuran entre paréntesis. \* denota significancia al 10%, \*\* significancia al 5% y \*\*\* significancia al 1%.

Se concluye así que la recepción de transferencias por canon minero tiene un efecto incremental en el gasto de capital en 2006. No obstante, ese efecto incremental es menos notorio en el ciclo electoral de 2010. Así pues, un incremento en las transferencias de canon minero per cápita da lugar a un menor aumento del gasto de capital per cápita en 2010, en comparación con 2006.

### 3. Categorización de las municipalidades según el volumen de canon minero recibido

Como aproximación alternativa (véase la ecuación (2), en la sección sobre la metodología), se clasificó a las municipalidades en quintiles según el monto de canon minero recibido en 2011<sup>17</sup>. Las transferencias por canon minero a las municipalidades pertenecientes al primer grupo son de entre 0 y 0,007 millones de nuevos soles; las del segundo grupo, de entre 0,007 y 0,098 millones de nuevos soles; las del tercer grupo, de entre 0,098 y 0,466 millones de nuevos soles; las del cuarto grupo, de entre 0,466 y 1,549 millones de nuevos soles; y las transferencias del quinto grupo son superiores a 1,549 millones de nuevos soles. Cada grupo está compuesto aproximadamente por 230 municipalidades.

Además, se crearon interacciones con las variables ficticias por año (desde 2005) para todos los grupos de municipalidades: 24 interacciones (6 variables binarias por año para los grupos 2, 3, 4 y 5). De esta manera, se evalúa si en las municipalidades que reciben mayores transferencias por canon minero se acentúa el gasto de capital. En el cuadro 3 se presentan los resultados.

En la primera especificación se consideran las interacciones de los años preelectorales (2005 y 2009) en todos los grupos. Los resultados son mixtos. En 2005, el efecto incremental es significativo para dos grupos de distritos y presenta un signo negativo. En 2009, el efecto incremental es significativo y positivo para todos los grupos, excepto para el último.

**Cuadro 3**  
Ciclo político presupuestal con efecto incremental del canon  
(En millones de nuevos soles)

	(1)	(2)	(3)	(4)
Población analfabeta	-0,00109 (0,000292)***	-0,00116 (0,000290)***	-0,00106 (0,000294)***	-0,000959 (0,000267)***
Población rural	0,000157 (0,000775)	0,000375 (0,000800)	0,000237 (0,000796)	0,000566 (0,000902)
Emergencias	1,84e-08 (2,06e-07)	6,63e-08 (1,94e-07)	4,04e-08 (1,75e-07)	2,67e-08 (1,78e-07)
Reelección	-2,24e-06 (6,96e-06)	-2,30e-06 (6,84e-06)	-2,95e-06 (6,89e-06)	-1,61e-06 (6,59e-06)
Ingreso (per cápita)	0,130 (0,0283)***	0,128 (0,0289)***	0,130 (0,0289)***	0,197 (0,0276)***
Canon minero (per cápita)	0,171 (0,0383)***	0,169 (0,0378)***	0,167 (0,0381)***	
2003	2,73e-06 (1,79e-05)	3,73e-06 (1,75e-05)	1,17e-06 (1,76e-05)	7,41e-06 (1,68e-05)
2004	3,36e-05 (1,41e-05)**	3,54e-05 (1,40e-05)**	3,33e-05 (1,37e-05)**	3,48e-05 (1,56e-05)**
2005	4,20e-05 (2,73e-05)	1,71e-05 (2,02e-05)	3,32e-05 (2,26e-05)	4,57e-05 (2,63e-05)*

<sup>17</sup> En esta clasificación se utilizó el número total de distritos de 2011. No obstante, esta clasificación no tiene una diferencia notable con respecto a los 1.131 distritos considerados para ese año en los análisis posteriores.

Cuadro 3 (continuación)

	(1)	(2)	(3)	(4)
2006	0,000151 (3,48e-05)***	0,000141 (3,38e-05)***	0,000137 (3,34e-05)***	0,000149 (3,79e-05)***
2007	0,000166 (3,24e-05)***	0,000172 (3,28e-05)***	0,000135 (3,36e-05)***	0,000153 (3,96e-05)***
2008	0,000337 (4,66e-05)***	0,000345 (4,75e-05)***	0,000342 (4,74e-05)***	0,000378 (5,70e-05)***
2009	0,000206 (5,88e-05)***	0,000263 (4,63e-05)***	0,000202 (5,67e-05)***	0,000211 (6,48e-05)***
2010	0,000355 (8,06e-05)***	0,000277 (7,18e-05)***	0,000271 (7,18e-05)***	0,000276 (8,05e-05)***
2011	0,000386 (7,28e-05)***	0,000398 (7,45e-05)***	0,000450 (6,74e-05)***	0,000460 (7,82e-05)***
Interacción: g2*2005	3,84e-06 (1,57e-05)		-9,45e-06 (1,23e-05)	-1,04e-05 (1,18e-05)
Interacción: g2*2006		-1,23e-05 (1,52e-05)	-1,55e-05 (1,70e-05)	-1,65e-05 (1,62e-05)
Interacción: g2*2007			-1,73e-05 (1,72e-05)	-1,17e-05 (1,68e-05)
Interacción: g2*2009	9,41e-05 (3,06e-05)***		8,06e-05 (3,26e-05)**	7,90e-05 (3,22e-05)**
Interacción: g2*2010		-5,20e-06 (3,80e-05)	-5,48e-06 (4,01e-05)	-1,42e-05 (3,80e-05)
Interacción: g2*2011			-6,82e-05 (4,66e-05)	-7,44e-05 (4,58e-05)
Interacción: g3*2005	-2,82e-05 (1,54e-05)*		-1,88e-05 (1,24e-05)	-2,49e-05 (1,21e-05)**
Interacción: g3*2006		-1,43e-05 (1,51e-05)	4,68e-06 (1,64e-05)	1,20e-06 (1,54e-05)
Interacción: g3*2007			4,39e-05 (2,10e-05)**	6,13e-05 (2,12e-05)***
Interacción: g3*2009	0,000132 (2,75e-05)***		0,000142 (2,99e-05)***	0,000138 (2,91e-05)***
Interacción: g3*2010		1,02e-05 (3,74e-05)	3,20e-05 (3,93e-05)	2,27e-05 (3,74e-05)
Interacción: g3*2011			-3,10e-06 (4,54e-05)	-1,15e-05 (4,43e-05)
Interacción: g4*2005	-1,24e-05 (1,61e-05)		-9,64e-06 (1,38e-05)	-1,73e-05 (1,36e-05)
Interacción: g4*2006		1,49e-06 (1,47e-05)	2,78e-06 (1,52e-05)	5,43e-06 (1,46e-05)
Interacción: g4*2007			4,25e-05 (2,31e-05)*	8,07e-05 (2,32e-05)***
Interacción: g4*2009	8,46e-05 (3,25e-05)***		8,90e-05 (3,54e-05)**	9,31e-05 (3,48e-05)***
Interacción: g4*2010		8,76e-05 (3,61e-05)**	9,04e-05 (3,90e-05)**	9,51e-05 (3,72e-05)**
Interacción: g4*2011			-0,000107 (4,70e-05)**	-0,000104 (4,56e-05)**
Interacción: g5*2005	-0,000103 (3,13e-05)***		-5,21e-05 (2,05e-05)**	-6,15e-05 (2,19e-05)***
Interacción: g5*2006		0,000102 (3,32e-05)***	9,12e-05 (3,76e-05)**	0,000111 (3,93e-05)***

Cuadro 3 (conclusión)

	(1)	(2)	(3)	(4)
Interacción: g5*2007			0,000105 (3,90e-05)***	0,000254 (4,68e-05)***
Interacción: g5*2009	-7,62e-05 (0,000112)		-1,93e-05 (9,25e-05)	5,25e-05 (7,35e-05)
Interacción: g5*2010		0,000356 (9,52e-05)***	0,000345 (0,000101)***	0,000405 (0,000107)***
Interacción: g5*2011			-0,000117 (0,000104)	-5,71e-05 (0,000114)
Constante	0,000190 (0,000328)	0,000103 (0,000338)	0,000152 (0,000338)	-3,00e-05 (0,000388)
Observaciones	11,310	11,310	11,310	11,310
R-cuadrado	0,450	0,454	0,456	0,423

**Fuente:** Elaboración propia.

**Nota:** Los errores estándar robustos figuran entre paréntesis. \* denota significancia al 10%, \*\* significancia al 5% y \*\*\* significancia al 1%.

En la segunda columna se consideran las interacciones en los años electorales. En ambos ciclos electorales (2006 y 2010) el efecto incremental es positivo y significativo en las municipalidades del grupo 5 (el que recibe un mayor volumen de canon). Ello quiere decir que el efecto de las transferencias por canon en el gasto de capital se acentúa en los años electorales en el 20% de las municipalidades que reciben mayores transferencias.

Cabe resaltar que, aparte del grupo 5, solo el grupo 4 presenta coeficientes positivos en ambos ciclos electorales. En los demás grupos el signo es negativo. Estos resultados apoyarían la hipótesis de la existencia de un ciclo político presupuestal en las municipalidades receptoras de mayores montos de canon minero.

Para asegurar la solidez de los resultados, en la tercera especificación se incluyeron variables multiplicativas en los años previo y posterior a las elecciones. Se confirma que, en el año electoral, el efecto incremental es positivo y significativo solo para el grupo que recibe mayores montos de canon en ambas elecciones, y para el grupo 4 en las elecciones de 2010.

## VI. Conclusiones

En este estudio se evalúa la importancia del ciclo político presupuestal y su interacción con el canon minero en la ejecución del gasto de capital de las municipalidades distritales del Perú. Este es uno de los pocos estudios que analiza la ciclicidad de la ejecución del gasto público a nivel subnacional y su relación con las transferencias recibidas producto de la explotación de recursos mineros en el Perú.

Los primeros resultados muestran que, en términos generales, no existe una marcada ciclicidad entre el gasto de capital de las municipalidades y los años electorales. Las estimaciones de las variables ficticias por año señalan que, en promedio, en 2006 y 2010 el gasto de capital aumentó un 37,1% con respecto al año anterior (2005 y 2009, respectivamente). Sin embargo, también hubo un incremento posterior a las elecciones, de alrededor del 4,6% (en 2007 y 2011). Además, los montos transferidos por concepto de canon minero tienen un efecto positivo y significativo en el gasto de capital de 2006. No obstante, en promedio, su efecto en el ciclo político presupuestal es marginal. Así, un incremento de las transferencias de canon minero per cápita da lugar a un menor aumento del gasto de capital per cápita en 2010 en comparación con 2006.

Al separar los municipios según el volumen de canon recibido, se observa que solo el grupo que recibe una mayor cantidad de canon minero realiza un incremento significativo adicional en el gasto de capital en los dos años electorales. Es decir, solamente en el grupo que recibe un mayor volumen de canon minero el gasto de capital se incrementa significativamente en los años electorales.

## Bibliografía

- Akhmedov, A., A. Ravichev y E. Zhuravskaya (2002), "Opportunistic Political Cycles: Test in a Young Democracy Setting" [en línea] <http://pdc.ceu.hu/archive/00001617/>.
- Aragón, F. y C. Casas (2009), "Capacidades técnicas y gasto local: el caso de las municipalidades peruanas", *Perspectivas. Análisis de temas críticos para el desarrollo sostenible*, vol. 7, N° 1, Corporación Andina de Fomento (CAF).
- Aragón, F. y J. P. Rud (2013), "Natural resources and local communities: evidence from a Peruvian gold mine", *American Economic Journal: Economic Policy*, vol. 5, N° 2, Nashville, Tennessee, American Economic Association.
- (2010), "¿Éxito en la sostenibilidad fiscal? El caso de Perú", *¿Quiénes deciden el presupuesto? La economía política del proceso presupuestario en América Latina*, E. Stein, M. Hallerberg y C. Scartascini (eds.), Washington, D.C., Banco Interamericano de Desarrollo (BID).
- Auty, R. (1990), *Resource-based Industrialization: Sowing the Oil in Eight Developing Countries*, Nueva York, Oxford University Press.
- Bravo-Ortega, C. y J. de Gregorio (2005), "The relative richness of the poor? Natural resources, human capital, and economic growth", *Policy Research Working Paper*, N° 3484, Washington, D.C., Banco Mundial.
- Brunnschweiler, C. (2008), "Cursing the blessings? Natural resource abundance, institutions and economic growth", *World Development*, vol. 36, N° 3, Amsterdam, Elsevier.
- Carranza, L., J. Chávez y J. Valderrama (2006), *La economía política del proceso presupuestario: el caso peruano*, Washington, D.C., Banco Interamericano de Desarrollo (BID).
- Collier, P. (2010), "The political economy of natural resources", *Social Research*, vol. 77, N° 4.
- Collier, P. y B. Goderis (2007), "Commodity prices, growth, and the natural resource curse: reconciling a conundrum", *Working Paper*, N° 2007-15, Universidad de Oxford.
- Contraloría General de la República (2011), *Distribución y utilización de los recursos del canon, sobrecanon, fondo de desarrollo socioeconómico del proyecto Camisea y regalía minera en el Perú*, Lima.
- Deacon, R. T. (2011), "The political economy of the natural resource curse: a survey of theory and evidence", *Foundations and Trends in Microeconomics*, vol. 7, N° 2.
- Drazen, A. y M. Eslava (2008), "Electoral manipulation via voter-friendly spending: theory and evidence", borrador.
- (2005), "Electoral manipulation via expenditure composition: theory and evidence", *NBER Working Paper*, N° 11085, Cambridge, Massachusetts, Oficina Nacional de Investigaciones Económicas.
- Gajate-Garrido, G. (2013), "Excluding the rural population: the impact of public expenditure on child malnutrition in Peru", *Policy Research Working Paper*, N° 6666, Washington, D.C., Banco Mundial.
- Gámez, C. y A. Ibarra-Yúnez (2007), "El ciclo político oportunista y el gasto de los estados mexicanos", *Gestión y Política Pública*, vol. 18, N° 1, Ciudad de México, Centro de Investigación y Docencia Económicas.
- Gelb, A. y otros (1988), *Oil Windfalls: Blessing or Curse*, Nueva York, Oxford University Press.
- Gylfason, T. (2001), "Natural resources, education and economic development", *European Economic Review*, vol. 45, N° 4-6, Amsterdam, Elsevier.
- Hausmann, R. y R. Rigobon (2002), "An alternative interpretation of the 'resource curse': theory and policy implications", *NBER Working Paper*, N° 9424, Cambridge, Massachusetts, Oficina Nacional de Investigaciones Económicas.
- Isham, J. y otros (2005), "The varieties of resource experience: natural resource export structures and the political economy of economic growth", *World Bank Economic Review*, vol. 19, N° 2, Washington, D.C., Banco Mundial.
- Manzano, O. y R. Rigobon (2001), "Resource curse or debt overhang?", *NBER Working Paper*, N° 8390, Cambridge, Massachusetts, Oficina Nacional de Investigaciones Económicas.

- Monteiro, J. (2009), "Resource Booms and Politics: The Effects of Oil Shocks on Public Goods and Elections [en línea] [http://www.caf.com/attach/19/default/oil\\_politics\\_caf.pdf](http://www.caf.com/attach/19/default/oil_politics_caf.pdf).
- Monteiro, J. y C. Ferraz (2012), "Does Oil Make Leaders Unaccountable? Evidence from Brazil's offshore oil boom" [en línea] <http://www.unamur.be/en/eco/eeco/pdf/OilPaper2012-05.pdf>.
- Robinson, J. A., R. Torvik y T. Verdier (2005), "Political foundations of the resource curse", Universidad de Ciencia y Tecnología de Noruega [en línea] <http://www.svt.ntnu.no/iso/ragnar.torvik/bardhanjde.pdf>.
- Rogoff, K. (1990), "Equilibrium political budget cycles", *American Economic Review*, vol. 80, N° 1, Nashville, Tennessee, American Economic Association.
- Rogoff, K. y A. Sibert (1988), "Elections and macroeconomic policy cycles", *The Review of Economic Studies*, vol. 55, N° 1, Oxford University Press.
- Sachs, J. y A. Warner (2001), "The curse of natural resources", *European Economic Review*, vol. 45, N° 4-6, Amsterdam, Elsevier.
- \_\_\_\_\_(1997), "Natural Resource Abundance and Economic Growth", Cambridge, Massachusetts, Universidad de Harvard [online] <http://citeseerx.ist.psu.edu/viewdoc/download?doi=10.1.1.422.8285&rep=rep1&type=pdf>.
- \_\_\_\_\_(1995), "Natural resource abundance and economic growth", *NBER Working Paper*, N° 5398, Cambridge, Massachusetts, Oficina Nacional de Investigaciones Económicas.
- Sanguinetti, P. (2010), "Canon minero y decisiones fiscales subnacionales en el Perú", *Documentos de Trabajo*, N° 2010/01 [en línea] <https://www.caf.com/media/3180/201001SanguinettiFebrero2010.pdf>.
- Shi, M. y J. Svensson (2006), "Political budget cycles: do they differ across countries and why?", *Journal of Public Economics*, vol. 90, N° 8-9, Amsterdam, Elsevier.
- \_\_\_\_\_(2001), "Conditional political budget cycles", *CEPR Discussion Paper*, N° 3352 [en línea] <http://people.su.se/~jsven/abc.pdf>.

## Anexo A1

### Cuadro A1.1

Categorías de las municipalidades distritales según el monto de canon minero recibido en 2011  
(En millones de nuevos soles)

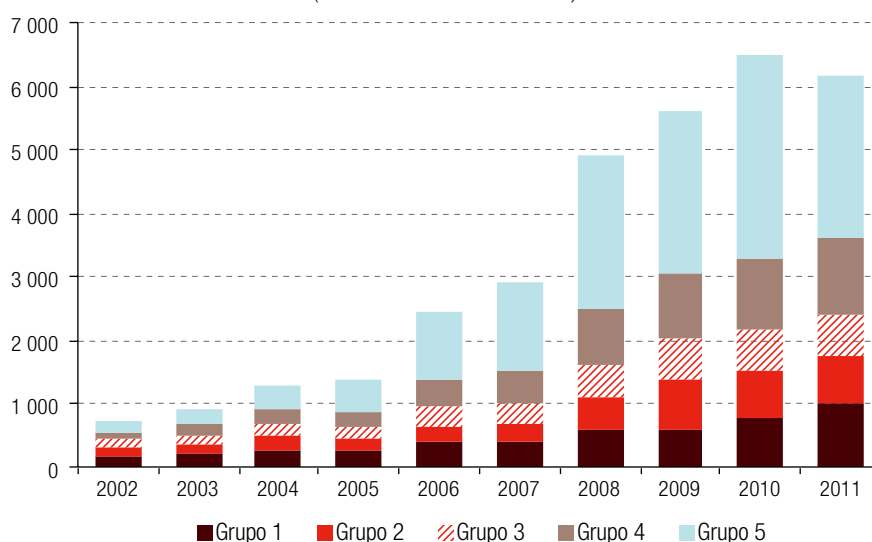
Categoría				
1	de	0,000	a	0,007
2	de	0,007	a	0,098
3	de	0,098	a	0,466
4	de	0,466	a	1,549
5	de	1,549	a	más

**Fuente:** Elaboración propia.

**Nota:** En la clasificación por quintiles se utilizó el número total de distritos según el canon recibido en 2011.

### Gráfico A1.1

Evolución del gasto de capital ejecutado por las municipalidades distritales según su categoría (2002-2011)  
(En millones de nuevos soles)



**Fuente:** Elaboración propia, sobre la base de datos del Ministerio de Economía y Finanzas (MEF).

**Nota:** En la clasificación por quintiles se utilizó el número total de distritos según el canon recibido en 2011.

### Cuadro A1.2

Evolución del crecimiento del gasto de capital en las municipalidades distritales según los grupos de canon  
(En porcentajes)

Crecimiento anual	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011
Grupo 1	34	21	-3	62	-1	55	1	28	28
Grupo 2	10	37	-17	34	16	73	48	-3	4
Grupo 3	9	52	-7	62	8	63	25	0	4
Grupo 4	15	56	9	71	19	60	21	9	4
Grupo 5	34	55	36	109	28	78	4	27	-20
Total	21	43	8	77	18	70	13	17	-5

**Fuente:** Elaboración propia.

**Nota:** En la clasificación por quintiles se utilizó el número total de distritos según el canon recibido en 2011.

## Anexo A2

**Cuadro A2.1**  
Metodología de distribución del canon minero

	Porcentaje	Receptor	Criterio de distribución
Canon minero (50% del impuesto sobre la renta de las empresas mineras)	10%	Municipios distritales donde se explotan los recursos	Si existe más de una municipalidad, se repartirá en partes iguales.
	25%	Municipios distritales de la provincia donde se explotan los recursos	Según la población y las necesidades básicas insatisfechas.
	40%	Municipios provinciales del departamento donde se explotan los recursos	Según la población y las necesidades básicas insatisfechas.
	20%	Gobierno regional	
	5%	Universidades nacionales	

**Fuente:** Elaboración propia, sobre la base de datos del Ministerio de Economía y Finanzas, Metodología de distribución.



## Anexo A3

### Cuadro A3.1

Descripción de las variables de la muestra para el modelo de ciclo político presupuestal

Variable	Distritos	Años	Media	Desviación estándar	Mínimo	Máximo
Tasa de analfabetismo departamental	1 131	10	0,1211	0,0603	0,0228	0,2790
Proporción de población rural departamental	1 131	10	0,4161	0,2241	0,0000	0,8368
Número de emergencias por provincia	1 131	10	28,3321	45,8182	0,0000	271,0000
Número de años en el cargo	1 131	10	2,9435	1,6953	1,0000	9,0000
Gasto de capital per cápita en millones de nuevos soles	1 131	10	0,0004	0,0008	0,0000	0,0254
Ingreso PIM per cápita en millones de nuevos soles	1 131	10	0,0007	0,0021	0,0000	0,0944
Canon minero per cápita en millones de nuevos soles	1 131	10	0,0002	0,0013	0,0000	0,0470
Canon minero en millones de nuevos soles	1 131	10	1,1613	8,5546	0,0000	476,9459

Fuente: Elaboración propia.

### Cuadro A3.2

Descripción de la muestra para el modelo de organizaciones políticas, 2002, 2006 y 2010

Variable	Distritos	Años	Media	Desviación estándar	Mínimo	Máximo
Tasa de analfabetismo departamental	1 131	3	0,1000	0,1000	0,0000	0,3000
Nivel de pobreza departamental	1 131	3	51,2000	19,8000	8,7000	88,7000
Número de emergencias por provincia	1 131	3	24,5000	43,2000	0,0000	271,0000
Ingreso según el presupuesto inicial modificado en millones de nuevos soles	1 131	3	4,8000	16,3000	0,2000	431,1000
Canon minero en millones de nuevos soles	1 131	3	0,9000	8,7000	0,0000	424,9000
Población	1 131	3	14 704,4000	49 909,6000	184,0000	983 095,0000

Fuente: Elaboración propia.

### Cuadro A3.3

Descripción de la muestra para el modelo de organizaciones políticas, 2006 y 2010

Variable	Distritos	Años	Media	Desviación estándar	Mínimo	Máximo
Tasa de analfabetismo departamental	1 131	2	0,1000	0,1000	0,0000	0,2000
Nivel de pobreza departamental	1 131	2	46,2000	19,9000	8,7000	88,7000
Número de emergencias por provincia	1 131	2	31,4000	49,5000	0,0000	271,0000
Ingreso según el presupuesto inicial modificado en millones de nuevos soles	1 131	2	6,3000	19,3000	0,3000	431,1000
Canon minero en millones de nuevos soles	1 131	2	1,4000	10,7000	0,0000	424,9000
Población	1 131	2	15 126,2000	51 910,5000	184,0000	983 095,0000

Fuente: Elaboración propia.

# Un modelo estructuralista-keynesiano de determinación del tipo cambio real “óptimo” para el desarrollo económico brasileño: 1999-2015

André Nassif, Carmen Feijó y Eliane Araújo

## Resumen

El tipo de cambio real “óptimo” a largo plazo es aquel que, al redirigir eficientemente los recursos productivos hacia los sectores generadores y difusores de incrementos de productividad para la economía en general, tiende a acelerar y sostener el desarrollo económico. A diferencia de los modelos convencionales, se utiliza un modelo estructuralista-keynesiano para demostrar, teórica y empíricamente, que los factores que influyen en la trayectoria del tipo de cambio real a largo plazo y el distanciamiento del tipo de cambio real observado con respecto al tipo de cambio real “óptimo” para el desarrollo económico se explican, simultáneamente, por variables estructurales y variables influenciadas por la política macroeconómica a corto plazo. Las estimaciones econométricas relativas al período 1999-2015 muestran que, tras una prolongada tendencia de considerable apreciación real desde fines de 2005, el tipo de cambio real en el Brasil alcanzó su nivel “óptimo” a mediados de enero de 2016.

---

## Palabras clave

Desarrollo económico, ajuste estructural, convergencia económica, macroeconomía, tipos de cambio, política monetaria, modelos de desarrollo, modelos econométricos, Brasil

## Clasificación JEL

F30, F32, F39

## Autores

André Nassif es Profesor Adjunto del Departamento de Economía de la Universidad Federal Fluminense, Brasil. Correo electrónico: andrenassif27@gmail.com.

Carmen Feijó es Profesora Titular del Departamento de Economía de la Universidad Federal Fluminense, Brasil. Correo electrónico: cbfeijo@gmail.com.

Eliane Araújo es Profesora Asociada del Departamento de Economía de la Universidad Estadual de Maringá, Brasil. Correo electrónico: elianedearaujo@gmail.com.



# I. Introducción

En el Brasil, en el marco de un esfuerzo para construir una macroeconomía estructuralista del desarrollo, el profesor Luiz Carlos Bresser-Pereira ha insistido exhaustivamente en el papel preponderante del tipo de cambio real<sup>1</sup> en el proceso de desarrollo y convergencia económica (*catching up process*)<sup>2</sup> de los países en desarrollo (véase Bresser-Pereira, 2010)<sup>3</sup>. Evidentemente, no se trata de reducir el desarrollo económico —un fenómeno muy complejo en el que influyen no solo fuerzas económicas sino también históricas, sociales y culturales, entre otras— a una sola variable (el tipo de cambio real). Por el contrario, suponiendo que los diversos factores que influyen en el desarrollo actúen a su favor, el referido autor, en un libro recientemente publicado con sus coautores (Bresser-Pereira, Oreiro y Marconi, 2014), argumenta que un proceso de desarrollo se sostiene siempre que el país presente una tasa de inflación estable, una tasa de interés real media inferior a la tasa de rentabilidad real media sobre el capital, una tasa de salarios reales que aumente en consonancia con el incremento de la productividad de la economía y un tipo de cambio considerado “competitivo”<sup>4</sup>. Sin embargo, los autores destacan que el tipo de cambio real es el precio macroeconómico más importante entre todas esas variables, porque incide en todas las demás (incluida la tasa de inflación). O sea:

Las variables macroeconómicas clave son el déficit en cuenta corriente y el tipo de cambio (...). Las importaciones, las exportaciones, la tasa de inversión, la tasa de ahorro y la inflación dependen del tipo de cambio [real]. Las inversiones también, porque podemos pensar en el tipo de cambio [real] como en el interruptor de la luz que conecta a las empresas eficientes de un país con los mercados externos y con sus propios mercados internos o las desconecta de estos (Bresser-Pereira, Oreiro y Marconi, 2014, págs. 10 y 11).

No es casualidad que, en las experiencias exitosas de los países asiáticos donde ya se logró promover la convergencia económica a los niveles de ingresos per cápita y bienestar de los países desarrollados (en especial la República de Corea, la provincia china de Taiwán y Singapur) y donde todavía se sigue esa estrategia (como China y la India), las monedas nacionales difícilmente estén sobrevaloradas por un largo período de tiempo, como en el caso del Brasil en las últimas décadas<sup>5</sup>.

Curiosamente, en la literatura teórica internacional sobre desarrollo no se atribuye la debida importancia al tipo de cambio real como variable absolutamente estratégica<sup>6</sup>. No obstante, existe

<sup>1</sup> En este artículo se define el tipo de cambio como el precio nacional de una unidad de moneda extranjera (por ejemplo, el precio de 1 dólar en reales). Así, un aumento del tipo de cambio conlleva una depreciación de la moneda nacional, mientras que una reducción supone su apreciación.

<sup>2</sup> El problema de la convergencia económica, entendida como el emparejamiento de los países pobres a niveles de ingresos per cápita y bienestar similares a los de los países desarrollados, es central en la literatura clásica y neoclásica del desarrollo económico, no obstante los enfoques teóricos de estas dos corrientes sean radicalmente distintos. En el caso de la literatura clásica del desarrollo, véanse Rosenstein-Rodan (1943), Prebisch (1949), Lewis (1954), Myrdal (1957), Hirschman (1961) y Kaldor (1966), entre otros, y, en el de la neoclásica, véanse Solow (1956), Swan (1956), Romer (1986) y Lucas (1988), entre otros.

<sup>3</sup> Aunque algunos autores han reconocido su importancia (especialmente Kaldor, 1966 y 1978), la relación entre el tipo de cambio real y el desarrollo económico se ha evaluado en mayor medida mediante trabajos empíricos que análisis teóricos. Como se comenta más adelante, en diversos estudios empíricos recientes se concluyó que, *ceteris paribus*, los países en proceso de convergencia económica cuyas monedas permanecen ligeramente infravaloradas en términos reales tienden a acelerar el desarrollo económico. Véanse Rodrik (2008), Williamson (2008) y Berg y Miao (2010). Para el caso de los países en desarrollo véanse Gala (2008) y Araújo (2009).

<sup>4</sup> Un tipo de cambio “competitivo” es aquel que mantiene la moneda nacional ligeramente infravalorada con respecto al dólar (o a una canasta de monedas) en términos reales. Como se comenta más adelante, la evidencia empírica sugiere que un tipo de cambio “competitivo”, *ceteris paribus*, tiende a acelerar el desarrollo económico.

<sup>5</sup> Véanse Amsden (1989 y 2001), Nassif, Feijó y Araújo (2011) para el caso del Brasil y Nassif, Feijó y Araújo (2015a) para los casos de China y la India.

<sup>6</sup> Como observa Gala (2008, pág. 273), mientras que la literatura econométrica sobre este tema es relativamente abundante, los análisis teóricos sobre los canales por los cuales el nivel del tipo de cambio real podría afectar el desarrollo económico son muy escasos.

una vasta literatura empírica en la que se procura evaluar la relación entre la trayectoria del tipo de cambio real y el crecimiento económico a largo plazo. En un gran arsenal de estudios econométricos se concluye que, a menos que se trate del resultado “natural” del aumento de la productividad de los bienes comercializables con respecto a la de los bienes no comercializables (en especial los servicios) —fenómeno que capta el efecto Harrod-Balassa-Samuelson—, la sobrevaloración del tipo de cambio durante períodos prolongados de tiempo en países en desarrollo tiende a reducir el crecimiento económico a largo plazo (Razin y Collins, 1999; Dollar y Kraay, 2003; Prasad, Rajan y Subramanian, 2006; Gala, 2008).

Recientemente, en estudios empíricos más profundos, se mostró que no solo la sobrevaloración del tipo de cambio es perjudicial para el desarrollo económico, sino también que un tipo de cambio real ligeramente superior al tipo de cambio de equilibrio a largo plazo (una pequeña depreciación en términos reales) tiende a acelerarlo. Si bien esa conclusión empírica fue señalada en forma pionera por Rodrik (2008) y confirmada por Berg y Miao (2010), Williamson (2008, pág. 14), un especialista fidedigno en tipo de cambio real, también concluyó que la política óptima (en términos de maximización del crecimiento) es indudablemente una pequeña infravaloración. El énfasis de Williamson en el término “pequeña” no es gratuito, pues —evidentemente— una infravaloración muy acentuada con respecto al tipo de cambio real de equilibrio “neutro”, compatible con la paridad real del poder adquisitivo, tiende a reproducir procesos inflacionarios de forma más duradera<sup>7</sup>.

En Nassif, Feijó y Araújo (2011) se propuso una metodología teórica y econométrica de estimación de la trayectoria del tipo de cambio real a largo plazo en las economías en desarrollo. En ese estudio se introdujo el concepto de tipo de cambio real “óptimo” (o “competitivo”) a largo plazo —definido como aquel capaz de redirigir de forma eficiente los recursos de la economía hacia las industrias generadoras y difusoras de incrementos de productividad para la economía en general, acelerando y sosteniendo, *ceteris paribus*, el desarrollo económico— y (hasta donde se sabe, por primera vez en el Brasil) se lo estimó econométricamente. La evidencia empírica indica que dichas industrias corresponden al sector manufacturero, considerado el principal motor dinámico del crecimiento de la productividad, tanto de ese sector como de la economía en su conjunto, como subrayó en forma pionera Kaldor (1966), a partir de la regularidad empírica verificada originalmente por el economista holandés Verdoorn (1949)<sup>8</sup>.

El concepto de tipo de cambio real “óptimo” utilizado se aproxima al de tipo de cambio real de “equilibrio industrial”, propuesto por Bresser-Pereira (2010). De acuerdo con ese autor, el tipo de cambio de “equilibrio industrial” sería aquel capaz de mantener a las empresas operando en la vanguardia tecnológica compatible con el sector de actividad productiva al que pertenecen. Pese a las semejanzas, el tipo de cambio de “equilibrio industrial” no es exactamente igual al tipo de cambio real “óptimo” a largo plazo propuesto, pues, al estar ligeramente depreciado en relación con su respectiva trayectoria de equilibrio a largo plazo, este no es necesariamente un tipo de cambio de equilibrio (“industrial”, o incluso en relación con el equilibrio “neutro” de la paridad real del poder adquisitivo)<sup>9</sup>. Debido a que no tiene nada que ver con métodos de maximización o tipos de equilibrio, el término “óptimo” en el concepto adoptado aparece siempre entre comillas.

<sup>7</sup> Como mostraron Krugman y Taylor (1978), cuando un país corrige en forma abrupta y de una vez una sobrevaloración acentuada (por ejemplo, el Brasil a lo largo de 2015), los efectos inflacionarios y recesivos (porque se reduce el salario real) a corto plazo son inequívocos. Sin embargo, tan pronto como los agentes incorporan ese nuevo equilibrio de precios relativos, *ceteris paribus*, la tasa de rentabilidad real media sobre el capital empleado en las actividades productivas tiende a aumentar y, en consecuencia, el crecimiento económico y la productividad aumentan y se sostienen a largo plazo.

<sup>8</sup> Véase evidencia reciente de esa regularidad empírica (conocida como ley de Verdoorn-Kaldor) en América Latina en Ros (2014).

<sup>9</sup> Además, aunque en la estimación del tipo de cambio real de “equilibrio industrial” tampoco se incorporan métodos de maximización, el nivel de depreciación real resultante con respecto al tipo de cambio de equilibrio “neutro” a largo plazo puede ser muy elevado o no. En el concepto de tipo de cambio real “óptimo” propuesto, el nivel de depreciación real es ligeramente superior al del tipo de cambio de equilibrio “neutro” a largo plazo.

En el artículo se concluyó que el tipo de cambio real habría alcanzado su nivel “óptimo” (el tipo de cambio real a largo plazo estimado econométricamente, no el observado) en 2004 (media del período). En abril de 2011, cuando el tipo de cambio real “óptimo” debería ser de alrededor de 2,90 reales por dólar, en comparación con un nivel observado de apenas 1,59 reales por dólar, había una (mega) sobrevaloración del 82% con respecto al nivel competitivo necesario para sostener el proceso de desarrollo económico brasileño.

Visto que el real brasileño sufrió una rápida e intensa depreciación nominal a lo largo de 2015, este artículo tiene dos objetivos principales: i) refinar la discusión teórica del modelo estructuralista-keynesiano propuesto, a fin de distinguirlo de los modelos convencionales, tanto en relación con los aspectos teóricos y empíricos vinculados con la trayectoria del tipo de cambio real a largo plazo como con respecto a la desviación del tipo de cambio nominal observado del tipo de cambio real “óptimo” y ii) volver a estimar econométricamente el tipo de cambio real “óptimo” a largo plazo, con miras a determinar si el tipo de cambio nominal observado a inicios de enero de 2016 estaría por encima (infravalorado) o por debajo (sobrevalorado) de ese valor o si sería muy próximo o incluso igual a este. Así, en este trabajo se realiza un análisis crítico de los modelos convencionales de determinación del tipo de cambio real a largo plazo, así como de su nivel de desajuste (sección II), y, a continuación, se discute un modelo teórico estructuralista-keynesiano y se examinan las implicaciones para su estimación empírica (sección III). Por último, se procede a la estimación econométrica de la trayectoria del tipo de cambio real a largo plazo en el Brasil y del nivel considerado “óptimo” para el desarrollo económico (sección IV). El artículo finaliza con una conclusión (sección V).

## II. El modelo convencional de determinación del tipo de cambio real a largo plazo y el nivel de desajuste: un análisis crítico

La principal teoría sobre el comportamiento del tipo de cambio real a largo plazo (*REER*, del inglés *real exchange rate*) se basa en la hipótesis de la llamada paridad relativa del poder adquisitivo<sup>10</sup>. De acuerdo con esta hipótesis, para que el poder adquisitivo entre dos monedas (expresadas en una misma unidad monetaria común) se mantenga constante a lo largo del tiempo, el tipo de cambio nominal cotizado en el mercado (y expresado como el precio nacional de una unidad de moneda extranjera, por ejemplo el precio de 1 dólar en reales) debe corregirse por la diferencia entre las tasas de inflación nacional e internacional<sup>11</sup>. La variación del tipo de cambio real a lo largo del tiempo puede expresarse por:

$$RE\dot{R} = \dot{e} - (\dot{P} - \dot{P}^*) \quad (1)$$

en que *REER* es el tipo de cambio real; *e* es el tipo de cambio nominal; *P* es el nivel de precios interno y *P\** el nivel de precios externo, por ejemplo de los Estados Unidos. Como los puntos sobre las variables indican tasas instantáneas de variación en el tiempo, la ecuación (1) muestra que el aumento

<sup>10</sup> La hipótesis de la paridad real del poder adquisitivo fue desarrollada por Cassel (1918) y, desde entonces, pasó a ser la principal referencia teórica para evaluar el comportamiento del tipo de cambio real a largo plazo (véase, al respecto, Sarno y Taylor, 2002). Sin embargo, la evidencia empírica no confirma la validez de la referida hipótesis en la versión “absoluta” (véase Sarno y Taylor, 2002). A pesar de que la evidencia empírica tampoco es muy robusta con respecto a la validez de la paridad real del poder adquisitivo en su versión “relativa”, Rogoff (1996, pág. 647) comenta que la mayoría cree instintivamente en alguna variante de la paridad del poder adquisitivo como ancla para los tipos de cambio reales a largo plazo.

<sup>11</sup> Véase una excelente demostración matemática a partir de la hipótesis de la paridad absoluta del poder adquisitivo en Simonsen y Cysne (1995, págs. 99 y 100).

del tipo de cambio real a lo largo del tiempo (es decir, una depreciación real de la moneda nacional con respecto a la extranjera) debe ser igual al aumento del tipo de cambio nominal (o sea, a la depreciación nominal de la moneda nacional) menos el diferencial entre las tasas de inflación interna y externa.

Esa definición supone que un aumento de *REER* o *e* conlleva una depreciación de la moneda nacional en relación con la extranjera (respectivamente, real y nominal), mientras que una reducción de *REER* o *e* produce una apreciación de la moneda nacional en relación con la extranjera (respectivamente, real y nominal). El principal problema teórico se refiere a la determinación de las fuerzas que supuestamente llevan al tipo de cambio real a un determinado nivel de equilibrio a largo plazo, haciendo que este se iguale, en este caso, al tipo de cambio nominal considerado “neutro” desde el punto de vista competitivo (“neutro” con respecto a los beneficios que pueda significar para los productores nacionales que compiten con las importaciones, los exportadores y los importadores). De acuerdo con la teoría convencional, a excepción de eventuales choques nominales o reales, habría fuerzas “fundamentales” inherentes al propio sistema económico capitalista que llevarían al tipo de cambio nominal a converger a largo plazo hacia su nivel de equilibrio real (Taylor y Taylor, 2004)<sup>12</sup>. Toda desviación del tipo de cambio real de su nivel de equilibrio “fundamental” sería provocada transitoriamente por choques exógenos imprevistos (Razin y Collins, 1999).

No por casualidad, en las estimaciones empíricas convencionales de la trayectoria del tipo de cambio real y de su nivel de desajuste (infravaloración o sobrevaloración) con respecto al nivel de equilibrio a largo plazo, las dos fuerzas estructurales principales que tienden a influir en el tipo de cambio real en determinado país (es decir, a llevarlo a su nivel de equilibrio “fundamental”) son: i) la relación entre la variación de la productividad de los bienes comercializables con respecto a la de los bienes no comercializables y ii) el comportamiento de la relación de intercambio (*ToT*).

Con respecto a la primera fuerza estructural, una vez que, con el desarrollo económico, la productividad de los bienes comercializables tiende a crecer de forma más acelerada que la de los bienes no comercializables, la reducción de los precios relativos de los primeros en determinado país supone que su moneda tiende a apreciarse “naturalmente”. Este es el conocido efecto Harrod-Balassa-Samuelson, según el cual, como recuerdan Obstfeld y Rogoff (1996, cap. 4), los niveles de precios tienden a subir (o sea, el tipo de cambio real tiende a apreciarse) a medida que aumentan los ingresos per cápita de un país<sup>13</sup>.

El efecto esperado de la relación de intercambio en la trayectoria del tipo de cambio real es ambiguo. Baffes, Elbadawi y O’Connell (1999, pág. 413) sostienen (como la mayoría de los autores) que una mejora en la relación de intercambio aumenta los ingresos nacionales medidos en bienes importados; esto provoca un efecto gasto puro que incrementa la demanda de todos los bienes y aprecia el tipo de cambio real. Sin embargo, Edwards (1989) demuestra teóricamente que también puede producirse el efecto contrario: si el aumento de los ingresos derivado de la mejora en la relación de intercambio provoca una marcada sustitución de bienes no comercializables (sobre todo servicios) por bienes comercializables, el incremento de los precios relativos de estos últimos termina llevando a la depreciación de la moneda en términos reales. En otras palabras, según Edwards (1989), el impacto de la mejora en la relación de intercambio en el tipo de cambio real puede ser ambiguo: si prevalece el efecto renta se produce la apreciación de la moneda en términos reales, pero si prevalece el efecto de sustitución se observa su depreciación en términos reales<sup>14</sup>.

<sup>12</sup> De acuerdo con Taylor y Taylor (2004), la evidencia empírica muestra que, debido a la rigidez de los precios nominales, las variaciones del tipo de cambio nominal se transmiten de una a una al tipo de cambio real en un plazo muy corto. En otras palabras, una depreciación nominal provoca inmediatamente, y de manera relativamente proporcional, una depreciación real.

<sup>13</sup> Al traducirse a la forma econométrica, como se verá más adelante, el signo del coeficiente estimado de los ingresos per cápita (variable utilizada para captar el efecto Harrod-Balassa-Samuelson) es negativo, porque el aumento de los ingresos per cápita tiende a reducir (apreciar) el tipo de cambio real.

<sup>14</sup> El signo esperado del coeficiente estimado de la relación de intercambio en la ecuación econométrica de la sección III puede ser negativo, si prevalece el efecto renta, y positivo, si prevalece el efecto de sustitución.

Identificadas las dos principales fuerzas vinculadas con la trayectoria de equilibrio “fundamental” del tipo de cambio real, se procede a las estimaciones econométricas para medir el “desajuste” de los tipos de cambio (es decir, estimar en qué porcentaje el tipo de cambio nominal estaría sobrevalorado o infravalorado con respecto a su valor de equilibrio “fundamental”). En el enfoque convencional se tiende a vincular dicho desajuste con factores, variables y choques aleatorios imprevisibles, pero transitorios<sup>15</sup>. Según ese enfoque, un tipo de cambio real está desajustado cuando se desvía del nivel que prevalecería (es decir, del nivel compatible con los “fundamentos” económicos) en ausencia de rigidez de los precios, fricciones y otros factores a corto plazo, como sostienen Razin y Collins (1999, págs. 59-60). Si bien los modelos se distinguen en cuanto al grado de sofisticación, en las ecuaciones econométricas que procuran medir el grado de desajuste de los tipos de cambio, este se estima básicamente como la desviación del tipo de cambio real observado —que es el estimado, por ejemplo, por el Banco Central del Brasil, sobre la base de índices de tipos de cambio real asociados a la ecuación (1)— de la combinación lineal de un conjunto de variables tomadas como representativas de la trayectoria del tipo de cambio real de equilibrio a largo plazo (y asociadas a precios flexibles, o *flex-prices*). En la implementación econométrica, tales desviaciones están asociadas, en última instancia, a variables que representan choques a corto plazo más el término que representa el residuo de la regresión (Razin y Collins, 1999, págs. 65-67). En términos formales, en los modelos teóricos convencionales el tipo de cambio real se expresa de la siguiente forma (todas las variables se expresan en logaritmos, excepto la tasa de interés):

$$RER_t = g_t(y_t^s, d_t, i^*) + f_t(\lambda_m, \lambda_y) \quad (2)$$

en que el tipo de cambio real *RER* (todos los subíndices *t* representan el tiempo *t*) está determinado simultáneamente por dos conjuntos de factores: i) el primero, representado por la función *g* (...), incorpora básicamente variables “fundamentales” que, supuestamente, harían converger el tipo de cambio real hacia su nivel de equilibrio a largo plazo. Por eso, todas las variables contenidas en *g* son variables reales: *y<sup>s</sup>* es el producto real; *d* es la demanda agregada real e *i\** es la tasa de interés real mundial (compatible con la tasa de interés “natural” a largo plazo). Cabe señalar que, en un mundo caracterizado por una competencia perfecta y por la ausencia de cualquier tipo de rigidez de los precios nominales y de choques aleatorios imprevistos, el *RER* convergería naturalmente hacia *g* (...) a largo plazo, es decir, sería compatible con el nivel de equilibrio determinado por los fundamentos económicos.

Sin embargo, dadas las imperfecciones del mundo real, la teoría convencional atribuye a las variables contenidas en *f* (...) —ya sean choques monetarios (representados por  $\lambda_m$ ) o reales (representados por  $\lambda_y$ )— las causas del desajuste del tipo de cambio real con respecto a su nivel de equilibrio “fundamental” a largo plazo.

Así, para estimar econométricamente la trayectoria del tipo de cambio real a largo plazo, así como el desajuste respecto de su nivel de equilibrio, la ecuación (2) se traduce a la siguiente forma (véase Razin y Collins, 1999, págs. 64-65)<sup>16</sup>.

<sup>15</sup> La principal consecuencia normativa de este enfoque, según el cual los choques que desvían el tipo de cambio real de su nivel de equilibrio a largo plazo son transitorios, es que el régimen de cambio más apropiado es el de flotación pura (o casi pura).

<sup>16</sup> Es importante mostrar las representaciones teóricas y econométricas de determinación del tipo de cambio real a largo plazo y el método de estimación del desajuste de los tipos de cambio en los modelos convencionales porque ambos ayudan a delimitar la diferencia radical de esos modelos, no solo con respecto al modelo teórico estructuralista-keynesiano que se propone a continuación, sino también a la metodología de estimación del desajuste aplicada en este trabajo.



$$RER_t = \alpha W_t + \beta Z_t + \varepsilon_t \quad (3)$$

Variables "fundamentales"  
(determinan el tipo de  
cambio real a largo plazo)

Variables de choques a corto  
plazo más el término que  
representa el residuo de la  
regresión (determinan el desajuste  
de los tipos de cambio)

en que  $RER$  es el tipo de cambio real observado (expresado en logaritmo),  $W$  es un conjunto de variables que captan factores de equilibrio "fundamentales" a largo plazo;  $Z$  es un conjunto de variables de choques a corto plazo que, junto con el término que representa el residuo  $\varepsilon$ , explica el desajuste de los tipos de cambio<sup>17</sup>.

### III. La determinación del tipo de cambio real a largo plazo y la desviación del nivel "óptimo" para el desarrollo: un modelo estructuralista-keynesiano

En esta sección se presenta un modelo estructuralista-keynesiano, en el que la trayectoria del tipo de cambio real a largo plazo y la desviación del tipo de cambio real observado de su nivel de equilibrio "neutro" y de nivel "óptimo" (como se definió anteriormente) se explican simultáneamente por variables a largo plazo asociadas a la estructura de la economía y por variables directa o indirectamente asociadas a la política macroeconómica a corto plazo (o sea, variables en la esfera de acción de los encargados de la formulación de políticas, ya sea para lidiar con las vicisitudes de los ciclos económicos a corto plazo o para controlar la inflación). En particular, en el modelo estructuralista-keynesiano que se presenta a continuación, la política macroeconómica a corto plazo (especialmente la política monetaria y el régimen de cambio) influye, en gran medida y de forma duradera, en el desajuste del tipo de cambio real observado con respecto a su nivel "óptimo".

En este modelo teórico, tanto la trayectoria del tipo de cambio real a largo plazo como la desviación del tipo de cambio real observado con respecto al nivel "óptimo" pueden representarse mediante la siguiente ecuación:

$$RER_t = g_t(struct_{pt}) + m_t(cp_t) \quad (4)$$

Todas las variables del lado derecho de la ecuación (estructurales y a corto plazo) determinan la trayectoria del tipo de cambio a largo plazo y el desajuste del tipo de cambio real observado en relación con su nivel "óptimo".

en que el componente  $g$  está formado por un conjunto de variables estructurales ( $struct_{pt}$ ) que influyen en el tipo de cambio real a largo plazo (en especial, los ingresos per cápita  $Y$  —que capta el efecto Harrod-Balassa-Samuelson, como se señaló anteriormente—, la relación de intercambio  $ToT$  y los saldos en cuenta corriente de la balanza de pagos  $CC$ ), mientras que el componente  $m$  se refiere a un conjunto de variables directa o indirectamente influenciadas por la política macroeconómica a corto

<sup>17</sup> No por casualidad, la estimación del desajuste de los tipos de cambio en los modelos convencionales se expresa por la diferencia entre el lado izquierdo y el primer componente del lado derecho de la ecuación (3).

plazo ( $cp$ )<sup>18</sup>. En el modelo econométrico propuesto, que se detalla en la próxima sección, las variables a corto plazo relevantes son el diferencial entre las tasas de interés nominales a corto plazo interna  $i$  y externa  $i^*$  (*IDIFER*), el acervo de reservas internacionales (*RI*) y la prima de riesgo país (*CR*).

Dos aspectos singulares permiten distinguir el modelo propuesto de los modelos convencionales de determinación del tipo de cambio real a largo plazo. El primero es que, si bien las variables contenidas en el componente  $g$  son similares a las que influyen en las variables llamadas “fundamentales” de los modelos convencionales, el modelo propuesto rechaza la hipótesis de que estas siempre hacen converger el tipo de cambio real hacia su nivel de equilibrio a largo plazo. Esto significa que las fuerzas de mercado pueden llevar o no el tipo de cambio real a su nivel “óptimo” a largo plazo, pero si eso ocurre habrá sido a causa del azar o de ajustes del tipo de cambio rápidos e intensos en períodos de crisis (por ejemplo, como ocurrió en el Brasil después del ataque especulativo de 1999 y, más recientemente, como parece haber sido el caso de los acontecimientos de 2015, como muestran los resultados empíricos de la sección IV). Si las fuerzas de mercado no siempre son eficientes para promover el ajuste o evitar desajustes considerables de los tipos de cambio (especialmente sobrevaloraciones), la principal consecuencia normativa es que los encargados de la formulación de políticas deben empeñarse no solo para evitar la volatilidad, sino también para impedir que el tipo de cambio real se desvíe de su nivel “óptimo” o inicie una tendencia de apreciación real. En otras palabras, en lugar de un régimen de flotación pura o sucia, el régimen de cambio más apropiado es el de flotación administrada, que —como mostraron Aizenman, Chinn e Ito (2010)— se aplica en la mayoría de los países en desarrollo de Asia.

El segundo aspecto que distingue los dos modelos es que, mientras que en los modelos convencionales solo las variables asociadas a choques a corto plazo son responsables de desajustar el tipo de cambio real con respecto a su nivel de equilibrio a largo plazo, en el modelo estructuralista-keynesiano propuesto todos los componentes del lado derecho de la ecuación (4) pueden explicar simultáneamente el desajuste del tipo de cambio, ya sea con respecto a su nivel de equilibrio o al tipo de cambio real “óptimo” a largo plazo, como se muestra en los cuadros de texto insertados debajo de la referida ecuación.

Esto significa que el procedimiento econométrico propuesto para estimar la desviación del tipo de cambio “óptimo” con respecto al tipo de cambio real observado también difiere de la metodología convencional. Mientras esta última estima la desviación mediante la diferencia entre los tipos de cambio real observados y los tipos de cambio a largo plazo estimados compatibles con el equilibrio “fundamental” (por lo tanto, la desviación estaría influenciada por los coeficientes asociados a las variables de choque a corto plazo más el término de error de la regresión), el procedimiento de cálculo de la desviación propuesto consiste, en primer lugar, en utilizar la técnica del filtro de Hodrick-Prescott para estimar la tendencia a largo plazo de la serie, para luego, tomando la serie de tendencia, elegir un período de referencia (el análisis de los criterios de elección se presenta en la sección IV) para el cálculo de la desviación del tipo de cambio real observado en relación con el tipo de cambio real “óptimo” estimado.

En síntesis, el modelo propuesto se denomina estructuralista porque acepta la hipótesis de que la trayectoria del tipo de cambio real a largo plazo está afectada por variables estructurales, en especial por las variaciones observadas entre los niveles de productividad de los bienes comercializables con respecto a los no comercializables y por la relación de intercambio. Al mismo tiempo, se trata de un modelo keynesiano porque, sobre la base de la propuesta de Keynes (2003, especialmente el cap.12) de que el largo plazo no es más que la suma de acontecimientos que tuvieron lugar en

<sup>18</sup> En la forma econométrica, que se presenta en la sección IV, el término que representa el residuo de la regresión se agrega al lado derecho de la ecuación econométrica que representa la ecuación teórica (4) del modelo propuesto. Esto significa que ese término, junto con las variables que representan el componente estructural y de políticas a corto plazo, también influirá en la trayectoria del tipo de cambio real a largo plazo y en la desviación del tipo de cambio real observado con respecto al nivel “óptimo”.

sucesivos períodos de corto plazo, se rechaza la hipótesis convencional que distingue tipos de cambio reales de equilibrio a corto y largo plazo<sup>19</sup>. Haciendo un retrato impresionista, eso significa que tanto el nivel como la trayectoria de los tipos de cambio reales a corto y largo plazo son dos caras de la misma moneda<sup>20</sup>.

En efecto, de acuerdo con la teoría keynesiana, los tipos de cambio reales están fuertemente influenciados por flujos netos de capital a corto plazo (Kaltenbrunner, 2008 y 2010), especialmente en una economía caracterizada por una gran apertura financiera global. No es una casualidad que, pese a vivir en un mundo que todavía no estaba dominado por la globalización financiera, Keynes (1923) observara el intenso movimiento de capitales a corto plazo que siguió a la Primera Guerra Mundial y a la caída del patrón oro —inducida, a su vez, por los aumentos defensivos de las tasas de interés a corto plazo en los países del “centro”, en especial Inglaterra— y reconociera que dichos flujos financieros en la arena internacional eran el principal mecanismo de transmisión de los diferenciales de interés a corto plazo entre países al tipo de cambio real.

## IV. Estimación econométrica de la trayectoria y del nivel “óptimo” del tipo de cambio real a largo plazo

La especificación econométrica del modelo de determinación de la trayectoria del tipo de cambio real a largo plazo se expresa como:

$$\ln RER_t = c_0 + \alpha_1 \ln Y_t + \alpha_2 \ln ToT_t + \alpha_3 \ln CC_t + \beta_1 (\ln IDIFER)_t + \beta_2 (\ln IDIFER)_{t-2} + \beta_3 \ln RI_t + \beta_4 \ln CR_t + \varepsilon_t \quad (5)$$

en que (todas las variables del modelo se expresan en logaritmos): *RER* es el tipo de cambio real observado; *Y* es el PIB real per cápita en dólares; *ToT* es la relación de intercambio; *CC* es el saldo en cuenta corriente expresado como proporción del PIB<sup>21</sup>; *IDIFER* es el diferencial entre la tasa de interés a corto plazo nacional (permuta financiera prefijada a 360 días) y la tasa de interés a corto plazo internacional (tasa objetivo de los fondos federales de los Estados Unidos, tomada como representativa de la tasa de interés a corto plazo externa); *IDIFER*<sub>*t-2*</sub> es la variable anterior rezagada en dos períodos<sup>22</sup>; *RI* es el acervo de reservas internacionales brasileñas expresadas como proporción del PIB; *CR* es la prima de riesgo del Brasil, representada por el índice de bonos de mercados emergentes (EMBI) relativo al Brasil de JP Morgan<sup>23</sup>;  $\varepsilon$  es el término de error de la regresión y los

<sup>19</sup> Véase también Hahn (1984).

<sup>20</sup> Por lo tanto, si bien las variables estructurales como la evolución de la productividad y la relación de intercambio continúen entendiéndose como variables a largo plazo, están también fuertemente influenciadas por las políticas económicas a corto plazo. Por eso, nuevamente se insiste en que el largo plazo no es más que el resultado de una sucesión de acontecimientos a corto plazo (influenciados a su vez por políticas económicas a corto plazo).

<sup>21</sup> Conforme Bogdanski, Tombini y Werlang (2000), cuando los saldos en cuenta corriente (*CC*), presentaron signos negativos se debió agregar un número positivo para poder aplicar la forma logarítmica. En esos casos se adoptó el siguiente procedimiento:  $CC = 1 + CC$ .

<sup>22</sup> La incorporación del diferencial de interés rezagado en un período en la ecuación econométrica propuesta se justifica porque, dada la tasa de interés externa y suponiendo que todo lo demás permanece constante, un aumento de la tasa de interés interna a corto plazo tiende a estimular la entrada neta de capitales a corto plazo, para posteriormente (es decir, con algún rezago temporal), apreciar la moneda nacional en términos nominales y reales.

<sup>23</sup> La elección del EMBI como medida apropiada para evaluar el riesgo país del Brasil está refrendada por el Banco Central del Brasil (2015), según el cual los indicadores diarios más utilizados en el mercado para esa finalidad (medir el riesgo de crédito de los inversionistas extranjeros en el Brasil) son el EMBI+Br y el Credit Default Swap (CDS, contrato de permuta de riesgo de crédito) del Brasil.

subíndices  $t$  son la referencia temporal (en el modelo econométrico propuesto se refiere a un mes). Mientras las tres primeras variables del lado derecho de la ecuación (5) son las variables estructurales (o sea, los ingresos per cápita  $Y$ , la relación de intercambio  $ToT$  y el saldo en cuenta corriente ( $CC$ )), las demás son variables asociadas a la política económica a corto plazo. Las fuentes de la base de datos del análisis, que cubre el período de enero de 1999 a julio de 2015, se describen en el anexo A1.

La elección de las variables del modelo no es arbitraria, pues se observa en gran parte de los modelos de determinación del tipo de cambio real (véanse, por ejemplo, Helmers, 1988; Edwards, 1988; Calvo, Leiderman y Reinhart, 1993; Rodrik, 2008; Berg y Miao, 2010). Sin embargo, cabe subrayar que, aún así, tanto las variables estructurales como las variables de política económica a corto plazo seleccionadas están claramente afinadas con el modelo teórico propuesto. En efecto, en una perspectiva a largo plazo, la evolución de los ingresos per cápita, la relación de intercambio y los saldos en cuenta corriente figuran como las variables estructurales más importantes de un país como el Brasil, cuya estructura productiva y exportadora depende en gran medida de los bienes intensivos en recursos naturales y que ha basado su estrategia de desarrollo en las últimas décadas en la captación de “ahorro externo” (déficits en cuenta corriente)<sup>24</sup>. En una perspectiva a corto plazo, en la literatura keynesiana (véanse Harvey, 2006, y Kaltenbrunner, 2008) se sugiere que las variables de política elegidas (el diferencial de interés, el acervo de reservas internacionales y el riesgo país) son las más relevantes para captar sus efectos directos e indirectos en el tipo de cambio real en una economía sumamente abierta al movimiento de capitales externos, como es el caso del Brasil a lo largo del período analizado.

El modelo propuesto se distingue de los modelos convencionales por el tratamiento teórico y empírico de la determinación del tipo de cambio real a largo plazo y de su nivel de desajuste (en este caso, desajuste con respecto al nivel “óptimo” para el desarrollo económico), como se describió en las secciones anteriores. Antes de proceder a las pruebas estadísticas y a la implementación del modelo econométrico, conviene analizar los signos esperados de los coeficientes estimados de las variables del modelo, que figuran, de forma resumida, en el cuadro 1.

### Cuadro 1

Modelo estructuralista-keynesiano de determinación del tipo de cambio real a largo plazo: signos esperados de los coeficientes estimados de las variables del modelo

VARIABLES DEL MODELO	Signo esperado del coeficiente estimado
Ingresos per cápita ( $Y$ )	-
Relación de intercambio ( $ToT$ )	Ambiguo (+ o -)
Saldo en cuenta corriente ( $CC$ )	+
Diferencial entre tasas de interés interna y externa ( $IDIFER$ )	Ambiguo (+ o -, respectivamente, a cortísimo y corto o medio plazo)
Acervo de reservas internacionales ( $RI$ )	Ambiguo (+ o -)
Prima de riesgo país ( $CR$ )	+

Fuente: Elaboración propia.

Los signos esperados de los coeficientes estimados con respecto a los ingresos per cápita ( $Y$ ) y a la relación de intercambio ( $ToT$ ) se justificaron en la sección II. El signo esperado de los coeficientes relacionados con los saldos de la balanza de pagos en cuenta corriente ( $CC$ ) es positivo, porque —como se señala en la literatura teórica— los saldos tendencialmente superavitarios de

<sup>24</sup> Si bien no hay datos desagregados sobre el período más reciente, Nassif (2008, cuadro 1, pág. 87) computaba en 2004 una participación del 40,1% del valor agregado de los segmentos manufactureros intensivos en recursos naturales en el total del producto manufacturero brasileño (en comparación con el 32,7% en 1996). Bresser-Pereira, Nassif y Feijó (2016, cuadro 2, pág. 26) calculan que las exportaciones de productos primarios y manufacturados intensivos en recursos naturales (productos básicos) aumentaron al 62,1% en 2014 (en comparación con el 40,3% en 2000). Con respecto a la insistencia brasileña en “financiar” su desarrollo mediante entradas netas de “ahorro externo”, véanse Bresser-Pereira y Nakano (2003) y Bresser-Pereira, Nassif y Feijó (2016).

esa variable a largo plazo están asociados a una moneda depreciada en términos reales. El signo esperado del coeficiente relativo al diferencial de interés es ambiguo: si bien por una parte, a cortísimo plazo, dada la tasa de interés externa, un aumento de la tasa de interés interna a corto plazo puede depreciar la moneda (signo positivo) por el canal de las expectativas (“temor a la flotación”, en este caso “temor de depreciar”, como sostienen Calvo y Reinhart, 2002), por otra parte, a corto y mediano plazo, un aumento de la tasa de interés nacional (dada la tasa de interés externa) tiende a, *ceteris paribus*, estimular las entradas netas de capital y, por consiguiente, a apreciar la moneda en términos reales (signo negativo). El signo del coeficiente esperado de la variable asociada al acervo de reservas internacionales también es ambiguo: el aumento de las reservas externas a lo largo del tiempo significa que el gobierno está haciendo intervenciones de compra en el mercado de cambio a la vista con el fin de, entre otros objetivos, reducir una eventual tendencia de apreciación o incluso inducir una mayor depreciación (signo positivo). Sin embargo, un elevado acervo de reservas puede reducir, *ceteris paribus*, la prima de riesgo país, estimular de esa manera entradas netas de capital y, en consecuencia, apreciar la moneda nacional en términos reales (signo negativo). Es bien sabido que el signo esperado de la prima de riesgo país es positivo, pues su aumento puede estimular la fuga de capitales y, en consecuencia, la depreciación de la moneda nacional en términos reales (signo positivo).

La primera etapa del análisis empírico fue la implementación de las pruebas de raíz unitaria de Dickey-Fuller aumentada y de Phillips-Perron. Los resultados indican que todas las series son integradas de orden 1, es decir, no estacionarias en nivel pero estacionarias en primera diferencia.

Además de la estacionariedad, es importante considerar también la posibilidad de endogeneidad entre las variables del modelo, porque esta última, al violar la suposición del modelo de mínimos cuadrados ordinarios (MCO) de que el residuo no debe estar correlacionado con las variables explicativas de la regresión, produciría estimadores de MCO sesgados, inconsistentes e ineficientes, comprometiendo el análisis inferencial.

Sin embargo, como mostraron Baffes, Elbadawi y O’Connell (1999, cap. 10), incluso las pruebas de exogeneidad más relevantes, como por ejemplo la propuesta por Engle, Hendry y Richard (1983), no siempre pueden resolver problemas de endogeneidad cuando ocurren cambios en la distribución marginal de las variables explicativas. Aún así, la prueba de cointegración de Johansen (1988) es muy potente para tratar el problema de la endogeneidad en modelos con más de una variable endógena, no solo porque considera como endógenas a todas las variables en el proceso de estimación, sino porque determina simultáneamente la relación de equilibrio entre ellas.

Debido a que las variables no son estacionarias y poseen un mismo orden de integración, es posible emplear la prueba de cointegración propuesta por Johansen (1988) e investigar si existe una relación estable a largo plazo entre ellas. Como la prueba indicó la existencia de un vector de cointegración entre las series, es posible asegurar la existencia de una relación estable a largo plazo entre las variables del modelo<sup>25</sup>.

Al saber que las series son no estacionarias y cointegradas, es posible estimar la ecuación (5) utilizando el método de mínimos cuadrados ordinarios (MCO) y el modelo de vectores de corrección de errores (VEC)<sup>26</sup>. En el cuadro 2 se presentan los resultados del modelo econométrico. Cabe notar que todos los coeficientes estimados fueron estadísticamente significativos y presentaron los signos esperados resumidos en el cuadro 1. Es importante recalcar que mientras el diferencial de interés se incorporó a la ecuación econométrica (5) por razones económicas (véase la nota a pie de

<sup>25</sup> Los resultados de todas las pruebas descritas en esta sección pueden solicitarse a los autores mediante correo electrónico.

<sup>26</sup> De acuerdo con Hamilton (1994), si las series del modelo poseen esas características, el método de MCO continúa siendo un estimador muy consistente. Véase una demostración formal a este respecto en Hamilton (1994, pág. 587).

página núm. 14), algunas variables del modelo se rezagaron uno o dos períodos (meses) por razones meramente econométricas. En efecto, debido a que las variables seleccionadas son mensuales, es lícito suponer que las variables explicativas estructurales y de política económica no causen efectos en el tipo de cambio real en períodos tan cortos (apenas un mes), de modo que es razonable esperar que el modelo se ajuste mejor a los datos cuando estos se incorporen con algún rezago temporal.

### Cuadro 2

Brasil: modelos estimados del tipo de cambio real a largo plazo, 1999-2015  
(Variable dependiente: tipo de cambio real (RER))

Variable	Variable	Coeficiente MCO		Coeficiente VEC	
		(Estadística <i>t</i> entre corchetes)		Variable	(Estadística <i>t</i> entre corchetes)
<i>C</i>	Constante	6,650088*** [10,41783]		<i>C</i>	5,9805***
<i>lnY-2</i>	Log del PIB per cápita	-0,33637*** [-7,61376]		<i>lnY-3</i>	-0,763422*** [-7,93942]
<i>lnTOT</i>	Log de la relación de intercambio	-0,26492** [-1,91535]		<i>lnTOT-1</i>	-0,454013* [-1,69178]
<i>lnCC-1</i>	Log del saldo en cuenta corriente/PIB	0,068764*** [4,538101]		<i>lnCC-1</i>	0,085584*** [2,34562]
<i>Ln(IDIFER)</i>	Log del diferencial de interés a corto plazo	0,296203** [2,320963]		<i>Ln(IDIFER)</i>	- -
<i>Ln(IDIFER)-2</i>	Log del diferencial de interés a corto plazo rezagado	-0,24448** [-2,0114]		<i>Ln(IDIFER)-2</i>	-0,26921** [-4,41106]
<i>lnRI-1</i>	Log del acervo de reservas internacionales/PIB	0,223979*** [6,6185]		<i>lnRI-1</i>	0,167482** [2,37291]
<i>lnCR</i>	Log de la prima de riesgo del Brasil	0,039893* [1,70786]		<i>lnCR-1</i>	0,372263*** [5,96244]

**Fuente:** Elaboración propia.

**Nota:** Modelo MCO: R2: 0,839; R2 ajustado: 0,833; estadístico de Durbin-Watson: 1,833; estadístico *F*: 141,169; Prob (prueba *F*): 0,000; número de observaciones: 197 después de los ajustes. La variable *IDIFER* se incluyó en nivel y con dos rezagos; las variables *CC* y *RI* se incluyeron con un rezago y la variable *Y* con dos rezagos. Modelo VEC: 3 rezagos; número de observaciones: 193 después de los ajustes. Las variables *TOT*, *CC*, *RI* y *CR* se incluyeron con un rezago; *IDIFER* con dos rezagos e *Y* con tres rezagos.

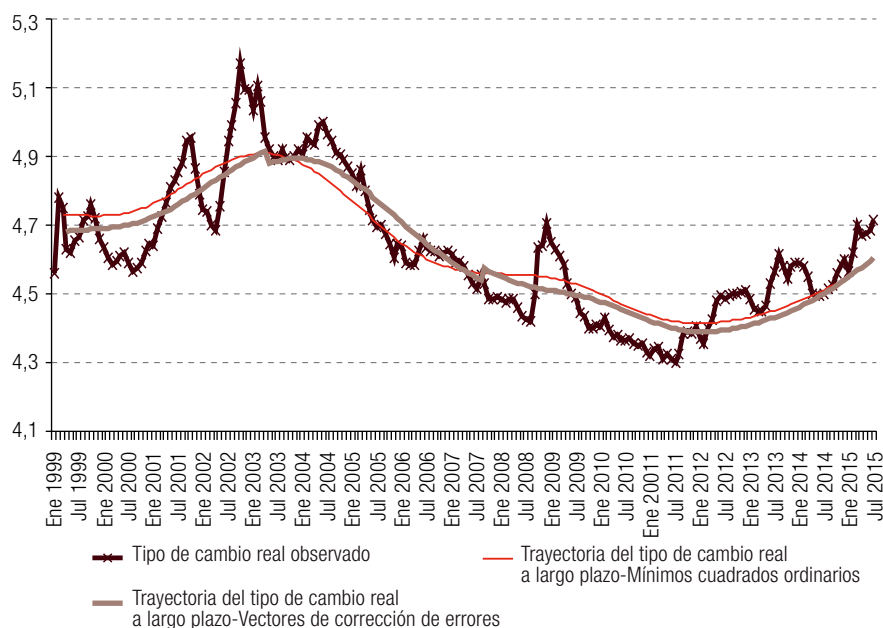
\*\*\* significativo al 1%; \*\* significativo al 5%; \* significativo al 10%.

Los resultados muestran que los ingresos per cápita, la relación de intercambio y el diferencial entre las tasas de interés a corto plazo interna y externa fueron las variables cuyos coeficientes estimados presentaron las mayores magnitudes para explicar la trayectoria del tipo de cambio real en el Brasil entre 1999 y 2015. En otras palabras, el modelo econométrico propuesto sugiere que la trayectoria del tipo de cambio real en el Brasil entre enero de 1999 y julio de 2015 — que se mantuvo tendencialmente apreciada en la mayor parte del período, como se muestra en el gráfico 1 — fue afectada tanto por variables estructurales de la economía brasileña (como la evolución de los ingresos per cápita, que capta el efecto Harrod-Balassa-Samuelsón, y la relación de intercambio, que fue muy favorable al Brasil en gran parte del período analizado), como por variables directamente ligadas a la política macroeconómica a corto plazo (los elevados diferenciales de interés practicados en el Brasil en las últimas décadas estimularon entradas netas excesivas de capitales a corto plazo en los períodos de bonanza económica y elevada liquidez internacional y acabaron por apreciar tendencialmente la moneda brasileña en términos reales)<sup>27</sup>.

<sup>27</sup> Cabe señalar que esas dos variables estructurales, los ingresos per cápita y la relación de intercambio, fueron parcialmente responsables de la tendencia a largo plazo de apreciación de la moneda brasileña en términos reales, como se prevé en la teoría económica.

Los coeficientes del modelo econométrico se utilizan para estimar la tendencia a largo plazo del tipo de cambio real ( $\hat{R}\hat{E}R$ ). Este resultado se compara entonces con el tipo de cambio real observado para construir un índice que permita evaluar si este último está sobrevalorado, infravalorado o en equilibrio con respecto al nivel “óptimo” estimado. Conforme la sugerencia de Edwards (1989) y Alberola (2003), en este estudio se utiliza la técnica del filtro de Hodrick-Prescott para estimar  $\hat{R}\hat{E}R$ . En el gráfico 1 se muestran el tipo de cambio real observado (o sea, el  $RER$  divulgado periódicamente por el Banco Central del Brasil, cuya fuente se detalla en el anexo A1) y la trayectoria de los tipos de cambio reales a largo plazo estimados de acuerdo con los dos modelos utilizados (MCO y VEC). Tanto los tipos de cambio reales observados como los estimados están, por ahora, expresados en logaritmos.

**Gráfico 1**  
Brasil: tipos de cambio reales observados y tipos de cambio reales a largo plazo estimados, enero de 1999 a julio de 2015  
(En logaritmos)



**Fuente:** Elaboración propia.

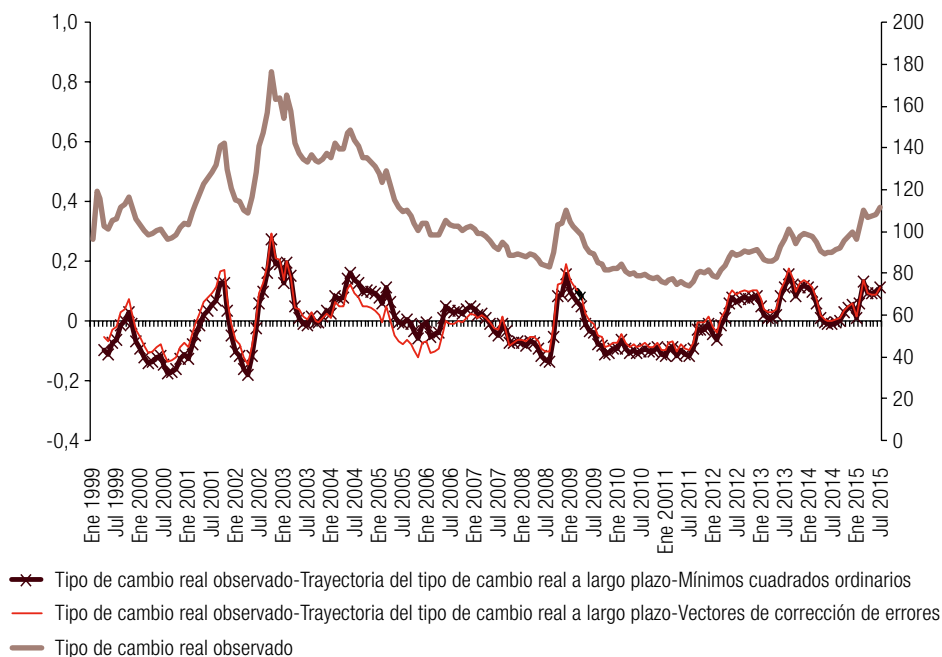
Los resultados robustos de las estimaciones pueden confirmarse no solo por el nivel de significación de los coeficientes estimados (detallados en el cuadro 2), sino también por la superposición de las trayectorias de los tipos de cambio estimados con los dos modelos de estimación, que indica resultados bastante similares, tanto en la estimación por MCO como en la estimación por VEC. También cabe señalar la elevada correlación entre las trayectorias de los tipos de cambio estimados (en los dos modelos) y las de los tipos de cambio reales observados. Los dos modelos estimados sugieren que el tipo de cambio real en el Brasil comenzó una trayectoria de apreciación entre fines de 2003 e inicios de 2004, no obstante en ese último año el tipo de cambio real observado todavía registrara un nivel de infravaloración significativo, como puede apreciarse en el gráfico 2.

El gráfico 2 permite comparar las trayectorias de los tipos de cambio reales observados con los tipos de cambio reales a largo plazo estimados según los dos modelos (MCO y VEC).



Gráfico 2

Brasil: tipos de cambio reales observados y niveles de infravaloración o sobrevaloración con respecto a los tipos de cambio reales estimados, enero de 1999 a julio de 2015



**Fuente:** Elaboración propia, sobre la base de la metodología descrita, para los tipos de cambio reales estimados, y Banco Central del Brasil, para los tipos de cambio reales observados (véase el anexo A1).

**Nota:** i) Los tipos de cambio reales observados (representados en las líneas superiores del gráfico) están expresados en números índices indicados en el eje vertical derecho (media de 2000=100): un valor superior a 100 indica infravaloración del real con respecto al año base, mientras que un valor inferior a 100 indica sobrevaloración con respecto al mismo año base (media de 2000).  
 ii) Los porcentajes de infravaloración y sobrevaloración (representados en las líneas inferiores del gráfico) se calcularon como la diferencia entre el tipo de cambio real observado (RER) y las tendencias a largo plazo de los tipos de cambio reales estimados por los dos modelos (RÉR). Si este resultado es superior a 0, existe una infravaloración estimada del real brasileño, mientras que si es inferior a 0, existe una sobrevaloración estimada. Estos resultados, expresados en porcentajes, se indican en el eje vertical izquierdo del gráfico.

En lo que se refiere a los tipos de cambio reales a largo plazo estimados por ambos modelos (indicados mediante las dos líneas superpuestas en la parte inferior del gráfico 2), los resultados inferiores a 0,00 indican sobrevaloración (en porcentajes) de los tipos de cambio observados con respecto a los tipos de cambio reales estimados, mientras que los resultados superiores a 0,00 indican infravaloración con respecto a estos. En cuanto al tipo de cambio real observado (*RER*, indicado por la línea punteada en la parte superior del gráfico 2), los índices por debajo de 100 significan sobrevaloración con respecto a la media de 2000 (que es, por hipótesis, igual a 100, y corresponde al año en que se supone que el tipo de cambio real observado estaría en equilibrio, de acuerdo con el Banco Central del Brasil), mientras que los índices por encima de 100 denotan infravaloración con respecto a la media de 2000.

Una vez estimada la trayectoria de los tipos de cambio reales de acuerdo con los dos modelos, cabe finalmente describir la metodología para la determinación del tipo de cambio real “óptimo”. Esto se lleva a cabo estableciendo el período en que el tipo de cambio real en el Brasil habría alcanzado su nivel “óptimo” para el desarrollo económico, de acuerdo con el concepto presentado al comienzo de este artículo. Una vez establecido ese período, es posible finalmente concluir si el tipo de cambio nominal medio vigente en la primera quincena de enero de 2016 (fase de conclusión de este trabajo) estaría sobrevalorado, infravalorado o sería igual a su nivel “óptimo”.



El criterio para la elección del período en que el tipo de cambio real alcanzó el nivel “óptimo” para el desarrollo económico del Brasil contemporáneo debe cumplir con tres condiciones simultáneas: i) en consonancia con los estudios empíricos recientes mencionados, según los cuales la moneda nacional de un país en desarrollo debe estar ligeramente infravalorada (o sea, debe presentar una pequeña desvalorización real con respecto al dólar estadounidense o a una canasta de monedas de los principales socios comerciales externos), el período elegido debe corresponder a una fase en que el tipo de cambio estimado (no el observado) esté un poco (pero no muy) infravalorado (apenas por encima de 0,00 en el gráfico 2)<sup>28</sup>, ii) el período elegido debe corresponder a una fase en que los indicadores macroeconómicos sean relativamente sólidos, especialmente con respecto al saldo en cuenta corriente, que debe estar equilibrado o ser superavitario y iii) el período elegido debe estar comprendido en una fase en que el tipo de cambio real observado no esté sobrevalorado (el índice no debe estar por debajo de 100 en el gráfico 2).

Siguiendo el criterio propuesto, es necesario descartar todos los períodos en que los tipos de cambio reales estimados u observados estuvieran sobrevalorados (enero de 2010 a enero de 2012, solo para citar un ejemplo)<sup>29</sup>. Asimismo deben descartarse los períodos en que el tipo de cambio real estimado haya estado excesivamente infravalorado, como, por ejemplo, el período entre abril de 2002 y abril de 2003 (pues las depreciaciones excesivas del tipo de cambio pueden tener efectos más permanentes en la inflación)<sup>30</sup>. El período de abril de 2012 a abril de 2013 también debe descartarse porque, si bien el tipo de cambio estimado presentaba una pequeña infravaloración (media del 7% en el período, de acuerdo con los dos modelos estimados) —satisfaciendo la primera condición— el tipo de cambio real observado estaba sobrevalorado (índice de cambio real medio de 95,70) y los indicadores macroeconómicos del país mostraban signos de deterioro aún mayores<sup>31</sup>.

Una inspección más detallada del gráfico 2 permite concluir que el tipo de cambio real “óptimo” se alcanzó en algún momento entre junio de 2003 y abril de 2005, el único período que cumple simultáneamente con las tres condiciones señaladas. En esa fase la economía brasileña se encontraba en el proceso final de ajuste macroeconómico que se estaba implementando desde mediados de 1999 y presentaba tasas de crecimiento más altas y saldos superavitarios en cuenta corriente<sup>32</sup>. Además, el tipo de cambio real medio estimado según los dos modelos indicaba una pequeña infravaloración del 5,05% y, por último, el índice del tipo de cambio real medio observado no presentaba ningún

<sup>28</sup> Barbosa-Filho y otros (2010) afirman que un modelo teórico estructuralista y la evidencia del Brasil (1996-2009) sugieren que existe un nivel de tipo de cambio óptimo que maximiza el crecimiento. En su estudio, los autores estiman que el índice de tipo de cambio real que maximizaría el crecimiento económico brasileño a largo plazo sería de alrededor de 101,6, o sea, una depreciación real (en el margen) de alrededor del 1,6% con respecto al tipo de cambio real “neutro”. Un tipo de cambio real que introdujera una depreciación real muy elevada podría ser, evidentemente, refractario al crecimiento a largo plazo, ya sea porque produciría un efecto inflacionario más permanente o porque causaría una distorsión mucho más acentuada y menos deseada en la asignación de los recursos productivos en la economía.

<sup>29</sup> En ese período, los tipos de cambio reales estimados indicaron una sobrevaloración de alrededor del 7,8% (media de los dos modelos), el índice del tipo de cambio real observado (RER) equivalía a 81,67 (que indica una sobrevaloración del real brasileño de cerca del 18,3% con respecto a la media de 2000) y los indicadores macroeconómicos eran mucho menos sólidos que, por ejemplo, en 2007. En efecto, al considerar solo 2011 y para citar apenas dos indicadores, de acuerdo con el Banco Central del Brasil, la tasa de variación del PIB real fue del 3,9% (en comparación con el 6,1% en 2007) y el déficit en cuenta corriente alcanzaba casi el 2,1% del PIB (en comparación con un superávit del 0,1% en 2007).

<sup>30</sup> El modelo propuesto indica una infravaloración media estimada de cerca del 11% (media de los dos modelos) entre abril de 2002 y abril de 2003, considerada muy excesiva.

<sup>31</sup> En 2013, de acuerdo con la base de datos del Banco Central del Brasil, la tasa de variación del PIB real fue del 3% y el saldo en cuenta corriente alcanzó un resultado negativo equivalente al 3,6% del PIB.

<sup>32</sup> En 2004, por ejemplo, según la base de datos del Banco Central del Brasil, la tasa de variación del PIB real fue del 5,8% y el saldo en cuenta corriente registraba un superávit del 1,8% como proporción del PIB.

indicio de sobrevaloración<sup>33</sup>. Así, considerando el período entre junio de 2003 y abril de 2005 como el punto de referencia en que el tipo de cambio real habría alcanzado su nivel “óptimo”, la media del índice estimado del tipo de cambio real a largo plazo fue de 127,82 (MCO: 125,87 y VEC: 129,87). Al comparar este último índice estimado con el índice del tipo de cambio real observado en julio de 2015 —último mes en que había datos disponibles para todas las variables del modelo— (correspondiente a 111,81), se puede concluir que, en ese último mes, el real brasileño presentaba una sobrevaloración real de cerca del 14,36% con respecto a su nivel “óptimo” a largo plazo. O sea, en julio de 2015, el tipo de cambio nominal medio debería haber sido de cerca de 3,88 reales por dólar (en comparación con un tipo nominal medio observado de 3,39 reales por dólar) para preservar el nivel “óptimo” alcanzado entre junio de 2003 y abril de 2005.

Si bien los datos disponibles permitieron que la estimación econométrica llegara solo hasta fines de julio de 2015, es posible ajustar este último dato hasta diciembre de 2015, sobre la base de la hipótesis de la paridad relativa real del poder adquisitivo<sup>34</sup>. Al disponer de datos sobre los índices de precios al consumidor en el Brasil y los Estados Unidos (respectivamente, el índice nacional de precios al consumidor en su concepto amplio (IPCA) y el CPI) hasta diciembre de 2015, sobre la base de la diferencia entre las tasas de inflación acumuladas en el Brasil y los Estados Unidos entre agosto y diciembre de ese año (IPCA: 3,6%; CPI: -0,1%), se puede concluir que el tipo de cambio real “óptimo” en diciembre de 2015 debería ser de alrededor de 4,02 reales por dólar<sup>35</sup>. Este resultado es bastante similar al tipo de cambio nominal medio de ese mes (3,90 reales por dólar) y exactamente igual a la media de la primera quincena de enero de 2016 (4,02 reales por dólar), como consta en el sitio web del Banco Central del Brasil. En síntesis, después de un largo ciclo de considerable apreciación real desde fines de 2005 (interrumpido apenas por unos seis meses inmediatamente después del estallido de la crisis financiera mundial de septiembre de 2008), el tipo de cambio real en el Brasil alcanzó su nivel “óptimo” a mediados de enero de 2016.

Se entiende que, para poder deducir si el tipo de cambio nominal que prevalecerá en el Brasil en un período de tiempo relativamente corto (como máximo, en los próximos dos años, o sea hasta fines de 2017) estará sobrevalorado, infravalorado o será equivalente a su nivel “óptimo”, el tipo de cambio real “óptimo” alcanzado en diciembre de 2015 podrá ajustarse mediante el mismo procedimiento anterior (o sea, por la diferencia acumulada entre la inflación brasileña y la internacional). En el caso de períodos más largos, considerando que la trayectoria del tipo de cambio real está fuertemente afectada por variables estructurales y por la propia política económica, se sugiere volver a estimar los modelos de determinación del tipo de cambio real “óptimo” como el aquí propuesto (o similares, como el propuesto por Marconi, 2012).

<sup>33</sup> Con respecto al tipo de cambio real observado, el índice medio en el período fue de 135,52, que indica una infravaloración del real de cerca del 35,5% con respecto a la media de 2000. Un analista podría alegar que el período no podría considerarse como aquel en que el tipo de cambio real habría alcanzado su nivel “óptimo”, debido a la excesiva infravaloración real de la moneda. Sin embargo, esta crítica sería errónea por dos razones: la primera, porque se trata del tipo de cambio real observado, cuyos índices se construyen solo sobre la base de los diferenciales de inflación interna y externa (y, tratándose del tipo de cambio real efectivo, ponderados por el peso relativo de cada socio comercial del Brasil en la construcción del referido índice) y, la segunda (y, tal vez más importante), como se puede observar en el gráfico 2, la moneda brasileña estaba eliminando la excesiva infravaloración desde octubre de 2002, año en que se registró un claro reajuste excesivo del tipo de cambio real-dólar. Como bien observó Barbosa-Filho (2015, pág. 405), el período 2003-2005 correspondió a la fase de “corrección cambiaria”, porque fue la etapa durante la cual la apreciación del real brasileño básicamente eliminó la depreciación rápida y sustancial que tuvo lugar en los años anteriores.

<sup>34</sup> Como se analizó anteriormente, de acuerdo con la hipótesis de la paridad relativa real del poder adquisitivo, para preservar el nivel real del poder adquisitivo de la moneda, el tipo de cambio nominal debe corregirse por la diferencia entre las tasas de inflación acumuladas interna y externa.

<sup>35</sup> Los datos relativos al Brasil se tomaron del Instituto Brasileño de Geografía y Estadística (IBGE) y los de los Estados Unidos de la Oficina de Estadísticas Laborales de ese país. Para el IBGE, véase [en línea] [http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/indicadores/precos/inpc\\_ipca/defaultinpc.shtm](http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/indicadores/precos/inpc_ipca/defaultinpc.shtm). Para los Estados Unidos, véase [en línea] <http://www.bls.gov/cpi/>. [Fecha de consulta: 20 de enero de 2015].

## V. Conclusión

Durante el reciente ciclo de sobrevaloración del real brasileño, que tuvo lugar entre mediados de 2005 y fines de 2014 y se interrumpió temporáneamente solo en los seis meses posteriores al estallido de la crisis financiera mundial de septiembre de 2008, el ex ministro de Hacienda Guido Mantega quiso atribuir dicha tendencia a factores externos —en especial a la política de flexibilización cuantitativa de los Estados Unidos, que provocó una enorme expansión de la liquidez en dólares en los mercados mundiales, forzando, a su juicio, la apreciación de las monedas de los países emergentes, en particular el real brasileño— acusó al Banco de la Reserva Federal de los Estados Unidos de propagar una “guerra cambiaria”.

En un artículo preparado para la tradicional Mundell-Fleming Lecture, promovida anualmente por el Fondo Monetario Internacional (FMI), Ben Bernanke (2015), ex-Presidente del Banco de la Reserva Federal de los Estados Unidos, mostró que las acusaciones de Mantega eran teórica y empíricamente infundadas. Aunque escapa al alcance de este artículo detallar las críticas de Bernanke, la principal se refiere a que, según el autor (2015, pág. 4), los encargados de la formulación de políticas extranjeros [en este caso, brasileños] están constreñidos principalmente por las limitaciones de la “trinidad imposible” inherente al modelo Mundell-Fleming —la imposibilidad de combinar el libre flujo de capitales, una política monetaria independiente y objetivos de tipo de cambio— y no por la política estadounidense en sí.

Sin embargo, el propio Bernanke (2015, pág. 4) advierte más adelante que las políticas monetaria y cambiaria deberían priorizar determinados objetivos macroeconómicos, de manera que el problema de los efectos indirectos [de la política monetaria estadounidense en los flujos internacionales de capital] se aborde mediante medidas regulatorias y macroprudenciales, que posiblemente incluyan controles de capital dirigidos, y una cuidadosa secuencia de reformas de mercado. No por casualidad, como argumentó recientemente Hey (2015, pág. 1) en un artículo de enorme repercusión académica, el ciclo financiero global transforma la “trinidad imposible” en un dilema o “dúo irreconciliable”: las políticas monetarias independientes son posibles si y solo si se administra la cuenta de capital.

Las críticas de Bernanke son pertinentes porque, como ya habían demostrado Aizenman, Chinn e Ito (2010), en la mayoría de los países asiáticos se procura evitar prolongados ciclos de apreciación crónica de las monedas en términos reales implementando medidas que apuntan a superar las limitaciones impuestas por la “trinidad imposible”. Según los autores, después de las desastrosas consecuencias de la crisis asiática de 1997 —cuyos orígenes estarían ligados al período anterior en que las elevadas entradas netas de capitales externos produjeron una enorme sobrevaloración de las monedas—, los encargados de la formulación de políticas de la mayoría de los países de la región han procurado mantener la estabilidad monetaria y cambiaria, evitando la volatilidad y sobre todo la tendencia cíclica y crónica a la apreciación. Para ello utilizan una combinación de instrumentos disponibles, que incluyen intervenciones en los mercados al contado y de futuros, medidas regulatorias y macroprudenciales y controles de capitales *ad hoc*<sup>36</sup>. A propósito, el recurso al instrumento de control de capitales, hasta hace no mucho tiempo considerado una herejía por las instituciones multilaterales de crédito, ha sido defendido recientemente por el FMI en documentos oficiales (véanse los estudios de Ostry y otros, 2011; Ostry, Ghosh y Chamon, 2012). Se sugiere que los encargados de la formulación de políticas brasileños sigan el ejemplo asiático y utilicen, de forma prudente y eficiente, el menú de instrumentos de política cambiaria disponibles para evitar un nuevo ciclo prolongado de apreciación crónica de la moneda brasileña en términos reales.

Al comienzo de este artículo se resaltó el papel estratégico del tipo de cambio real ligeramente infravalorado en la promoción del cambio estructural, el desarrollo y la convergencia económica.

<sup>36</sup> Véanse Aizenman, Chinn e Ito (2010), para el caso general del continente asiático, y Subbarao (2014), para el caso de la India.

En cuanto a esos resultados esperados, es preciso advertir, sin embargo, que incluso en la hipótesis de que en los próximos años se consiga preservar el nivel “óptimo” del tipo de cambio real alcanzado en enero de 2016, no será fácil recuperar el enorme atraso tecnológico acumulado por la industria brasileña con respecto a la frontera tecnológica internacional, condición *sine qua non* para sostener niveles más elevados de productividad, no solo en este sector, sino en la economía en general<sup>37</sup>. Cabe recordar que esta conclusión está relacionada con la evidencia empírica de que el sector manufacturero es el principal motor dinámico del crecimiento de la productividad, tanto de ese sector como de la economía en su conjunto, como subrayó en forma pionera Kaldor (1966), a partir de la regularidad empírica verificada originalmente por el economista holandés Verdoorn (1949)<sup>38</sup>.

Sin embargo, en virtud de la marcada regresión industrial y de la reprimarización de la pauta exportadora brasileña en las últimas décadas<sup>39</sup>, el desarrollo tecnológico, debido a sus características indisociables y fuertemente dependientes de la trayectoria, podrá quedar “trabado” durante un largo período, hasta que las políticas industriales y tecnológicas, en coordinación con la política macroeconómica, consigan eliminar la histéresis derivada de décadas de tasas de interés reales elevadas (elevado costo del capital) y apreciación cíclica y crónica de la moneda brasileña en términos reales<sup>40</sup>. Como argumentan Baldwin y Krugman (1989, pág. 653) en su artículo clásico, si ya era un gran error ignorar la realimentación entre los flujos de comercio y el tipo de cambio real, es igualmente erróneo ignorar la realimentación entre este último y el costo del capital. Según los autores, una depreciación correctiva de la sobrevaloración acumulada en el pasado puede restaurar los saldos de la balanza comercial, pero no recuperar mercados perdidos o agregar nuevos mercados (*ibíd.*, pág. 637). Asimismo afirman que los economistas ya tendrían que haber incorporado la noción de histéresis en la teoría económica (*ibíd.*, pág. 25).

Como mostró Krugman (1991, pág. 652) en otro artículo seminal, en la existencia de rendimientos crecientes estáticos y dinámicos de escala, una economía que se atrasó durante décadas y retrocedió con respecto a la frontera tecnológica internacional presenta una enorme posibilidad de que su reorientación a diversos puntos de equilibrio múltiples se resuelva, en parte, por la historia, es decir, una situación en que los acontecimientos pasados comienzan a dictar las precondiciones que la llevan hacia otro punto de equilibrio estable (ya sea este positivo o negativo).

Por esa razón, aunque sea poco probable que el ajuste del tipo de cambio real a su nivel “óptimo” sea por sí mismo capaz de revertir, de inmediato, la trayectoria actual de retraso relativo de la economía brasileña, reorientándola hacia un nuevo proceso de convergencia económica, al tratarse de un precio estratégico relevante para hacer cumplir tal objetivo, dicho ajuste cambiario tendrá una parte considerable de responsabilidad<sup>41</sup>. Es justamente por eso que se hace hincapié en la sugerencia de que los encargados de formular políticas brasileños consideren al tipo de cambio real en el Brasil como un precio estratégico relevante para el desarrollo económico y no como un ancla eterna para mantener la estabilidad inflacionaria.

<sup>37</sup> De acuerdo con Nassif, Feijó y Araújo (2015a), la brecha (distancia relativa) de productividad del trabajo de la industria manufacturera brasileña con respecto a la estadounidense (representativa de la frontera tecnológica internacional) aumentó del 70% al 80% entre 1980 y 2000 y se mantuvo en ese último nivel hasta 2013.

<sup>38</sup> Véase evidencia reciente de esa regularidad empírica (conocida como ley de Verdoorn-Kaldor) en América Latina en Ros (2014).

<sup>39</sup> La pérdida de participación de la industria de transformación brasileña (en valor agregado) en el PIB (en términos reales) ha sido dramática en las últimas décadas: del 21,6% en 1980 disminuyó al 18,1% en 1990, el 15,1% en 2000, el 13,9% en 2010 y el 11,7% en el primer semestre de 2015. La reprimarización de la pauta exportadora, como se señaló anteriormente, puede constatarse por el aumento de la participación de los productos agropecuarios y los bienes industrializados intensivos en recursos naturales (productos básicos) en el total exportado, del 40,3% al 62,5% entre 2000 y 2014. Véase Bresser-Pereira, Nassif y Feijó (2016).

<sup>40</sup> La noción de histéresis, un fenómeno de la física incorporado en forma pionera a la teoría económica por Blanchard y Summers (1986), se refiere a la situación en que determinado material (en este caso, la competitividad de la industria brasileña) tiene gran dificultad para recuperar sus características originales (las elevadas tasas de incremento de la productividad), incluso después de haberse eliminado la principal fuente causadora de dicha perturbación (en este caso, la enorme sobrevaloración del tipo de cambio).

<sup>41</sup> Véase evidencia empírica del rezago de la economía brasileña en Nassif, Feijó y Araújo (2015b).

## Bibliografía

- Aizenman, J., M. D. Chinn y H. Ito (2010), "Surfing the waves of globalization: Asia and financial globalization in the context of the trilemma", *La Follette School Working Paper*, N° 2010-009, Madison, La Follette School of Public Affairs.
- Alberola, E. (2003), "Misalignment, liabilities dollarization and exchange rate adjustment in Latin America", *Working Papers*, N° 309, Banco de España.
- Amsden, A. H. (2001), *The Rise of "the Rest": Challenges to the West from Late-Industrializing Economies*, Oxford, Oxford University Press.
- (1989), *Asia's Next Giant: South Korea and Late Industrialization*, Oxford, Oxford University Press.
- Araújo, E. (2009), "Política cambial e crescimento econômico: teorias e evidências para os países em desenvolvimento e emergentes", tesis, Río de Janeiro, Instituto de Economía, Universidad Federal de Río de Janeiro.
- Baffes, J., I. Elbadawi y S. A. O'Connell (1999), "Single-equation estimation of the equilibrium real exchange rate", *Exchange Rate Misalignment: Concepts and Measurement for Developing Countries*, L. E. Hinkle y P. J. Montiel (eds.), Oxford University Press.
- Baldwin, R. y P. R. Krugman (1989), "Persistent trade effects of large exchange rate shocks", *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 104, N° 4, Oxford, Oxford University Press.
- Banco Central del Brasil (2015), "Risco-país: com informações até março de 2015", Brasília [en línea] <http://www4.bcb.gov.br/pec/gci/port/focus/faq%209-risco%20pa%C3%ADs.pdf>.
- Barbosa-Filho, N. (2015), "O desafio macroeconômico de 2015-2018", *Revista de Economia Política*, vol. 35, N° 3, São Paulo.
- Barbosa-Filho, N. y otros (2010), "Real Exchange Rate, Capital Accumulation and Growth in Brazil" [en línea] <http://eesp.fgv.br/sites/eesp.fgv.br/files/file/4c0d022668198.pdf>.
- Berg, A. e Y. Miao (2010), "The real exchange rate and growth revisited: the Washington Consensus strikes back?", *IMF Working Paper*, N° 10/58, Washington, D.C., Fondo Monetario Internacional (FMI).
- Bernanke, B. (2015), "Federal reserve policy in an international context", documento presentado en la 16th Jacques Polak Annual Research Conference, Washington, D.C., 5 y 6 de noviembre [en línea] <https://www.imf.org/external/np/res/seminars/2015/arc/pdf/Bernanke.pdf>.
- Blanchard, O. y L. H. Summers (1986), "Hysteresis and the European unemployment problem", *NBER Working Paper*, N° 1950, Cambridge, Massachusetts, Oficina Nacional de Investigaciones Económicas.
- Bogdanski, J., A. Tombini y S. R. C. Werlang (2000), "Implementing inflation targeting in Brazil", *Working Papers series*, N° 1, Brasília, Banco Central del Brasil [en línea] <https://www.bcb.gov.br/pec/wps/ingl/wps01.pdf>.
- Bresser-Pereira, L. C. (2010), *Globalização e competição: por que alguns países emergentes têm sucesso e outros não*, Río de Janeiro, Ed. Campus.
- Bresser-Pereira, L. C. e Y. Nakano (2003), "Crescimento econômico com poupança externa?", *Revista de Economia Política*, vol. 23, N° 2, São Paulo.
- Bresser-Pereira, L. C., A. Nassif y C. Feijó (2016), "The Case for Reindustrializing the Brazilian Economy: Connecting the Macroeconomic Regime and the Industrial Policy", documento preparado para la 13ª Conferencia Internacional "Developments in Economic Theory and Policy", Bilbao, 23 y 24 de junio.
- Bresser-Pereira, L. C., J. L. Oreiro y N. Marconi (2014), *Developmental Macroeconomics: New Developmentalism as a Growth Strategy*, Londres, Routledge.
- Calvo, G. y C. Reinhart (2002), "Fear of floating", *Quarterly Journal of Economics*, vol. 117, N° 2, Oxford, Oxford University Press.
- Calvo, G., L. Leiderman y C. Reinhart (1993), "Capital inflows and real exchange rate appreciation in Latin America. The role of external factors", *IMF Staff Papers*, vol. 40, N° 1, Washington, D.C., Fondo Monetario Internacional (FMI).
- Cassel, G. (1918), "Abnormal deviations in international exchanges", *Economic Journal*, vol. 28, N° 112, Wiley.
- Dollar, D. y A. Kraay (2003), "Institutions, trade and growth", *Journal of Monetary Economics*, vol. 50, N° 1, Amsterdam, Elsevier.
- Edwards, S. (1989), *Real Exchange Rates, Devaluation, and Adjustment: Exchange Rate Policy in Developing Countries*, Cambridge, Massachusetts, The MIT Press.
- (1988), "Real and monetary determinants of real exchange rate behavior: theory and evidence from developing countries", *UCLA Working Paper*, N° 506, Los Angeles, Universidad de California.



- Engle, R. F., D. F. Hendry y J. F. Richard (1983), "Exogeneity", *Econometrica*, vol. 51, N° 2, Nueva York, Econometric Society.
- Gala, P. (2008), "Real exchange rate levels and economic development: theoretical analysis and econometric evidence", *Cambridge Journal of Economics*, vol. 32, N° 2, Oxford University Press.
- Hahn, F. (1984), "Die Allgemeine Gleichgewichtstheorie", *Die Krise der Wirtschaftstheorie*, D. Bell e I. Bristol (eds.), Berlín, Springer Verlag.
- Hamilton, J. D. (1994), *Time Series Analysis*, Princeton, Princeton University Press.
- Harvey, J. T. (2006), "Modeling interest rate parity: a system dynamics approach", *Journal of Economic Issues*, vol. 40, N° 2, Taylor and Francis.
- Helmers, F. L. C. H. (1988), "The real exchange rate", *The Open Economy: Tools for Policymakers in Developing Countries*, R. Dornbusch y F. L. C. H. Helmers (eds.), Oxford, Oxford University Press.
- Hey, H. (2015), "Dilemma not trilemma: the global financial cycle and monetary policy independence", *NBER Working Paper*, N° 21162, Cambridge, Massachusetts, Oficina Nacional de Investigaciones Económicas.
- Hirschman, A. (1961), *La estrategia del desarrollo económico*, Fondo de Cultura Económica.
- Johansen, S. (1988), "Statistical analysis of cointegrating vectors", *Journal of Economic Dynamics and Control*, vol. 12, N° 2-3, Amsterdam, Elsevier.
- Kaldor, N. (1978), "The effect of devaluations on trade in manufactures", *Further Essays in Applied Economics*, Londres, Duckworth.
- \_\_\_\_\_(1966), *Causes of the Slow Rate of Economic Growth of the United Kingdom. An Inaugural Lecture*, Cambridge, Cambridge University Press.
- Kaltenbrunner, A. (2010), "International financialization and depreciation: the Brazilian real in the international financial crisis", *Competition and Change*, vol. 14, N° 3-4, Sage.
- \_\_\_\_\_(2008), "A Post-Keynesian Look at the Exchange Rate Determination in Emerging Markets and its Policy Implications: the Case of Brazil", documento presentado en la 12ª Conferencia "Macroeconomic Policies on Shaky Foundations – Whither Mainstream Economics?", Berlín, 31 de octubre-1 de noviembre.
- Keynes, J. M. (2003), *Teoría general de la ocupación, el interés y el dinero*, Ciudad de México, Fondo de Cultura Económica.
- \_\_\_\_\_(1923), *A Tract on Monetary Reform*, Londres, Macmillan.
- Krugman, P. (1991), "History versus expectations", *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 106, N° 2, Oxford, Oxford University Press.
- Krugman, P. y L. Taylor (1978), "Contractionary effects of devaluation", *Journal of International Economics*, vol. 8, N° 3, Amsterdam, Elsevier.
- Lewis, W. A. (1954), "Economic development with unlimited supplies of labor", *The Manchester School*, vol. 22, N° 2, Wiley.
- Lucas Jr., R. E. (1988), "On the mechanics of economic development", *Journal of Monetary Economics*, vol. 22, N° 1, Amsterdam, Elsevier.
- Marconi, N. (2012), "The industrial equilibrium exchange rate in Brazil: an estimation", *Revista de Economia Política*, vol. 32, N° 4, São Paulo.
- Myrdal, G. (1957), *Economic Theory and Underdeveloped Regions*, Londres, Duckworth.
- Nassif, A. (2008), "Há evidências de desindustrialização no Brasil?", *Revista de Economia Política*, vol. 28, N° 1, São Paulo.
- Nassif, A., C. Feijó y E. Araújo (2015a), "The BRICS's long term economic performance" [en línea] [https://www.boeckler.de/pdf/v\\_2015\\_10\\_24\\_nassif.pdf](https://www.boeckler.de/pdf/v_2015_10_24_nassif.pdf).
- \_\_\_\_\_(2015b), "Structural change and economic development: is Brazil catching up or falling behind?", *Cambridge Journal of Economics*, vol. 39, N° 5, Oxford University Press.
- \_\_\_\_\_(2011), "The long-term 'optimal' real exchange rate and the currency overvaluation trend in open emerging economies: the case of Brazil", *UNCTAD Discussion Papers*, N° 206, Ginebra, Conferencia de las Naciones Unidas sobre Comercio y Desarrollo (UNCTAD).
- Obstfeld, M. y K. Rogoff (1996), *Foundations of International Macroeconomics*, Cambridge, Massachusetts, The MIT Press.
- Ostry, J. D., A. R. Ghosh y M. Chamon (2012), "Two targets, two instruments: monetary and exchange rate policies in emerging market economies", *Staff Discussion Notes*, N° 12/01, Washington, D.C., Fondo Monetario Internacional (FMI).
- Ostry, J. y otros (2011), "Managing capital inflows: what tools to use?", *Staff Discussion Notes*, N° SDN/11/06, Washington, D.C., Fondo Monetario Internacional (FMI).

- Prasad, E., R. Rajan y A. Subramanian (2006), *Foreign Capital and Economic Growth*, Washington, D.C., Fondo Monetario Internacional (FMI).
- Prebisch, R. (1949), *El desarrollo económico de la América Latina y algunos de sus principales problemas* (E/CN.12/89), Santiago, Naciones Unidas.
- Razin, O. y S. M. Collins (1999), "Real exchange rate misalignments and growth", *The Economics of Globalization: Policy Perspectives from Public Economics*, A. Razin y E. Sadka (eds.), Cambridge, Cambridge University Press.
- Rodrik, D. (2008), "The real exchange rate and economic growth", *Brookings Papers on Economic Activity*, vol. 39, N° 2, Washington, D.C., The Brookings Institution.
- Rogoff, K. (1996), "The purchasing power parity puzzle", *Journal of Economic Literature*, vol. 34, N° 2, Nashville, Tennessee, American Economic Association.
- Romer, P. M. (1986), "Increasing returns and long-run growth", *Journal of Political Economy*, vol. 94, N° 5, Chicago, The University of Chicago Press.
- Ros, J. (2014), "Productividad y crecimiento en América Latina: ¿por qué la productividad crece más en unas economías que en otras?", *Desarrollo Económico* (LC/MEX/L.1145), Ciudad de México, sede subregional de la CEPAL en México.
- Rosenstein-Rodan, P. N. (1943), "Problems of industrialization of Eastern and South-Eastern Europe", *Economic Journal*, vol. 53.
- Sarno, L. y M. P. Taylor (2002), "Purchasing power parity and the real exchange rate", *IMF Staff Papers*, vol. 49, N° 1, Washington, D.C., Fondo Monetario Internacional (FMI).
- Simonsen, M. H. y R. P. Cysne (1995), *Macroeconomia*, São Paulo, Editora Atlas.
- Solow, R. M. (1956), "A contribution to the theory of economic growth", *Quarterly Journal of Economics*, vol. 70, N° 1, Cambridge, Massachusetts, The MIT Press.
- Subbarao, D. (2014), "Capital account management: toward a new consensus?", *What Have We Learned? Macroeconomic Policy after the Crisis*, G. Akerlof y otros (eds.), Cambridge, Massachusetts, The MIT Press.
- Swan, T. W. (1956), "Economic growth and capital accumulation", *Economic Record*, vol. 32, N° 1, Wiley.
- Taylor, A. M. y M. P. Taylor (2004), "The purchasing power parity debate", *NBER Working Paper*, N° 10607, Cambridge, Massachusetts, Oficina Nacional de Investigaciones Económicas.
- Verdoorn, P. J. (1949), "Fattori che regolano lo sviluppo della produttività del lavoro. *L'industria*". Publicado también como "Factors that determine the growth of labour productivity", *Italian Economic Papers*, L. Pasinetti (ed.), vol. II, Oxford, Oxford University Press, 1993.
- Williamson, J. (2008), "Exchange rate economics", *Documento de Trabajo*, N° 08-3, Washington, D.C., Peterson Institute for International Economics.

## Anexo A1

### Descripción de las variables y las fuentes de la base de datos

*RER* es el indicador del tipo de cambio real efectivo obtenido de la serie 11752, disponible en la base de datos del Banco Central del Brasil [en línea]

<https://www3.bcb.gov.br/sgspub/localizarseries/localizarSeries.do?method=prepararTelaLocalizarSeries>.

*Y* es el PIB real per cápita en dólares. Esta variable se estimó a partir de la división de la serie 4385 de PIB mensual en dólares por la serie 21774 de población en el año analizado (estimación del IBGE), ambas disponibles en la base de datos del Banco Central del Brasil (véase dirección de Internet más arriba). El dato de población de 1999 se refiere a la serie 7330.

*ToT* es el índice de la relación de intercambio de la Fundación Centro de Estudios de Comercio Exterior (FUNCEX), obtenido en IPEADATA, disponible [en línea] <http://www.ipeadata.gov.br/>.

*CC* es el saldo en cuenta corriente expresado en relación con el PIB, calculado por la razón de la serie 2731 de saldo mensual en transacciones corrientes por la serie 4385 de PIB mensual, ambas disponibles en la base de datos del Banco Central del Brasil (véase dirección de Internet más arriba).

*IDIFER* es el diferencial entre la tasa de interés mensual a corto plazo interna (permuta financiera prefijada a 360 días) y la tasa de interés mensual a corto plazo internacional (tasa objetivo de los fondos federales de los Estados Unidos), ambas disponibles [en línea]

[https://www.blumberg.com/?utm\\_source=Microsoft&utm\\_medium=cpc&utm\\_campaign=BLUM](https://www.blumberg.com/?utm_source=Microsoft&utm_medium=cpc&utm_campaign=BLUM).

*RI* es el acervo de reservas internacionales, expresado como proporción del PIB, calculado por la razón de la serie 3546 de acervo de reservas internacionales por la serie 4385 del PIB, ambas disponibles en la base de datos del Banco Central del Brasil (véase dirección de Internet más arriba).

*CR* es el indicador de la prima de riesgo del Brasil representada por el índice de bonos de mercados emergentes (EMBI) relativo al Brasil de JP Morgan, disponible [en línea] [www.macrodadosonline.com.br](http://www.macrodadosonline.com.br).





# Impacto del Plan Garantizado de Salud con prima comunitaria única en la demanda del seguro privado de salud en Chile

Eduardo Bitran, Fabián Duarte,  
Dalila Fernandes y Marcelo Villena

## Resumen

En 2012 se envió al Congreso de Chile un Plan Garantizado de Salud para el sistema privado de salud, diseñado para ofrecer un plan de características estandarizadas y tarifa plana. En este trabajo se evalúa el impacto que tendría en la demanda de seguros de salud la introducción de este plan. Los resultados sugieren que la cartera del seguro privado disminuiría un 12,39%, lo que significa que alrededor de 400.000 personas se cambiarían al sistema público, exacerbando el problema de selección adversa que enfrenta el sistema y acarreando un pasivo fiscal de 200 millones de dólares anuales.

---

## Palabras clave

Salud, sector privado, seguro de enfermedad, precios, oferta y demanda, servicios de salud, sector público, datos estadísticos, Chile

## Clasificación JEL

I130, C250

## Autores

Eduardo Bitran es Vicepresidente Ejecutivo de la Corporación de Fomento de la Producción (CORFO). Correo electrónico: eduardo.bitran@uai.cl.

Fabián Duarte es Profesor Asistente del Departamento de Economía de la Facultad de Economía y Negocios de la Universidad de Chile. Correo electrónico: fabduarte@fen.uchile.cl.

Dalila Fernandes es Gerente de Cuentas de App Annie. Correo electrónico: dalilafernandes@gmail.com.

Marcelo Villena es Vicedecano de la Facultad de Ingeniería y Ciencias de la Universidad Adolfo Ibáñez (UAI) de Chile. Correo electrónico: marcelo.villena@uai.cl.



## I. Introducción

La experiencia chilena en la provisión de seguros de salud es bastante particular. Primero, pocos países ofrecen la opción de elegir entre múltiples planes de seguros de salud, como en el caso chileno. Segundo, el sistema chileno presenta una segmentación estructural, con una población de bajos ingresos y alto riesgo acogida al seguro público, el Fondo Nacional de Salud (FONASA), y una población de altos ingresos y de bajo riesgo, que por lo general acude a un seguro privado, las instituciones de salud previsional (isapres), denotando un gran problema de selección adversa. A partir de 2004, se introdujo un régimen general de garantías de salud, las Garantías Explícitas en Salud (GES), pionero en América Latina, con el objetivo de establecer derechos de atención a los pacientes y así procurar una mayor equidad en el sistema (véase Missoni y Solimano, 2010). A pesar de dichas reformas, el sistema continuó acusando evidencias de selección adversa por parte de la demanda.

En este contexto, la Comisión de Reforma de la Salud (CRS), establecida por el Poder Ejecutivo en 2011, propuso un nuevo Plan Garantizado de Salud (PGS), diseñado para ofrecer a todos los usuarios del sistema privado un plan de características estandarizadas y tarifa plana, que se presentó al Congreso Nacional en 2012. La prima de este nuevo plan, que no depende de la edad o el género, se cobra a cada integrante del grupo familiar (cotizante y dependiente) y debe ser financiada con el 7% de cotización obligatoria del individuo. En caso de que se generen excedentes respecto a la cotización obligatoria, el afiliado podrá usar la diferencia para contratar un seguro complementario en la isapre en la que cotiza, el que sí estará sujeto al uso de una tabla de factores de riesgo. En caso de que la cotización obligatoria sea insuficiente, el afiliado deberá aportar una cotización adicional para cubrir la diferencia<sup>1</sup>.

Según estimaciones de la CRS, se prevé un valor del PGS de hasta 21.000 pesos chilenos para 2011, suponiendo una cobertura del 50% del arancel de la Modalidad Libre Elección (MLE) del nivel 1 del FONASA<sup>2</sup>. Sin embargo, la negociación en el Senado ha modificado los copagos, reduciéndolos significativamente, lo cual debería presionar el precio del PGS al alza.

El PGS reúne los beneficios ya determinados en las Garantías Explícitas de Salud (GES), la Cobertura Adicional para Enfermedades Catastróficas (CAEC) y, además, un grupo de enfermedades no cubiertas en el plan GES, para las cuales se definirá una red de prestadores y un nivel de bonificaciones que deben seguir, por lo menos, las especificaciones del arancel de la Modalidad Libre Elección del nivel 1 del seguro público FONASA. Además, en el PGS se eliminarán las carencias y preexistencias para los afiliados del sistema privado que desean contratar el seguro de salud dentro del sistema de isapres. Esta medida permite que los individuos ya afiliados al sistema privado se muevan sin restricciones entre las distintas aseguradoras. Sin duda, esto ayudaría a mitigar el problema de los afiliados que se vuelven cautivos de una isapre cuando alcanzan una determinada edad o desarrollan alguna enfermedad crónica. El PGS, al eliminar las carencias y preexistencias dentro del sistema privado y considerar un fondo de compensación de riesgos que permite compensar a los planes de isapre que tienen una mayor proporción de afiliados de mayor riesgo, intenta aumentar la competencia dentro del sistema y reducir las barreras de entrada a nuevas isapres.

Por otra parte, el plan ha generado discusiones en cuanto a la consistencia de sus beneficios. Por un lado, la instauración de la tarifa plana significará el aumento de la prima para determinados grupos de afiliados, que no podrán financiar el plan solamente con la cotización obligatoria. Según estimaciones propias, usando datos de 2010, al menos un 13% de los afiliados, es decir, cerca

<sup>1</sup> En este caso también se deja libre la opción de contratar un seguro complementario adicional.

<sup>2</sup> Véase "Informe Comisión - Octubre 2011. Evaluar la factibilidad de crear un Plan Garantizado de Salud (PGS) al interior del sub-sistema de ISAPRE" [en línea] <https://www.politopedia.cl/wp-content/uploads/2016/06/Informe-Comisi%C3%B3n-PGS.2011.pdf>.

de 190.000 cotizantes, pagan una prima menor que la prima del PGS<sup>3</sup>. Por otro lado, el PGS no contempla la eliminación de las carencias y preexistencias a los usuarios que deseen trasladarse del sistema público a una isapre. La demanda del seguro público o privado de salud, por lo tanto, puede cambiar de acuerdo con los efectos que la nueva política producirá en los distintos grupos sociales. Algunos grupos se verán más atraídos por el sistema de isapres luego de la reforma, mientras que otros decidirán trasladarse al FONASA. Es natural esperar que las personas jóvenes cuyas primas se vean aumentadas y cuyo estado de salud represente bajos riesgos y por ende bajos costos de salud decidan trasladarse al FONASA<sup>4</sup>. Al mismo tiempo, las familias numerosas que tengan una elevada prima familiar, debido al pago per cápita de la tarifa del PGS, también son propicias a dejar el sistema privado de salud<sup>5</sup>. Así, una de las principales interrogantes se refiere a cómo la reforma impactará la demanda entre sistemas: isapres y FONASA. Este es precisamente el objetivo principal de la presente investigación. Sin embargo, cabe destacar la existencia de consideraciones y presiones sobre la oferta que escapan el ámbito de este estudio.

A fin de evaluar el efecto de la introducción del PGS en el sistema de isapres y el FONASA, es preciso desarrollar un modelo que permita determinar la demanda de las isapres y el FONASA para cada afiliado, considerando las características sociodemográficas, las características de la oferta de servicios y las preferencias de los usuarios<sup>6</sup>. Cabe tener en cuenta las siguientes variables: el nivel de ingresos, el riesgo, el tamaño del núcleo familiar, la edad, el género y las condiciones de la oferta de servicios de cada sistema en cada región del país.

Este modelo, por lo tanto, debe contemplar las características propias del sistema de salud chileno, como, por ejemplo, el hecho de que los trabajadores dependientes son obligados a contratar un seguro de salud con la cotización de un porcentaje de su salario y que, además, entre las alternativas de seguros, están los planes privados ofrecidos por las isapres y un plan único del sistema público, el FONASA, ambos con distintos esquemas de precio.

Este artículo se estructura de la siguiente forma. En la sección II se comenta la literatura relevante, tanto internacional como nacional. En la sección III se presenta el modelo de elección discreta, que introduce una serie de mejoras con respecto a los estudios previos en Chile. En la sección IV se realiza una descripción de la información utilizada para calibrar los modelos y la estadística descriptiva de las principales variables utilizadas. En la sección V se muestran los resultados más importantes del estudio, en particular el impacto de la implementación del PSG sobre la demanda. Finalmente, a partir de los resultados, se presentan las principales conclusiones y recomendaciones de política del estudio.

## II. Revisión de la literatura

A partir del trabajo seminal de Akerlof (1970), se ha prestado gran atención al efecto de la asimetría de información en la toma de decisiones en el mercado de la salud. Por un lado, los mercados de los seguros de salud son susceptibles de sufrir selección adversa debido a que los asegurados conocen

<sup>3</sup> Según estimaciones de precio del PGS de Claudia M. Copetta, se requeriría una renta mínima de cerca de 320.000 pesos chilenos para que una sola persona se asegure con el PSG a través de la cotización obligatoria (Copetta, 2011). Cerca de 50.000 personas no podrían pagar el PGS con la cotización obligatoria; sin embargo, su estimación está sesgada debido a que no considera el efecto de las cargas en el precio final ni a los beneficiarios que pagan más que la cotización adicional (un 70% de la cartera de las isapres), muchos de los cuales también sufrirían alzas en los planes.

<sup>4</sup> Según estimaciones propias, cerca de un 22% de jóvenes menores de 25 años de edad pagan una prima menor que la que pagarían en el PGS, comparado con solo un 11% del resto de la población.

<sup>5</sup> Según estimaciones propias, cerca de un 25% de las familias con más de tres integrantes pagan una prima menor que la que pagarían en el PGS, comparado con solo un 8% de las familias con menos de tres integrantes.

<sup>6</sup> El trabajo no modela ni estima la oferta, dada su gran complejidad. Por lo tanto, los resultados son solo equilibrios parciales.

mucho más de sus propios riesgos de salud que los aseguradores, lo que lleva a que las coberturas muy generosas atraigan a riesgos altos. Por otra parte, la asimetría de información en el contexto de la relación médico-paciente puede contribuir a una sobreutilización de los servicios de salud, a medida que la cobertura de riesgos es mayor, caracterizando el riesgo moral.

En general, los estudios sobre la influencia del riesgo moral en las decisiones de elección de seguro de salud son derivados a partir de la teoría de maximización de la utilidad esperada. Friedman (1974), por ejemplo, sugiere un modelo de elección discreta para la elección entre seguros de salud, que permite realizar inferencias sobre la aversión al riesgo percibido respecto de las alternativas. El estudio, realizado para los Estados Unidos con objetivos exploratorios, concluye que los grupos familiares muestran menor aversión al riesgo en comparación con los individuos. En investigaciones posteriores, Feldman propone un análisis de la sensibilidad de la elección de los trabajadores estadounidenses con relación a las primas pagadas directamente por ellos para los planes de salud (Feldman y otros, 1989). Los resultados demuestran una alta sensibilidad de los individuos respecto a la prima pagada directamente de sus bolsillos. Cutler y Reber (1998) analizan los costos de la selección adversa usando información sobre cómo eligen sus planes de salud los empleados de la Universidad de Harvard. Los autores analizan una reforma realizada por la institución, que en 1995 cambió de un sistema de subsidios generosos a un sistema que solo subsidia una cantidad fija de cada seguro, independientemente del plan y la prima. Los resultados muestran que la reforma logró disminuir los costos asumidos por la Universidad, ya que los empleados empezaban a decidirse por planes más económicos.

Para el caso particular de Chile, existen pocas investigaciones en el ámbito del seguro de salud, que comenzaron a realizarse a partir de la década de 1990. Así, Sapelli y Torche (1998) analizan los determinantes en la elección de seguros de salud usando la Encuesta de Caracterización Socioeconómica Nacional (CASEN) de 1990 y 1994. Los autores concluyen que las variables más importantes para la decisión entre seguro público y privado son el ingreso, la edad y el sector de residencia del individuo. Además, constatan que la información privada respecto al estado de salud del individuo genera selección adversa en contra de los aseguradores privados, a la vez que las informaciones públicas respecto al estado de salud producen selección adversa en contra del asegurador público. En estudios posteriores, esta vez utilizando la CASEN de 1990 y 1996, Sapelli y Torche (2001) corroboran la importancia del ingreso y el sector de residencia en la determinación de la preferencia del individuo, pero también agregan la relevancia del precio del seguro y el gasto esperado en salud en términos de copagos. Los autores resaltan que, a un mayor gasto esperado en salud, el seguro público se torna más atractivo, razón por la cual el ingreso no puede ser la única variable explicativa para la elección entre seguros de salud. El estudio, sin embargo, presenta la limitante de usar una tabla de factores de riesgos de una única aseguradora privada. A pesar de que las tablas de factores de las aseguradoras privadas estén correlacionadas entre sí, las variaciones en la tarificación pueden deberse no solo al ajuste por riesgo, sino también a las distintas primas básicas cobradas en cada plan, las que dependen del tipo de cobertura ofrecido. Por lo anterior, el uso de una única tabla falla en representar el precio promedio de todas las aseguradoras. Para evitar este problema, en el presente trabajo se utiliza un vector de precios promedio que los cotizantes pagan de acuerdo con la edad, el género, el nivel de ingreso y el número de dependientes en la familia, lo que ya lleva incorporados los factores de riesgo, la prima básica y las preferencias de los individuos de hacer o no cotización adicional a la cotización obligatoria.

Por otro lado, Sapelli y Vial (2003) analizan la selección adversa y los gastos esperados en los sistemas de salud. El estudio ratifica el problema de selección adversa en el FONASA debido a variables observables en los modelos de decisión. Sin embargo, los resultados no acusan selección adversa en isapres, lo que se debería al diseño y variedad de estos planes, en que los precios discriminan por riesgo.

Sanhueza y Ruiz-Tagle (2002) destacan la importancia de la composición del núcleo familiar respecto del género y la edad. No obstante, una de las mayores deficiencias en este estudio consiste en que los resultados de la variable de estado de salud indican que existe evidencia de selección adversa en contra del sistema privado, lo que va en contra de lo que se podría suponer en este particular sistema debido a las condiciones preexistentes.

En otro estudio, Tokman, Marshall y Espinosa (2007) concluyen que la probabilidad de que una persona esté afiliada a una isapre aumenta con el ingreso del cotizante y disminuye con el riesgo de los integrantes del grupo familiar. Además, agregan que la probabilidad de afiliarse a una isapre aumenta en función de la disponibilidad de camas privadas en la región en que habita, entre otros factores.

Por otro lado, Dawes Ibáñez (2010) analiza los efectos de la implementación del plan GES en la elección entre sistema de salud público y privado. Para esto, comparan las preferencias de los afiliados por los dos sistemas de salud antes y después de la implementación de la reforma, utilizando los datos de las encuestas CASEN de 2000 y 2006. Los autores utilizan el enfoque de Sapelli y Torche (2001), incorporando los aportes de Tokman, Marshall y Espinosa (2007). Los resultados del modelo antes de la reforma concuerdan con los estudios anteriores, destacando la importancia del ingreso y el riesgo en la selección del sistema de salud y agregando además la relación positiva de tener un cónyuge, del nivel de educación y de trabajar en grandes firmas con la probabilidad de optar por el seguro de salud privado. En el análisis posterior a la reforma, los resultados apuntan a una menor influencia del riesgo de salud individual en la preferencia del individuo, lo que según los autores obedecería a la mejor cobertura de riesgos catastróficos implementados por el plan GES, creando un conjunto de riesgos que reduce la diferencia de precios pagados a los seguros privados. Sin embargo, una limitante importante en el estudio de Dawes Ibáñez (2010) es haber comparado las situaciones anterior y posterior a la reforma con una ventana de tiempo de seis años entre ellas, un intervalo considerablemente grande, en que muchos otros factores pueden haber influenciado los cambios en las preferencias por el seguro de salud<sup>7</sup>.

Finalmente, la investigación llevada a cabo por Duarte (2012) analiza la elasticidad precio de los gastos de salud, indicando posibles preferencias que pueden ser utilizadas en un análisis de elección de planes. Duarte utiliza datos compilados de registros del mercado privado de seguros de salud chileno y muestra que los individuos de altos ingresos son cinco veces más sensibles al precio que los individuos de bajo nivel de ingresos. El estudio, sin embargo, no abarca el sistema público, pues trabaja solamente con información de afiliados a isapres.

De las investigaciones antes señaladas podemos inferir que para el caso chileno se han concentrado en medir el efecto de los precios y del riesgo en la elección de los individuos, pero poco se ha hecho para analizar la influencia de la calidad de los sistemas y su impacto en la elección del seguro de salud. El presente estudio refina este análisis, agregando el componente de calidad para mejorar la capacidad explicativa del modelo. Se espera, con esto, poder identificar de mejor manera la preferencia de los individuos y los patrones de sustitución entre los distintos sistemas de salud. Lo anterior permite desarrollar una predicción más precisa del impacto del PGS y obtener mejores resultados en la caracterización de los grupos afectados por la reforma.

<sup>7</sup> Durante estos años, por ejemplo, hubo una importante disminución de los indicadores de desigualdad en Chile, lo que puede influenciar en la disminución del efecto del ingreso. Además, el número de planes en isapres disminuyó de 16.696 en diciembre de 2003 a 7.454 en enero de 2006, lo que indica una menor discriminación de precios de los planes privados como resultado de las restricciones implementadas por la Ley de Isapres. Como la discriminación de precios se caracteriza por la creación de planes más asequibles a personas de menores niveles de ingreso, lo anterior podría ser un factor relevante para que el sistema privado de salud pase a ser menos atractivo. En esta misma línea, otra limitante consiste en el hecho de que no se puede analizar la implementación de las GES utilizando grupos de control, ya que se aplica tanto a cotizantes en isapres como en el FONASA. Como las GES son un nuevo atributo tanto del seguro público como del seguro privado, no se puede determinar, por lo tanto, que la preferencia por uno u otro sea resultante de su implementación.

### III. El modelo

El modelo de decisión desarrollado en este estudio corresponde a un modelo de elección discreta, que simula la demanda de planes de salud privados y no toma en consideración cambios estructurales a la oferta. Para que un modelo se ajuste al marco de elección discreta, las alternativas disponibles para elegir deben ser mutuamente excluyentes, el grupo de alternativas debe contener todas las opciones disponibles para el individuo que toma la decisión y debe tener un número finito de opciones. El individuo elige, entre todas las alternativas disponibles, aquella que le entregue mayor utilidad.

Para el modelamiento de la función de utilidad del individuo, se utiliza el enfoque de utilidad aleatoria, cuya aplicación a la economía fue propuesta inicialmente por McFadden y luego desarrollada por Manski. De acuerdo con esto, las funciones de utilidad son tratadas como aleatorias, no para reflejar la falta de racionalidad, sino la falta de información con relación a las características de las alternativas o de los individuos por parte del observador. Este modelo supone que la utilidad del individuo ( $U_i$ ) se puede separar aditivamente en un componente determinístico observable ( $\epsilon_i$ ) y un componente aleatorio no observable ( $V_i$ ) para cada alternativa. Así, considerando individuos que eligen distintos sistemas de seguro, tenemos:

$$U_{iI} = V_{iI} + \epsilon_{iI} \quad (1)$$

$$U_{iF} = V_{iF} + \epsilon_{iF} \quad (2)$$

Donde  $U_{iI}$  corresponde a la utilidad que el individuo  $i$  obtiene del seguro de salud isapre (subíndice I), mientras que  $U_{iF}$  es la utilidad que el individuo  $i$  recibe si elige el seguro del FONASA (subíndice F). El componente  $\epsilon_i$  captura todos los factores que afectan la utilidad, pero no están incluidos en  $V_i$ . La probabilidad de que el individuo  $i$  seleccione el sistema privado de salud es, entonces:

$$\begin{aligned} P_{iI} &= \text{Prob}(U_{iI} > U_{iF}) \\ &= \text{Prob}(V_{iI} + \epsilon_{iI} > V_{iF} + \epsilon_{iF}) \\ &= \text{Prob}(\epsilon_{iF} + \epsilon_{iI} < V_{iI} - V_{iF}) \end{aligned} \quad (3)$$

Esto consiste en la probabilidad acumulada de que cada término aleatorio  $\epsilon_{iF} - \epsilon_{iI}$  se encuentre por debajo del valor observado para  $V_{iI} - V_{iF}$ . Por ejemplo, para modelos logit, la distribución del error se distribuye como la función de densidad valor extremo. Por lo tanto, obtenemos:

$$P_{iI} = \int I(\epsilon_{iF} - \epsilon_{iI} < V_{iI} - V_{iF}) f(\epsilon_i) d\epsilon_i \quad (4)$$

donde  $I(\cdot)$  es la función indicador, igual a 1 cuando la expresión entre paréntesis es verdadera y 0 en caso contrario. En este marco teórico, asumimos las siguientes funciones de utilidad:

$$U_{iI} = \alpha(Y_i - P_{iI}) + \beta X_{iI} + \gamma X_{iI} Z_i + \delta Z_i + \epsilon_{iI} \quad (5)$$

$$U_{iF} = \alpha(Y_i - P_{iF}) + \beta X_{iF} + \gamma X_{iF} Z_i + \delta Z_i + \epsilon_{iF} \quad (6)$$

Donde

$Y_i$  = Ingreso del individuo;

$P_{iI}$  = Precio del seguro privado cobrado por la isapre para el individuo  $i$ ;

$P_{iF}$  = Precio del seguro público del FONASA para el individuo  $i$ , correspondiente al 7% del ingreso individual, o  $0,07 Y_i$ ;



$X_{iI}$ = Vector de atributos que el seguro de salud isapre ofrece al individuo  $i$ ;

$X_{iF}$ = Vector de atributos que el seguro de salud del FONASA ofrece al individuo  $i$ ;

$Z_i$ = Vector de características sociodemográficas del individuo  $i$ ;

Las ecuaciones (5) y (6) representan la función de utilidad de las isapres y el FONASA para el individuo  $i$ , respectivamente. Se asume que las preferencias son estables a través del tiempo.

Se asume que la utilidad esperada para cada alternativa depende positivamente del ingreso neto luego de haberse pagado la prima del seguro. Por lo tanto, se espera que, a medida que el seguro de salud se torna más caro, su utilidad esperada disminuye. La utilidad esperada también depende de los atributos del servicio entregado en el plan: a una mayor calidad en la entrega de estos servicios, mayor será la utilidad esperada derivada de este. Esto está motivado por un estudio de opinión de la Superintendencia de Salud de Chile, que muestra que entre las características más valoradas por los usuarios del sistema privado está la calidad de la atención médica, la rapidez de la atención y la calidad de los médicos, a la vez que en el sistema público una de las características más valoradas es el bajo costo de la atención, es decir, bajos niveles de copago (Superintendencia de Salud, 2012). Las características sociodemográficas del individuo, por otra parte, también influyen en el nivel de utilidad percibido por un seguro de salud. Una persona más adversa al riesgo, por ejemplo, tiende a valorar una mayor cobertura y ser menos sensible al precio, mientras que un individuo que reside en zonas rurales donde existan pocos hospitales del sistema privado tiende a valorar más el seguro público de salud.

Al decidir qué sistema de salud elegir, cada individuo evalúa la diferencia entre la utilidad de estar en el sistema de isapres y la utilidad de estar en el FONASA. Por lo tanto, elige la opción que maximiza su utilidad. De esta forma, si la diferencia es positiva, se elige el seguro privado; si la diferencia es negativa, se elige el seguro público.

Restando la ecuación (5) en (6), se tiene:

$$U_{iI} - U_{iF} = \alpha(0.07 Y_i - P_{iI}) + \beta \Delta X_i + \gamma \Delta X_i Z_i + \Delta \epsilon_i \quad (7)$$

A diferencia de lo desarrollado anteriormente, el modelo aquí propuesto define que el vector de atributos del seguro de salud se compone de: i) un vector de características de calidad y servicio observables, el  $\Delta X_{i1}$ ; y ii) un vector de características no observables  $\Delta X_{i2}$ . Finalmente, se tiene que  $\Delta X_i = \Delta X_{i1} + \Delta X_{i2}$ , por lo que:

$$U_{iI} - U_{iF} = \alpha(0.07 Y_i - P_{iI}) + \beta(\Delta X_{i1} + \Delta X_{i2}) + \gamma(\Delta X_{i1} + \Delta X_{i2})Z_i + \Delta \epsilon_i \quad (8)$$

En la estimación, se asume un no observable para cada opción (FONASA e isapre), por lo tanto, la diferencia para este no observable es normalizada a 1. Como las características sociodemográficas del individuo son las mismas independientemente de su elección, se tiene finalmente que:

$$I = U_{iI} - U_{iF} = \alpha(0.07 Y_i - P_{iI}) + \beta_1 \Delta X_{i1} + \beta_2 \Delta X_{i2} + \gamma_1 \Delta X_{i1} Z_i + \gamma_2 Z_i + \Delta \epsilon_i \quad (9)$$

A diferencia de estudios anteriores, el modelo deja de usar el factor de riesgo individual como variable sustitutiva del precio del seguro privado y utiliza un vector de precios estimados de acuerdo con la edad, el número de cargas y el nivel de ingreso del cotizante<sup>8</sup>. El uso del vector de precio en

<sup>8</sup> Estimación propia a partir de datos extraídos de Duarte (2012).

lugar de la variable sustitutiva de riesgo individual permite que el nuevo precio estimado para el Plan Garantizado de Salud sea usado como contrafactual en el modelo de decisión, lo que permite simular la elección de los individuos entre seguro público y privado luego de la implementación de la reforma. En particular, el estudio aborda la evaluación de una prima comunitaria única. Ahora bien, este precio promedio, si bien no es el precio que el individuo en promedio observa, y por lo tanto sesga los resultados, es una mejor aproximación que la usada previamente en la literatura.

Una vez conocido cuál será el efecto de la reforma en el tamaño relativo de ambos sistemas y qué características, en términos de ingresos, edad, tamaño familiar y estado de salud poseen los individuos que se cambian de un sistema a otro, este análisis permitirá estimar el costo fiscal eventual de la reforma, en la medida en que se trasladen al FONASA afiliados que gastan más que lo que contribuyen.

Dado que solo la demanda está modelada en esta investigación, implícitamente se asume un escenario donde la oferta se ajusta de modo de mantener la renta económica que percibe el sector constante. Para mantener la renta económica se requiere un aumento significativo del precio del PGS, lo cual explica la caída de la demanda del servicio de las isapres. Este puede ser considerado entonces un escenario extremo. Si las isapres cuentan con grandes rentas económicas, podrían por ejemplo disminuir el impacto de la reforma, absorbiendo los mayores costos que requiere este sistema más solidario, generando un incremento de precios menor, disminuyendo el precio final a sus afiliados y reduciendo así la caída de su demanda.

## IV. Datos

Los datos utilizados en este estudio provienen de la Encuesta de Caracterización Socioeconómica Nacional 2013, que entrega información respecto a las condiciones de vivienda, situación laboral, nivel educacional, condiciones de salud y características demográficas de los individuos. La encuesta, aplicada entre noviembre de 2013 y enero de 2014 a 66.724 hogares del país, cuenta con representatividad nacional, por zona urbana y rural, para las 15 regiones del país y para un total de 324 comunas.

Uno de los requisitos necesarios para utilizar el modelo de elección discreta consiste en que las alternativas presentadas a un individuo deben ser mutuamente excluyentes. Por esta razón el modelo de decisión se aplica solamente a empleados, obreros o jubilados, debido a que estos individuos están sujetos a la cotización obligatoria de salud y, por lo tanto, deben elegir obligatoriamente entre contratar un plan en una isapre o afiliarse al FONASA, pagando en ambos casos al menos el 7% de su salario.

El modelo desarrollado se aplica al jefe del núcleo familiar, debido a que es él quien elige a qué seguro de salud se afiliará, decisión determinada por sus características individuales y de su núcleo familiar y por los atributos asociados a las alternativas disponibles. La encuesta CASEN 2013 contiene 218.490 observaciones, distribuidas en 78.938 núcleos familiares. La muestra expandida cuenta con una población de 17.273.085 personas, distribuidas en 6.256.912 hogares.

Como se mencionó, la muestra para análisis incluye solamente a los empleados, obreros y jubilados con ingreso imponible superior a cero y que estén afiliados al sistema de isapres o al FONASA grupos B, C y D. En el cuadro 1 se presenta la distribución del total de afiliados entre los sistemas de salud en 2013.

**Cuadro 1**

Chile: distribución de afiliados por quintil de ingreso y seguro de salud, 2013  
(En porcentajes)

	Quintil I	Quintil II	Quintil III	Quintil IV	Quintil V	Total
FONASA	11,0	18,4	17,6	15,6	7,0	69,6
Isapres	0,7	0,5	1,6	4,6	15,2	22,6
Otros	1,2	1,2	1,2	2,1	2,0	7,7
Total	12,9	20,1	20,4	22,4	24,2	100,0

**Fuente:** Elaboración propia, sobre la base de datos de la Encuesta de Caracterización Socioeconómica Nacional (CASEN) 2013.

En el cuadro 2 se presenta la proporción del total de afiliados entre el sistema público y privado en 2013 de la muestra final. En el cuadro 3 se detallan algunas características demográficas de la muestra final.

**Cuadro 2**

Chile: distribución de afiliados por quintil de ingreso y seguro de salud después de limpieza de la muestra, 2013  
(En porcentajes)

	Quintil I	Quintil II	Quintil III	Quintil IV	Quintil V	Total
FONASA	9	21	20	17	7	74
Isapres	1	1	2	5	17	26
Total	9,3	21,8	21,9	22,7	24,2	100,0

**Fuente:** Elaboración propia, sobre la base de datos de la Encuesta de Caracterización Socioeconómica Nacional (CASEN) 2013.

Una importante desventaja en el uso de encuestas es que se cuenta con información declarada por los propios cotizantes, que puede estar sujeta a serias imprecisiones. En este caso, por ejemplo, la información de los ingresos individuales corresponde al valor declarado como ingreso neto, y no ingreso bruto. Para el uso en el modelo, este valor es transformado a ingreso imponible, reajustándose los valores correspondientes del impuesto a la renta y las cotizaciones de salud y de fondos de pensiones. Además, la CASEN 2013 no contiene la información efectiva del número de cargas por afiliado, por lo que se consideran como cargas aquellos miembros del núcleo familiar menores de 18 años, o bien mayores de 18 años y menores de 25 que asistan a algún establecimiento educacional. Adicionalmente, no se puede distinguir cómo se distribuyen las cargas en el caso en que ambos cónyuges sean activos y coticen para el sistema de salud. Por esta razón, se supone que el jefe del núcleo familiar es quien toma la decisión y asume todas las cargas.

La prima del seguro público, es decir el 7% del salario, se estimó utilizando una variable que representa el salario del jefe del núcleo familiar. Si el cónyuge es empleado, obrero o jubilado, se atribuye su sueldo a esta variable, lo que define un “cotizante único”, que se hace cargo de todas las cargas familiares. Esta simplificación disminuye el problema de la falta de información sobre la asignación de las cargas entre los cónyuges. Sin embargo, obliga a asumir que los cónyuges que son activos y cotizan eligen el mismo sistema de salud.

Para la prima del seguro privado, como se mencionó anteriormente, se utilizará una estimación promedio por edad, número de cargas y nivel de ingreso del cotizante, usando datos de la Superintendencia de Isapres.

Las otras variables que se utilizan en este estudio corresponden a características individuales de los encuestados, empleadas con frecuencia en los estudios revisados para el caso chileno. Estas variables sirven para ser usadas por sí solas en el modelo, así como para interactuar con las variables que contienen los atributos relacionados con la calidad y el servicio de los seguros de salud público y privado. Entre ellas, se mencionan: edad, un indicador del género, un indicador de si el jefe del núcleo

posee cónyuge, número de cargas y dos indicadores de ubicación geográfica (uno correspondiente a Santiago y el otro a si el individuo vive en una ciudad pequeña). En los cuadros 3 y 4 se muestran algunas estadísticas de estas variables.

### Cuadro 3

Chile: estadísticas descriptivas, por quintil y sistema, 2013  
(En porcentajes, años cumplidos, pesos chilenos y número)

	Sistema	Quintil I	Quintil II	Quintil III	Quintil IV	Quintil V
Cotizantes	FONASA	94,3	97,3	91,0	76,5	28,7
	Isapres	5,7	2,7	9,0	23,5	71,4
Cotizantes mujeres	FONASA	97,3	97,7	95,6	79,7	33,6
	Isapres	2,7	2,3	4,4	20,3	66,4
Cotizantes hombres	FONASA	92,3	97,0	89,5	75,4	27,3
	Isapres	7,7	3,0	10,5	24,6	72,7
Edad promedio (años cumplidos)	FONASA	51,3	49,1	46,7	46,7	47,1
	Isapres	51,4	42,3	41,9	44,4	43,6
Sueldo imponible promedio (pesos chilenos)	FONASA	198 771	271 453	364 389	549 420	1 181 443
	Isapres	207 345	290 311	415 292	646 902	2 232 254
Riesgo promedio	FONASA	3,5	3,4	3,2	3,4	3,5
	Isapres	3,6	3,0	2,6	2,8	2,8
Dependientes	FONASA	2,1	2,3	2,4	2,4	2,6
	Isapres	2,2	2,1	2,3	2,1	2,2

**Fuente:** Elaboración propia, sobre la base de datos de la Encuesta de Caracterización Socioeconómica Nacional (CASEN) 2013.

### Cuadro 4

Chile: estadísticas descriptivas de variables independientes sociodemográficas, 2013

Variable	Promedio	Desviación estándar
Edad	43,25	12,36
Educación	5,88	3,25
Cónyuge	0,25	0,43
Santiago o Región Metropolitana	0,51	0,50
Ciudades pequeñas	0,41	0,49
Estado de salud	5,75	1,14
Aversión al riesgo	0,16	0,37
Preexistencia	0,23	0,42
Días de hospitalización	0,01	0,11
Riesgo	3,08	1,30
Número de personas	2,36	1,16

**Fuente:** Elaboración propia, sobre la base de datos de la Encuesta de Caracterización Socioeconómica Nacional (CASEN) 2013.

También se utilizan variables relacionadas al estado de salud, como: dos indicadores del estado de salud (autorreportado) de los individuos. El primero toma el valor 1 si el individuo se autoevalúa con notas 1 o 2, es decir, “muy mal” o “mal”. El segundo indicador toma el valor 1 si el encuestado se autoevalúa 3 o 4, es decir, “menos que razonable” o “razonable”. Por lo tanto, quedan las notas 5, 6 y 7, que corresponden a “más que razonable”, “bueno” y “muy bueno”. Estas variables intentan capturar tendencias en la selección adversa y riesgo moral después de la implementación de la reforma. Se construye una variable que contiene la suma de los factores de riesgo de las cargas y el jefe del núcleo familiar. Esta variable se basa en una tabla de factor de riesgo actualizada a 2009, calculada a partir de un promedio ponderado entre las tablas de isapres abiertas en 2005 y la proporción de beneficiarios de cada isapre abierta de 2009.

Finalmente, el modelo incorpora variables de calidad y servicio que son necesarias para representar en otra dimensión los atributos de los seguros de salud. Primero, se construye, usando datos del Departamento de Estadísticas e Información de Salud (DEIS) del Ministerio de Salud<sup>9</sup>, el número de establecimientos de salud disponibles por cada 100.000 habitantes en cada región por cada sistema, como se observa en el cuadro 5. Segundo, se construye una variable promedio del gasto de los cotizantes en ambos sistemas, por región<sup>10</sup>.

**Cuadro 5**

Chile: número de establecimientos de salud, por región, 2013  
(Por 100.000 habitantes)

Región	Isapres	FONASA
I	0,65	0,33
II	1,58	0,35
III	1,08	0,36
IV	0,28	0,42
V	0,63	0,46
VI	0,34	0,23
VII	0,30	0,30
VIII	0,59	0,40
IX	0,31	0,31
X	0,24	0,36
XI	0,96	0,96
XII	1,27	0,63
RM	1,03	0,34
XIV	0,53	0,26
XV	3,23	0,54

**Fuente:** Elaboración propia, sobre la base de datos del Departamento de Estadísticas e Información de Salud del Ministerio de Salud.

En el cuadro 6 se presentan las diferencias de los promedios de las variables de calidad y servicio, por quintil de ingreso.

**Cuadro 6**

Chile: variables de calidad, por quintil de ingreso, 2009  
(En pesos chilenos)

	Quintil I	Quintil II	Quintil III	Quintil IV	Quintil V
Promedio diferencia copago	20 178	17 502	14 862	12 809	9 254
Promedio diferencia hospitales por habitante	0,32	0,43	0,53	0,56	0,64

**Fuente:** Elaboración propia, sobre la base de datos de la Encuesta de Protección Social (EPS) de 2009.

<sup>9</sup> Se utiliza la base de datos de egresos hospitalarios más recientes del DEIS para 2011. Para construir el índice, se seleccionan solamente aquellos catalogados como establecimientos de mayor complejidad. No se consideran postas de salud rural, centros de salud urbanos, familiares, comunitarios familiares o rurales; vacunatorios, establecimientos de mediana o menor complejidad, hospitales de campaña u hospitales militares de campaña, Servicio de Atención Primaria de Urgencia (SAPU); Clínica Dental Móvil, oficina sanitaria, clínica en convenio, Consultorio General Rural, centros de atención cerrada; Centros de Referencia de Salud, Centros de Diagnóstico Terapéutico y hospitales delegados. Para los establecimientos privados, se mantienen solamente hospitales y clínicas.

<sup>10</sup> El promedio se calcula incluyendo consultas médicas de urgencia y especialidad, rayos x o ecografías y controles preventivos. El promedio no incluye gastos por hospitalización o cirugías. Los promedios se obtienen a partir de datos de la Encuesta de Protección Social (EPS) de 2009; se optó por no trabajar con la última EPS disponible de 2012, ya que se considera un producto no logrado por parte de la Subsecretaría de Previsión Social.

Por último, se utilizan otras variables con el objetivo de replicar resultados anteriores, tales como: el logaritmo del ingreso del jefe del núcleo, una variable de precio (factor de riesgo) en dos versiones, una con los mismos datos usados por Sapelli y Torche (2001) y otra actualizada al año 2009, calculada a partir de un promedio ponderado entre las tablas de isapres abiertas en 2005 y la proporción de beneficiarios de cada isapre abierta de 2009, y el número de personas en el núcleo familiar que han sido hospitalizadas por más de 8 días en los tres meses anteriores a la encuesta.

## V. Resultados

La demanda del seguro de salud privado es una función de la diferencia de precios entre el seguro público y el privado: mientras más negativa esta diferencia, mayor la probabilidad de que el individuo se afilie a una isapre. La ecuación también incluye atributos de calidad y servicio de los seguros, descritos en el vector de atributos observables: cuanto mejor sea la calidad y el servicio de los planes de las isapres en comparación con el FONASA, mayor la probabilidad de que el individuo elija una isapre. Debido a la normalización del vector de atributos no observables, las características sociodemográficas del individuo representan por sí solas un efecto en la preferencia por un plan de salud. Asimismo, las características individuales, como la edad, el ingreso, el sexo, el sector de residencia, entre otras, influyen en cómo las personas perciben los atributos específicos de cada plan. Por esta razón, se incluyen una serie de interacciones entre variables sociodemográficas del individuo y variables de calidad y servicio de los seguros de salud, con el objetivo de caracterizar de mejor manera las preferencias heterogéneas de la población. El principal interés del análisis está en estudiar la sensibilidad del individuo frente a cambios en la prima del seguro de salud, considerando las variables sociodemográficas y las variables de calidad. Este enfoque permite analizar cómo la reforma puede incidir en el fenómeno de selección adversa, efecto que podría afectar al seguro público debido a que este no posee restricciones para recibir a afiliados de cualquier tipo de riesgo o costo esperado para el sistema.

### 1. Comparación de los resultados con la literatura

La variable de interés es una variable binaria que toma el valor 1 si el individuo elige el sistema de isapres y 0 si elige el FONASA. En el cuadro 7 se muestran los resultados de la regresión para el modelo propuesto por Sapelli y Torche. La regresión A replica el modelo usando la misma tabla de factor de riesgo usada en el modelo original; la B utiliza la tabla de factor de riesgo actualizada y, finalmente, la C utiliza el vector de precios construidos sobre la base de los precios reales que pagan los individuos.

Al observar la regresión, se advierte que la sensibilidad al precio ha dejado de ser significativa para 2013 (regresión A), al tiempo que la relevancia de la sensibilidad al ingreso se ha mantenido. Además, el uso del factor de riesgo como variable sustitutiva de la prima privada (regresión B) se muestra no significativo, a diferencia del precio creado a partir de las primas reales (regresión C). De lo anterior podemos inferir que el factor de riesgo no sería la variable sustitutiva más eficiente del precio promedio. Esto se debe a que el factor de riesgo no incorpora el efecto de la prima básica, que tiene un valor diferenciado para cada plan.

**Cuadro 7**  
Chile: coeficientes y desviaciones estándar de las regresiones

Variables <sup>a</sup>	Sapelli y Torche CASEN 1996	Regresión A	CASEN2013	Regresión B	CASEN2013	Regresión C	CASEN2013
	Coeficientes	Coeficientes	Desviación estándar	Coeficientes	Desviación estándar	Coeficientes	Desviación estándar
L_ingreso	2,10**	2,647***	0,199	2,650***	0,198	2,906***	0,183
Precio	-0,20**	-0,105	0,079	-0,081	0,077	-0,0142**	0,005
Cónyuge	0,47**	0,332***	0,079	0,301***	0,081	0,439***	0,075
Edad	-0,04**	-0,004	0,003	-0,002	0,003	-0,0101**	0,003
Días_Hosp	-0,49	-0,002	0,102	0,002	0,094	-0,044	0,095
Santiago_RM	5,11**	3,824	2,905	4,140	2,898	5,875*	2,750
Ciud_Pequeñas	3,32**	4,724	2,912	4,961	2,908	7,048*	2,755
Lin_Stgo	-0,29*	-0,168	0,218	-0,174	0,217	-0,348	0,208
Lin_Pequeñas	-0,18	-0,290	0,218	-0,301	0,218	-0,481*	0,209
Pre_Stgo	-0,05	-0,127	0,092	-0,170	0,087	0,000	0,000
Pre_Pequeñas	-0,03	-0,054	0,088	-0,065	0,084	0,000	0,000
Constante	-24,84***	-36,91***	2,644	-37,01***	2,63	-40,21***	2,407
Pseudo-R <sup>2</sup>	0,26	0,377		0,378		0,373	

**Fuente:** Elaboración propia.

**Nota:** \*\*\*significativo al 1%; \*\*significativo al 5%; \*significativo al 10%.

<sup>a</sup> Estas variables están definidas en Sapelli y Torche (1998): L\_ingreso (logaritmo del ingreso); Precio (el índice construido); Cónyuge (variable dummy); Edad (edad); Días\_Hosp (número de familiares que han sido hospitalizados por más de ocho días en los últimos tres meses); Santiago\_RM (variable dummy que identifica a Santiago (Chile)); Ciud\_Pequeñas (variable dummy que identifica ciudades pequeñas); Lin\_Stgo y Lin\_Pequeñas (interacciones entre las variables dummy de ciudades y el logaritmo del ingreso); Pri\_Stgo y Pri\_Pequeñas (interacciones entre las variables dummy de ciudades y el precio).

## 2. Resultados del modelo propuesto

El cuadro 8 muestra los resultados de la regresión para el modelo propuesto. La variable Dif\_Precio es la diferencia entre la prima pública menos la prima privada. Como se esperaba, mientras más negativa es la diferencia de precios entre seguro público y seguro privado, menor es la probabilidad de afiliación al sistema de isapres. Las otras variables relacionadas con atributos de los seguros de salud fueron construidas como el valor que toman en el seguro privado menos el valor que toman en el seguro público.

Una mayor diferencia en los valores de copagos entre las isapres y el FONASA implica una mayor probabilidad de afiliarse al FONASA. Por otro lado, una mayor diferencia entre el número de establecimientos en la región del individuo aumenta su probabilidad de afiliación al sistema de isapres.

El signo positivo encontrado para la variable Edad indica un aumento en el perfil de riesgo de los afiliados a isapres. Una posible razón para este efecto es la implementación de la Cobertura Adicional por Enfermedades Catastróficas (CAEC) en 2006, la que puede haber afectado a aquellas personas con perfil de riesgo de salud más alto, tornando el seguro de salud privado más atractivo para ellas. Aun así, la variable Estado\_Salud, que captura informaciones no disponibles para las aseguradoras respecto al riesgo de salud del individuo, indica una preferencia por el seguro público en el caso de que existan evidencias de peor estado de salud.

Por otra parte, la existencia de un cónyuge activo y que cotice para algún sistema de salud aumenta la probabilidad de afiliación a isapres, debido a la interacción entre las variables Dif\_Copago\_sis y Cónyuge y a pesar del mayor valor en copagos que debe realizar en el sistema privado. Esto se debe a que la existencia de un cónyuge activo aumenta el ingreso familiar, lo que explica una mayor preferencia por el sistema de isapres.

En promedio, las variables Santiago\_RM y Ciud\_Pequeñas muestran que las personas que viven en esos lugares tienen mayores preferencias por isapres. Además, como se esperaba, el aumento de ingreso aumenta la probabilidad de afiliación al sistema de isapres.

**Cuadro 8**  
Chile: coeficientes y desviaciones estándar  
de la regresión del modelo propuesto

	Coeficientes	Desviación estándar
Dif_Precio	0,076	0,047
Dif_Copago_Sis	-0,647	0,740
Dif_Hosp_Hab	0,763	0,505
Ysueldo	0,000***	2,61E-07
Edad	0,002	0,006
Sexo	-0,185	0,119
Cónyuge	0,323	0,177
Estado_Salud1	0,083	0,616
Estado_Salud2	-0,511	0,272
Santiago_RM	1,495***	0,297
Ciud_Pequeñas	0,797**	0,265
Num_Pers	0,003	0,0818
Dif_Cop x Ysueldo	0,000	4,85E-07
Dif_Cop x Edad	-0,000	0,011
Dif_Cop x Sexo	0,152	0,234
Dif_Cop x Cónyuge	0,325	0,221
Dif_Cop x Salud1	0,739	0,613
Dif_Cop x Salud2	0,555	0,313
Dif_Cop x Numpers	-0,069	0,144
DifHosp x Ysueldo	0,000	5,08E-07
DifHosp x Edad	-0,012*	0,005
DifHosp x Sexo	-0,203	0,145
DifHosp x Cónyuge	-0,593***	0,154
DifHosp x Salud1	-0,312	0,386
DifHosp x Salud2	0,109	0,163
DifHosp x Santiago_RM	0,889*	0,383
DifHosp x Ciud_Peq	0,357	0,246
DifHosp x Numpers	-0,103	0,0587
DifPrecio x Cónyuge	-0,034	0,0334
DifPrecio x Salud1	0,118	0,104
DifPrecio x Salud2	-0,025	0,0403
DifPrecio x Santiago_RM	0,043	0,0528
DifPrecio x Ciud_Peq	-0,026	0,047
Constante	-3,836***	0,394

**Fuente:** Elaboración propia.

**Nota:** \*\*\*significativo al 1%; \*\*significativo al 5%; \*significativo al 10%.

### 3. Efectos de la implementación del Plan Garantizado de Salud con prima comunitaria única

Utilizando el modelo descrito en las secciones anteriores, se estima la transferencia de afiliados entre los sistemas de isapres y el FONASA luego de la implementación del PGS, con una prima comunitaria única. Para efectos de la simulación se corrigieron los datos proporcionados por la Comisión de Reforma de la Salud en lo relativo al nivel de cobertura del PGS. Se supuso un nivel de cobertura promedio de un 75%, considerando los precios de 2013. Esto genera un valor de la tarifa plana de 26.989 pesos chilenos, por encima del rango estimado por la CRS, que consideraba coberturas más bajas (un 50% en prestación ambulatoria FONASA libre elección y un 60% en hospitalización en el Hospital Clínico de la Universidad de Chile José Joaquín Aguirre). Se consideró este aumento



de la cobertura para acercarse a la propuesta realizada en la Comisión de Salud del Senado<sup>11</sup>. La propuesta de coberturas consideradas en el Senado a precios actuales implican un costo estimado por el Ministerio de Salud de tarifa plana de 28.432 pesos chilenos a pesos de 2013 por persona<sup>12</sup>. El valor de 26.989 pesos chilenos por beneficiario se obtuvo imponiendo la cobertura del 75% y calculando la prima que genera el mismo nivel de margen total del sistema de isapres que el que existía sin reforma. Este valor podría sobreestimar la prima comunitaria, si cae el margen total por efecto del aumento de la competencia que se podría generar al eliminar las preexistencias y carencias al interior del sistema de isapres. Finalmente, cabe señalar que el valor contempla un Subsidio por Incapacidad Laboral (SIL) del 1,5% de la remuneración promedio de los cotizantes.

Los resultados obtenidos y mostrados en el cuadro 9 permiten concluir que un 12,39% de la cartera total del sistema de isapres se transfiere al FONASA, aproximadamente un millón de personas. En todos los quintiles el efecto neto es la transferencia de las isapres al FONASA, no obstante son los grupos de menores ingresos los que se trasladan masivamente.

**Cuadro 9**  
Chile: cambios en la cartera de isapres, por quintil  
(En porcentajes)

Quintil de ingreso	Variación cartera de isapres	Variación grupo específico
I	-0,83	-71,64
II	-2,41	-53,10
III	-3,46	-36,45
IV	-3,94	-18,27
V	-1,76	-2,78
Total	-12,39	-12,39

**Fuente:** Elaboración propia, sobre la base de resultados de las regresiones y escenario simulado con el Plan Garantizado de Salud.

Si se compara la proporción de afiliados que se cambia por quintil de ingreso en relación con la participación inicial de cada grupo en las isapres, se advierte que el efecto de la reforma es acentuar la selección adversa en contra del FONASA. Solo el 1,76% de las familias que se cambian pertenecen al V quintil, mientras que ese grupo representa el 63,74% de los afiliados a isapres (véase el gráfico 1)<sup>13</sup>.

Las familias numerosas se cambian en mayor proporción que los individuos solteros o las familias pequeñas, como se observa en el cuadro 10. El 20,26% de las familias de cuatro miembros o más se cambian al FONASA; este grupo representa el 15% del total del sistema (véase el gráfico 2).

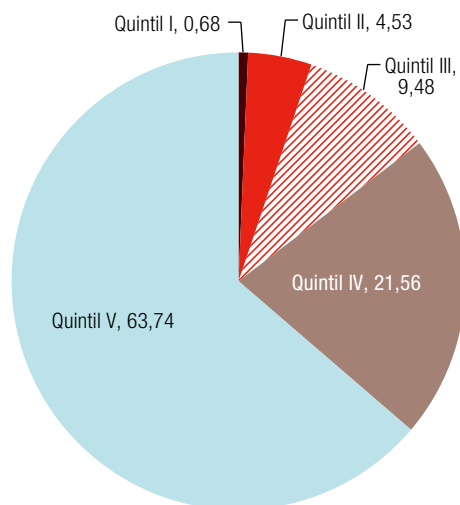
Esto también representa un efecto de selección adversa que genera un aumento del déficit del FONASA, toda vez que en el FONASA las familias hacen un aporte proporcional al ingreso (7%) pero el gasto depende del número de cargas.

<sup>11</sup> La propuesta del Ministerio considera una cobertura en hospitalización del 80% (arancel hospital J. J. Aguirre) y del 60% ambulatoria, elevando la cobertura establecida en el estudio del Consejo de Reforma de la Salud.

<sup>12</sup> Informe del Ministro de Salud a la Comisión de Salud del Senado, junio de 2013.

<sup>13</sup> Están sobrerrepresentadas las familias de menores ingresos entre los que emigran al FONASA, en relación con la población promedio de las isapres.

**Gráfico 1**  
Chile: participación en las isapres, por quintil de ingreso, 2013  
(En porcentajes)



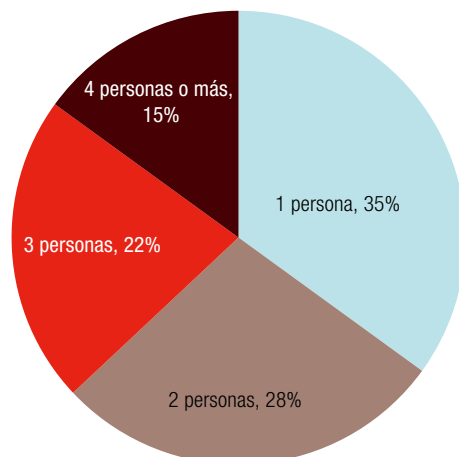
**Fuente:** Elaboración propia, sobre la base de datos de la Encuesta de Caracterización Socioeconómica Nacional (CASEN) 2013.

**Cuadro 10**  
Chile: cambios en la cartera de isapres, por grupo familiar  
(En porcentajes)

Núcleo familiar	Variación cartera de isapres	Variación grupo específico
1 persona	-1,96	-5,69
2 personas	-3,44	-12,34
3 personas	-3,87	-17,42
4 personas o más	-3,12	-20,26
Total	-12,39	-12,39

**Fuente:** Elaboración propia, sobre la base de resultados de las regresiones y escenario simulado con el Plan Garantizado de Salud.

**Gráfico 2**  
Chile: participación en las isapres, por grupo familiar, 2013  
(En porcentajes)



**Fuente:** Elaboración propia, sobre la base de datos de la Encuesta de Caracterización Socioeconómica Nacional (CASEN) 2013.

Respecto a las condiciones de salud de los que emigran al FONASA, como se observa en el cuadro 11, no sería un factor significativo que genere selección adversa (véase además el gráfico 3).

**Cuadro 11**

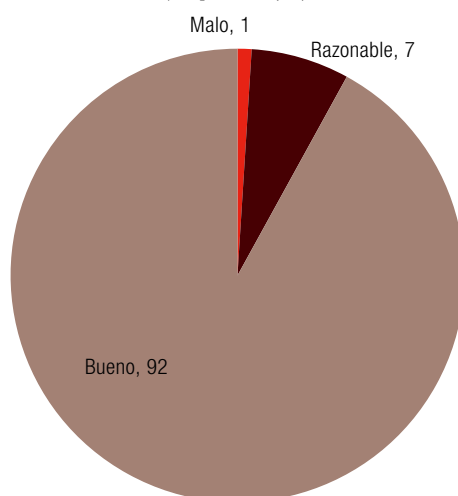
Chile: cambios en la cartera de isapres, por estado de salud  
(En porcentajes)

Estado de salud	Variación cartera de isapres	Variación grupo específico
Bueno	-9,69	-10,52
Razonable	-3,09	-46,83
Malo	0,40	33,04
Total	-12,39	-12,39

**Fuente:** Elaboración propia, sobre la base de resultados de las regresiones y escenario simulado con el Plan Garantizado de Salud.

**Gráfico 3**

Chile: participación en las isapres, por estado de salud, 2013  
(En porcentajes)



**Fuente:** Elaboración propia, sobre la base de datos de la Encuesta de Caracterización Socioeconómica Nacional (CASEN) 2013.

Finalmente, para efectos de simular el costo para el FONASA de los 400.000 beneficiarios desde las isapres, consideramos la información disponible hasta 2011 sobre costos para el FONASA grupo D como una estimación del costo de atención, ajustada por el IPC de salud hasta 2013 y considerando un costo para el FONASA de 26.190 pesos chilenos<sup>14</sup>.

Como en el FONASA se cobra el 7% del ingreso, con el cual se debe financiar el Subsidio por Incapacidad Laboral por enfermedad (1,5% del ingreso), el ingreso de los que se cambian en promedio es de 251.003 pesos chilenos y el número promedio de miembros en la familia es 2,9, de manera que el aporte promedio por beneficiario es de 5.522 pesos chilenos por mes. El déficit del FONASA por cada persona que se cambia sería de 20.668 pesos chilenos al mes. Considerando la situación de precios de 2013, el déficit anual por beneficiario transferido sería de 248.015 pesos chilenos, monto similar al gasto total del FONASA por beneficiario promedio. En conclusión, la reforma implica aumentar un 12% el gasto del FONASA para atender a los beneficiarios que se trasladan al sistema público.

<sup>14</sup> Véase Bitran, Arpón y Debrott (2013).

## VI. Conclusiones

En el presente estudio se desarrolla un modelo de elección discreta, utilizando datos de la encuesta CASEN 2013, para modelar la elección de seguro de salud de los cotizantes en Chile. A diferencia de estudios anteriores, el modelo deja de usar el factor de riesgo individual como variable sustitutiva del precio del seguro privado y utiliza un vector de precios estimados de acuerdo con la edad, el número de cargas y el nivel de ingreso del cotizante. Por otro lado, se considera explícitamente en el modelo la influencia de la calidad de los sistemas en la elección del seguro de salud, lo cual, como vemos en nuestro análisis, mejora la capacidad explicativa del modelo.

Este modelo se usa para simular cómo cambiaría la elección de los cotizantes al introducir el PGS, con prima única. Es decir, para simular cambios en la demanda de planes de salud, de manera que los resultados muestran un análisis parcial del efecto del PGS. Este efecto parcial no considera la posible reacción por parte de la oferta en el sentido de agregar planes complementarios o suplementarios al PGS. Estos posibles nuevos planes cambiarían por un lado la “prima total” y la “cobertura total” que los individuos enfrentarían, lo que cambiaría la demanda de planes de salud. Por ejemplo, si un individuo tiene preferencias fuertes por cobertura, pero también por precio, al enfrentar dos planes similares en esas condiciones no sería claro cuál elegiría. Sin embargo, si a este mismo individuo le agregamos un plan que complementa el plan básico que tiene a una prima aceptable, este individuo elegiría este plan.

Sin embargo, este efecto parcial por el lado de la demanda es suficientemente grande como para no considerarlo dentro de un análisis más exhaustivo de la oferta y demanda de seguros privados.

Nuestros resultados indican que la cartera de isapres disminuiría un 12,39%, lo que significa que alrededor de 400.000 personas se cambiarían al FONASA<sup>15</sup>. Esta disminución se compone principalmente de familias numerosas y personas pertenecientes a quintiles de ingresos más bajos. Este resultado exacerba los problemas de selección adversa presentes en el sistema FONASA. Es decir, la introducción del PGS tendría un impacto financiero adverso en el FONASA, disminuyendo la capacidad de este de cumplir con sus obligaciones.

Como vimos, la reforma implica aumentar un 12% el gasto del FONASA para atender a los beneficiarios que se trasladan al sistema público. Considerando el presupuesto del año 2013, se estima que el costo de la implementación del PGS con tarifa plana sería de alrededor de 200 millones de dólares al año para el fisco. Además del estrés financiero que implica un aumento inmediato del gasto de esta magnitud, el FONASA deberá ser capaz de incorporar unas 400.000 personas que están acostumbradas a una modalidad de servicio diferente, con todas las dificultades que esto conlleva. Estas familias probablemente gastarán más que el promedio de los cotizantes del grupo D del FONASA, ya que están acostumbradas a la Modalidad Libre Elección. Por otro lado, este cambio masivo produciría en alguna medida un desplazamiento de la población actual del FONASA en el uso de recursos, ya que tiene menor entrenamiento en el uso de seguros y menores recursos.

En conclusión, no es conveniente implementar un Plan Garantizado de Salud con prima comunitaria única, en un sistema de seguros de salud tan segmentado como el chileno, toda vez que tiende a exacerbar el problema de selección adversa ya presente en el sistema, acrecentando la segmentación y requiriendo una enorme cantidad de recursos adicionales del Estado. En este contexto, se recomienda analizar una política de precios más solidaria para el PGS, considerando de manera diferenciada e integral (sistema público y privado) la demanda, apuntando a distintas primas de acuerdo con factores como la edad y el nivel socioeconómico de los cotizantes y la interacción con la oferta.

<sup>15</sup> La simulación se hace sobre la base de dos millones de cotizantes, que representan un porcentaje importante de la cartera total. Esto es necesario debido a las restricciones de datos que tenemos al usar encuestas. En particular la base de datos excluye a los cotizantes independientes y por lo tanto podría introducir sesgo.

## Bibliografía

- Akerlof, G. A. (1970), "The market for 'lemons': quality uncertainty and the market mechanism", *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 84, N° 3.
- Bitran, R., P. Arpón y D. Debrott (2013), "Opciones de reforma a la seguridad social en salud en Chile", *Documento de Referencia*, N° 13, Santiago, Espacio Público.
- Copetta, C. (2011), "Minuta Plan Garantizado de Salud Para el Sector Isapres", *Documento de Trabajo*, Santiago, Superintendencia de Salud.
- Cutler, D. M. y S. J. Reber (1998), "Paying for health insurance: the trade-off between competition and adverse selection", *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 113, N° 2, Oxford, Oxford University Press.
- Dawes Ibáñez, A. (2010), "Health care reform and its effect on the choice between public and private health insurance: evidence from Chile", tesis, Santiago, Instituto de Economía, Pontificia Universidad Católica de Chile.
- Duarte, F. (2012), "Price elasticity of expenditure across health care services", *Journal of Health Economics*, vol. 31, N° 6, Amsterdam, Elsevier.
- Feldman, R. y otros (1989), "The demand for employment-based health insurance plans", *Journal of Human Resources*, vol. 24, N° 1, Wisconsin, University of Wisconsin Press.
- Friedman, B. (1974), "Risk aversion and the consumer choice of health insurance option", *The Review of Economics and Statistics*, vol. 56, N° 2, Cambridge, Massachusetts, The MIT Press.
- Missoni, E. y G. Solimano (2010), "Towards universal health coverage: the Chilean experience", *World Health Report (2010) Background Paper*, N° 4, Organización Mundial de la Salud (OMS) [en línea] [https://pdfs.semanticscholar.org/226c/4621cd397092dfd556f7b19f02048d6f5620.pdf?\\_ga=2.163282104.523300194.1501966237-1570332244.1501185329](https://pdfs.semanticscholar.org/226c/4621cd397092dfd556f7b19f02048d6f5620.pdf?_ga=2.163282104.523300194.1501966237-1570332244.1501185329).
- Sanhueza, R. y J. Ruiz-Tagle (2002), "Choosing health insurance in a dual health care system: the Chilean case", *Journal of Applied Economics*, N° 001.
- Sapelli, C. y A. Torche (2001), "The mandatory health insurance system in Chile: explaining the choice between public and private insurance", *International Journal of Health Care Finance and Economics*, vol. 1, N° 2, Springer.
- \_\_\_\_\_(1998), "El seguro previsual de salud: determinantes de la elección entre seguro público y privado, 1990-1994", *Cuadernos de Economía*, vol. 35, N° 106, Santiago, Instituto de Economía, Pontificia Universidad Católica de Chile.
- Sapelli, C. y B. Vial (2003), "Self-selection and moral hazard in Chilean health insurance", *Journal of Health Economics*, vol. 22, N° 3, Amsterdam, Elsevier.
- Superintendencia de Salud (2012), "Estudio de opinión y satisfacción de usuarios", Santiago [en línea] [http://www.supersalud.gob.cl/documentacion/666/articles-7632\\_recurso\\_1.pdf](http://www.supersalud.gob.cl/documentacion/666/articles-7632_recurso_1.pdf).
- Tokman, M., C. Marshall y C. Espinosa (2007), "Un matrimonio difícil: la convivencia entre un seguro público solidario y seguros de salud competitivos", *serie Financiamiento del Desarrollo*, N° 199 (LC/L.2851-P), Santiago, Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL).

# 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](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](mailto: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](http://www.cepal.org/publicaciones)

---

### Informes periódicos / *Annual reports*

También disponibles para años anteriores / *Issues for previous years also available*

- Estudio Económico de América Latina y el Caribe 2017, 218 p.  
*Economic Survey of Latin America and the Caribbean 2017, 214 p.*
- La Inversión Extranjera Directa en América Latina y el Caribe 2017, 206 p.  
*Foreign Direct Investment in Latin America and the Caribbean 2016, 196 p.*
- Anuario Estadístico de América Latina y el Caribe 2016 / *Statistical Yearbook for Latin America and the Caribbean 2016, 132 p.*
- Balance Preliminar de las Economías de América Latina y el Caribe 2016, 132 p.  
*Preliminary Overview of the Economies of Latin America and the Caribbean 2016, 124 p.*
- Panorama Social de América Latina 2016, 290 p.  
*Social Panorama of Latin America 2016, 272 p.*
- Perspectivas del Comercio Internacional de América Latina y el Caribe 2017. Documento informativo, 176 p.  
*International Trade Outlook for Latin America and the Caribbean 2017. Briefing paper, 170 p.*

### Libros y documentos institucionales / *Institutional books and documents*

- Plan de acción regional para la implementación de la nueva agenda urbana en América Latina y el Caribe, 2016-2036, 2017, 64 p.  
*Regional Action Plan for the implementation of the New Urban Agenda in Latin America and the Caribbean 2016-2036, 2017, 62 p.*
- Brechas, ejes y desafíos en el vínculo entre lo social y lo productivo, 2017, 182 p.  
*Linkages between the social and production spheres: Gaps, pillars and challenges, 2017, 170 p.*
- Derechos de las personas mayores: retos para la interdependencia y autonomía, 2017, 176 p.  
*Challenges to the autonomy and interdependent rights of older persons, 2017, 162 p.*
- Panorama fiscal de América Latina y el Caribe 2017: la movilización de recursos para el financiamiento del desarrollo sostenible, 2017, 115 p.  
*Fiscal Panorama of Latin America and the Caribbean 2017: Mobilizing resources to finance sustainable development, 2017, 108 p.*
- La matriz de la desigualdad en América Latina, 2016, 96 p.  
*The social inequality matrix in Latin America, 2016, 94 p.*
- Autonomía de las mujeres e igualdad en la agenda de desarrollo sostenible, 2016, 184 p.  
*Equality and women's autonomy in the sustainable development agenda, 2016, 168 p.*  
*Autonomia das mulheres e igualdade na agenda de desenvolvimento sustentável. Síntese, 2016, 106 p.*
- La Unión Europea y América Latina y el Caribe ante la Agenda 2030 para el Desarrollo Sostenible: el gran impulso ambiental, 2016, 112 p.  
*The European Union and Latin America and the Caribbean vis-à-vis the 2030 Agenda for Sustainable Development: The environmental big push, 2016, 112 p.*
- Horizontes 2030: la igualdad en el centro del desarrollo sostenible, 2016, 176 p.  
*Horizons 2030: Equality at the centre of sustainable development, 2016, 174 p.*  
*Horizontes 2030: a igualdade no centro do desenvolvimento sustentável, 2016, 176 p.*
- 40 años de agenda regional de género, 2016, 130 p.  
*40 years of the regional gender agenda, 2016, 128 p.*

## Libros de la CEPAL / *ECLAC books*

- 150 ¿Quién cuida en la ciudad?: aportes para políticas urbanas de igualdad, María Nieves Rico, Olga Segovia (eds.), 2017, 476 p.
- 149 Manufactura y cambio estructural: aportes para pensar la política industrial en la Argentina, Martín Abeles, Mario Cimoli, Pablo José Lavarello (eds.), 2017, 336 p.
- 148 Planificación para el desarrollo en América Latina y el Caribe: enfoques, experiencias y perspectivas, Jorge Máttar, Luis Mauricio Cuervo (eds.), 2017, 336 p.
- 147 Inclusión financiera de pequeños productores rurales, Francisco G. Villarreal (ed.), 2017, 218 p.  
*147 Financial inclusion of small rural producers, Francisco G. Villarreal (ed.), 2017, 196 p.*
- 146 Institucionalidad social en América Latina y el Caribe, Jorge Martínez (ed.), 2017, 334 p.
- 145 Política industrial rural y fortalecimiento de cadenas de valor, Ramón Padilla (ed.), 2017, 242 p.  
*145 Rural industrial policy and strengthening value chains, Ramón Padilla (ed.), 2017, 236 p.*

## Páginas Selectas de la CEPAL / *ECLAC Select Pages*

- Empleo en América Latina y el Caribe. Textos seleccionados 2006-2017, Jürgen Weller (comp.), 2017, 446 p.
- Planificación y prospectiva para la construcción de futuro en América Latina y el Caribe. Textos seleccionados 2013-2016, Jorge Máttar y Mauricio Cuervo (comps.), 2016, 222 p.
- Desarrollo inclusivo en América Latina. Textos seleccionados 2009-2016, Ricardo Infante (comp.), 2016, 294 p.
- Globalización, integración y comercio inclusivo en América Latina. Textos seleccionados 2010-2014, Osvaldo Rosales (comp.), 2015, 326 p.

## Copublicaciones / *Co-publications*

- El imperativo de la igualdad, Alicia Bárcena, Antonio Prado, CEPAL/Siglo Veintiuno, Argentina, 2016, 244 p.
- Gobernanza global y desarrollo: nuevos desafíos y prioridades de la cooperación internacional, José Antonio Ocampo (ed.), CEPAL/Siglo Veintiuno, Argentina, 2015, 286 p.
- Decentralization and Reform in Latin America: Improving Intergovernmental Relations, Giorgio Brosio and Juan Pablo Jiménez (eds.), ECLAC/Edward Elgar Publishing, United Kingdom, 2012, 450 p.
- Sentido de pertenencia en sociedades fragmentadas: América Latina desde una perspectiva global, Martín Hopenhayn y Ana Sojo (comps.), CEPAL/Siglo Veintiuno, Argentina, 2011, 350 p.

## Coediciones / *Co-editions*

- Perspectivas económicas de América Latina 2017: Juventud, Competencias y Emprendimiento, 2016, 338 p.  
*Latin American Economic Outlook 2017: Youth, Skills and Entrepreneurship, 2016, 314 p.*
- Desarrollo e integración en América Latina, 2016, 314 p.
- Hacia un desarrollo inclusivo: el caso del Uruguay, 2016, 174 p.
- Perspectivas de la agricultura y del desarrollo rural en las Américas: una mirada hacia América Latina y el Caribe 2015-2016, CEPAL/FAO/IICA, 2015, 212 p.

## Documentos de Proyectos / *Project Documents*

- El gran impulso ambiental en el sector de la energía, Andrés Arroyo Peláez, 2017, 62 p.
- La transversalización del enfoque de género en las políticas públicas frente al cambio climático en América Latina, Marina Casas Varez, 2017, 101 p.
- Financiamiento para el cambio climático en América Latina y el Caribe en 2015, Joseluis Samaniego y Heloísa Schneider, 2017, 76 p.
- El cambio tecnológico y el nuevo contexto del empleo: tendencias generales y en América Latina, Sebastian Krull, 2016, 48 p.
- Cambio climático, políticas públicas y demanda de energía y gasolinas en América Latina: un meta-análisis, Luis Miguel Galindo, Joseluis Samaniego, Jimmy Ferrer, José Eduardo Alatorre, Orlando Reyes, 2016, 68 p.

## Cuadernos estadísticos de la CEPAL

- 44 Las cuentas de los hogares y el bienestar en América Latina. Más allá del PIB, 2016
- 43 Estadísticas económicas de América Latina y el Caribe: Aspectos metodológicos y resultados del cambio de año base de 2005 a 2010

## Series de la CEPAL / *ECLAC Series*

Asuntos de Género / Comercio Internacional / Desarrollo Productivo / Desarrollo Territorial / Estudios Estadísticos / Estudios y Perspectivas (Bogotá, Brasilia, Buenos Aires, México, Montevideo) / *Studies and Perspectives* (The Caribbean, Washington) / Financiamiento del Desarrollo / Gestión Pública / Informes y Estudios Especiales / Macroeconomía del Desarrollo / Medio Ambiente y Desarrollo / Población y Desarrollo / Política Fiscal / Políticas Sociales / Recursos Naturales e Infraestructura / Seminarios y Conferencias



## Manuales de la CEPAL

- 5 Estimación de las erogaciones sociales a partir del sistema de cuentas nacionales: una propuesta para las funciones de educación, salud y protección social, María Paz Colinao, Federico Dorin, Rodrigo Martínez y Varinia Tromben, 2016, 63 p.
- 4 Territorio e igualdad: planificación del desarrollo con perspectiva de género, 2016, 84 p.
- 3 Manual de formación regional para la implementación de la resolución 1325 (2000) del Consejo de Seguridad de las Naciones Unidas relativa a las mujeres, la paz y la seguridad, María Cristina Benavente R., Marcela Donadio, Pamela Villalobos, 2016, 126 p.

## Revista CEPAL / *CEPAL Review*

La Revista se inició en 1976, con el propósito de contribuir al examen de los problemas del desarrollo socioeconómico de la región. La *Revista CEPAL* se publica en español e inglés tres veces por año

*CEPAL Review first appeared in 1976, its aim being to make a contribution to the study of the economic and social development problems of the region. CEPAL Review is published in Spanish and English versions three times a year*

## Observatorio demográfico / *Demographic Observatory*

Edición bilingüe (español e inglés) que proporciona información estadística actualizada, referente a estimaciones y proyecciones de población de los países de América Latina y el Caribe. Desde 2013 el *Observatorio* aparece una vez al año

*Bilingual publication (Spanish and English) providing up-to-date estimates and projections of the populations of the Latin American and Caribbean countries. Since 2013, the Observatory appears once a year*

## Notas de población

Revista especializada que publica artículos e informes acerca de las investigaciones más recientes sobre la dinámica demográfica en la región. También incluye información sobre actividades científicas y profesionales en el campo de población. La revista se publica desde 1973 y aparece dos veces al año, en junio y diciembre

*Specialized journal which publishes articles and reports on recent studies of demographic dynamics in the region. Also includes information on scientific and professional activities in the field of population. Published since 1973, the journal appears twice a year in June and December*

**Las publicaciones de la CEPAL están disponibles en:  
*ECLAC publications are available at:***

**[www.cepal.org/publicaciones](http://www.cepal.org/publicaciones)**

**También se pueden adquirir a través de:  
*They can also be ordered through:***

**[www.un.org/publications](http://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](mailto:publications@un.org)  
Pedidos / *Orders:* [order@un.org](mailto:order@un.org)



REVISTA

MIGUEL TORRES  
*Editor*

[www.cepal.org/revista](http://www.cepal.org/revista)

CONSEJO EDITORIAL

OSVALDO SUNKEL  
*Presidente*

JOSÉ ANTONIO ALONSO  
OSCAR ALTIMIR  
RENATO BAUMANN  
LUIS BECCARIA  
LUIS BÉRTOLA  
LUIZ CARLOS BRESSER-PEREIRA  
MARIO CIMOLI  
JOHN COATSWORTH  
ROBERT DEVLIN  
CARLOS DE MIGUEL  
RICARDO FERENCH-DAVIS  
DANIEL HEYMAN  
MARTÍN HOPENHAYN  
AKIO HOSONO  
GRACIELA MOGUILLANSKY  
JUAN CARLOS MORENO-BRID  
JOSÉ ANTONIO OCAMPO  
CARLOTA PÉREZ  
GERT ROSENTHAL  
PAUL SCHREYER  
BARBARA STALLINGS  
ANDRAS UTHOFF  
ROB VOS



NACIONES UNIDAS

COMISIÓN ECONÓMICA PARA AMÉRICA LATINA Y EL CARIBE

CEPAL

Publicación de las Naciones Unidas • S.17-00683 • Diciembre de 2017 • ISSN 0252-0257  
Copyright © Naciones Unidas • Impreso en Santiago

