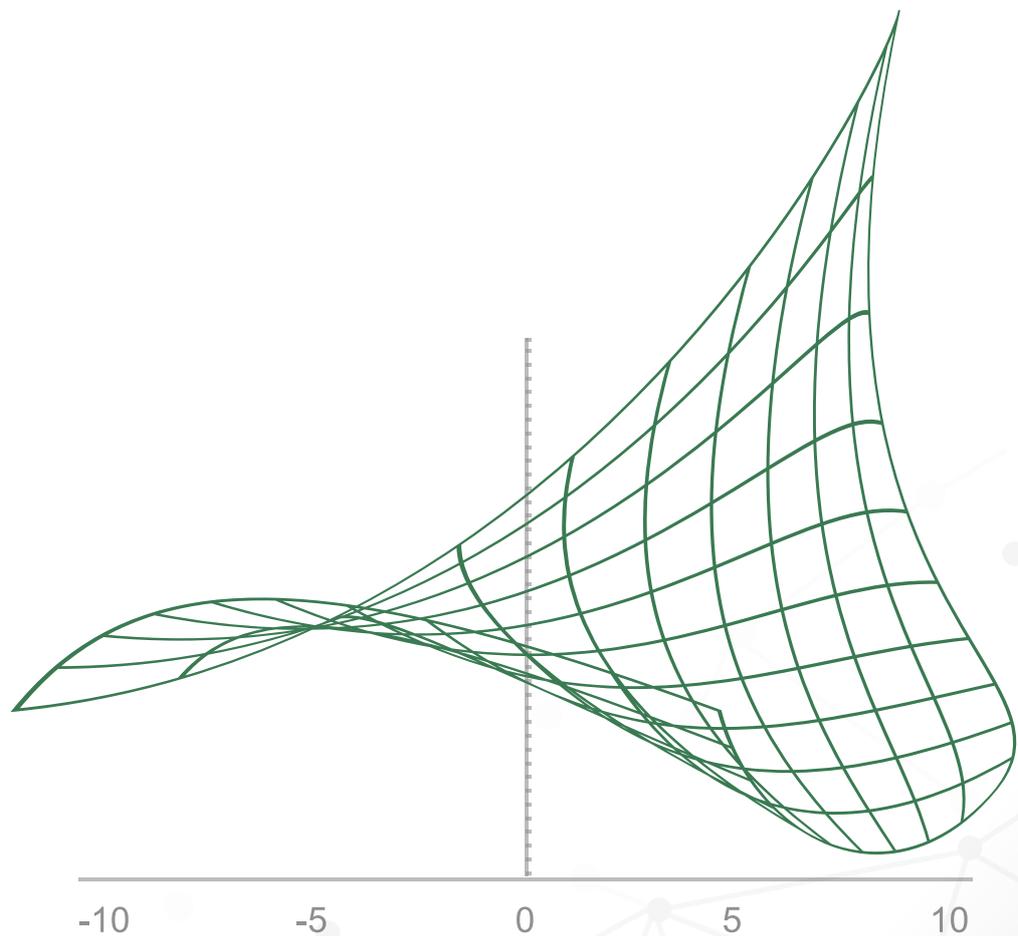


DICIEMBRE 2014



REVISTA ESTUDIOS ECONÓMICOS



Nº 28



BANCO CENTRAL DE RESERVA DEL PERÚ

Página en blanco

ESTUDIOS ECONÓMICOS 28

BANCO CENTRAL DE RESERVA DEL PERÚ



DICIEMBRE 2014

Página en blanco

ESTUDIOS ECONÓMICOS 28

BANCO CENTRAL DE RESERVA DEL PERÚ



La *Revista Estudios Económicos* (REE) es una publicación del Banco Central de Reserva del Perú que tiene como objetivo la divulgación de investigaciones económicas en temas de interés para el Banco Central de Reserva del Perú y la economía peruana. Las principales áreas de interés de la REE incluyen macroeconomía, política monetaria, economía internacional, política económica y finanzas.

COMITÉ EDITORIAL

Adrián Armas
(Presidente del Comité Editorial)

Jorge Estrella Marco Vega Fernando Vásquez Paul Castillo

EDITORES ASOCIADOS

Carlos Montoro (Fondo Latinoamericano de Reservas)

Gabriel Rodríguez (Pontificia Universidad Católica del Perú)

Diego Winkelried (Universidad del Pacífico)

EDITORES DE PUBLICACIÓN

Diego Winkelried (Universidad del Pacífico) Jorge Morales

**Los puntos de vista expresados por los autores no reflejan necesariamente la posición del
Banco Central de Reserva del Perú**

Página en blanco



CONTENIDO

Productividad sectorial en el Perú: Un análisis a nivel de firmas 9

Nikita Céspedes, María Quije, Alan Sánchez y Rafael Vera Tudela

En este documento se estima la función de producción al nivel de firmas de la economía peruana, lo que permite caracterizar la productividad de la firma vía su productividad total de factores y su productividad laboral. Los datos corresponden a todas las empresas formales que reportaron datos entre 2002 y 2011. Esta información permite corregir los tradicionales problemas de endogeneidad de regresores y selección de la muestra, aspectos presentes en los estudios vigentes que estiman los parámetros de la función de producción en el Perú. Se encuentra que la participación del factor capital en el ingreso es alrededor de 0.64, un parámetro heterogéneo según los principales sectores económicos. La productividad es mayor en los sectores secundarios y terciarios, en empresas grandes y en Lima Metropolitana.

Términos de intercambio y productividad total de factores: Evidencia empírica de los mercados emergentes de América latina 27

Paul Castillo y Youel Rojas Zea

En este documento se utiliza datos trimestrales para identificar la relación entre los términos de intercambio y la productividad total de factores (PTF) para México, Perú y Chile. Se utiliza un enfoque de dos etapas: primero, se estima la senda histórica de la PTF para cada país utilizando un modelo estructural DSGE para una economía pequeña y abierta. Luego, en un segundo paso, la PTF se descompone entre un componente doméstico y uno externo ligado a los términos de intercambio, haciendo uso de un modelo VAR estructural con restricciones de largo plazo, como en Blanchard y Quah (1989). Se encuentra que los choques de términos de intercambio generan importantes ganancias de productividad en las economías consideradas, no solo de corto plazo sino también de mediano y largo plazos, predominando en nuestra muestra los impactos de corto y mediano plazos.

Precios de viviendas en Lima 47*Fabrizio Orrego*

En este trabajo se estima la relación de equilibrio entre el precio de las viviendas en Lima (por m²) y sus fundamentos macroeconómicos desde 1998.I hasta 2013.IV. Los términos de intercambio, la cuenta corriente, el crédito hipotecario, el índice del imperio de la ley, la demografía y la capitalización bursátil resultan factores explicativos significativos y con los signos esperados. Luego, con el fin de evaluar si el precio de las viviendas se ha encontrado desalineado con respecto a sus fundamentos, construimos 10,000 secuencias de precios de equilibrio de las viviendas, a partir del remuestreo de la relación de equilibrio estimada. La evidencia muestra que el precio de las viviendas no se habría encontrado desalineado con respecto a sus fundamentos, a pesar del incremento observado durante los últimos años.

Elección de los modos de exportación: Evidencia de empresas peruanas 61*Edward Manuel Ruiz Crosby*

En este documento se contrasta la hipótesis modificada de autoselección de empresas formales peruanas haciendo uso de un modelo de datos ordenados, lo que permite caracterizar la elección de las empresas entre tres posibilidades: aquéllas que producen sólo para el mercado interno, las que producen para el mercado interno y para el mercado externo indirectamente vía intermediarios comerciales, y las que producen para el mercado interno y para el mercado externo directamente a través de filiales de distribución establecidas en el exterior. Se encuentra que el ordenamiento para la elección de los modos de exportación se da a través de diferencias en la productividad total de factores.



CONTENTS

Sectoral productivity in Peru: A firm-level approach 9

Nikita Céspedes, Maria Quije, Alan Sánchez and Rafael Vera-Tudela

In this paper we estimate the production function at the sectoral level in Peru. We also study and characterize the productivity of firms by using two indicators: total factor productivity and labor productivity. The data correspond to Peruvian formal firms who reported their data between 2002 and 2011. These data allow us to correct the traditional econometric problems that affect previous studies that estimate the production function in Peru (i.e., endogeneity and selection bias). We find that the capital income share is about 0.64, a parameter that is heterogeneous across the main economic sectors. Also, productivity is higher in the secondary and tertiary sectors, in large companies and among firms located in the metropolitan area of Lima.

Terms of trade and total factor productivity: Empirical evidence from Latin American emerging markets 27

Paul Castillo and Youel Rojas

This paper uses quarterly data from Chile, Mexico and Peru to study the link between terms of trade and total factor productivity (TFP). A framework with two steps is used. First, we estimate TFP using a stylized general equilibrium model for a small open economy model. Then, the TFP is decomposed into a domestic component and an external component linked to terms of trade using a structural VAR model that uses long-run restrictions as in Blanchard y Quah (1989). Our main results show that the terms of trade have not only short- but also medium- and long-term effects on TFP. The short- and medium-term impacts are predominant in our sample.

House prices in Lima 47

Fabrizio Orrego

In this paper we estimate the equilibrium relationship between house prices per square meter in Lima and their macroeconomic fundamentals, from 1998.I to 2013.IV. We find that the terms of trade, the current account, mortgage loans, a rule-of-law index, demographics and market capitalization have impacts with the expected signs and statistically significant coefficients. Then, in order to assess whether house prices are misaligned with respect to their fundamentals, we generate 10,000 sequences of equilibrium prices, after bootstrapping the equilibrium relationship. Despite the increase in house prices recently observed, we find that house prices may not be misaligned with respect to their fundamentals.

Export mode choice: Evidence for Peruvian firms 61

Edward Manuel Ruiz Crosby

This paper tests the self-selection hypothesis for Peruvian firms among the following trade choices: (i) to produce only for the domestic market, (ii) to produce both for the domestic and indirectly for the foreign market through trade intermediaries, and (iii) to produce both for the domestic market and directly for the foreign market through a foreign wholesale affiliate. By setting up an ordered probit model, we found that firm-level total factor productivity is one of the main drivers of the firm's trade choices.



Productividad sectorial en el Perú: Un análisis a nivel de firmas

NIKITA CÉSPEDES, MARÍA E. AQUIJE, ALAN SÁNCHEZ Y RAFAEL VERA-TUDELA *

En este documento se estima la función de producción al nivel de firmas de la economía peruana, lo que permite caracterizar la productividad de la firma vía su productividad total de factores y su productividad laboral. Los datos corresponden a todas las empresas formales que reportaron datos entre 2002 y 2011. Esta información permite corregir los tradicionales problemas de endogeneidad de regresores y selección de la muestra, aspectos presentes en los estudios vigentes que estiman los parámetros de la función de producción en el Perú. Se encuentra que la participación del factor capital en el ingreso es alrededor de 0.64, un parámetro heterogéneo según los principales sectores económicos. La productividad es mayor en los sectores secundarios y terciarios, en empresas grandes y en Lima Metropolitana.

Palabras Clave : Función de producción, productividad.

Clasificación JEL : C23, E23, 047.

La función de producción identifica la capacidad que tiene una economía de transformar insumos y/o factores en producto final. La función de producción de mayor uso en la literatura es la función Cobb-Douglas, que incluye los factores de producción (capital y trabajo), la productividad total de factores y un parámetro que representa a la participación del factor trabajo en el ingreso total. El objetivo del presente estudio es doble: en primer lugar, estimar los parámetros de la función de producción Cobb-Douglas a nivel de sectores económicos para la economía peruana; en segundo lugar, caracterizar la productividad a nivel de empresas y por sectores económicos considerando dos indicadores de amplio uso en la literatura como son la productividad total de factores y la productividad laboral. Estos objetivos complementan el conocimiento actual sobre la productividad y la función de producción en el Perú.

La función de producción Cobb-Douglas para el Perú ha sido estimada por diversos estudios que se muestran en el Cuadro 1 (p. 10), los cuales sugieren que la participación del factor capital se encuentra

* Céspedes: Sub Gerencia de Investigación Económica, Banco Central de Reserva del Perú, Jr. Antonio Miró Quesada 441, Lima 1, Perú. Teléfono: (+511) 613-2000 (email: nikita.cespedes@bcrp.gob.pe). Sánchez: Sub Gerencia de Investigación Económica, BCRP (email: alan.sanchez@bcrp.gob.pe). Vera-Tudela: Departamento de Política del Sector Real, BCRP (email: rafael.veratudela@bcrp.gob.pe). Aquije: Gerencia de Estudios Económicos, SUNAT (email: maquije@sunat.gob.pe).

Los autores agradecen a Nelson Ramírez, Juan Manuel García y Renzo Castellares por los comentarios y discusiones que enriquecieron este trabajo. Del mismo modo, Fabiola Alba, Daggiana Tocon, Luis La Rosa, Margoth Rivera y Reagan Orozco colaboraron en distintas etapas de la elaboración de este estudio. El estudio recoge valiosos comentarios de los participantes del Seminario de Investigación del Banco Central de Reserva del Perú. Los posibles errores son de exclusiva responsabilidad de los autores.

CUADRO 1. Estimados de la participación del capital en el producto

Estudio	Valor	Estudio	Valor
Bernanke y Gurkaynak (2002)	[0.41; 0.49]	Seminario y Beltrán (1998)	0.51
Carranza y otros (2005)	0.44 y 0.33	Valderrama y otros (2001)	0.64
Cabredo y Valdivia (1999)	0.40	Vega-Centeno (1989)	0.55
Elias (1992)	0.66	Vega-Centeno (1997)	0.65
Miller (2003)	0.51		

en el intervalo comprendido entre 0.40 y 0.65. Los estudios mencionados utilizan, en su mayoría, datos agregados y podrían incorporar sesgos en los parámetros estimados que la metodología de estimación no logra aislar. La técnica de estimación se restringe a mínimos cuadrados ordinarios en la mayoría de casos.¹

En el presente documento se estima la función de producción para la economía peruana a nivel de sectores económicos utilizando datos de empresas formales para el periodo de 2002 a 2011. La información utilizada permite corregir los problemas econométricos usuales en los estudios que utilizan datos agregados como son la endogeneidad de los factores y la selección en la muestra que potencialmente pueden generar estimadores sesgados. El principal problema empírico (endogeneidad) radica en la existencia de determinantes no observables de la producción que pueden estar correlacionados con los niveles de capital y trabajo escogidos por la firma. Con el fin de superar este problema, se aplican dos metodologías. Primero, la función de producción se estima por el método de Arellano y Bond (1991) utilizando la muestra panel completa, procedimiento que permite lidiar con componentes no observables tanto fijos en el tiempo como variables, y segundo, se implementa la estimación por el método sugerido por Olley y Pakes (1996), procedimiento que permite controlar el potencial sesgo que podría generarse por la rotación y/o salida de empresas de la muestra (sesgo de selección).²

Se estiman dos indicadores de productividad a nivel de empresas: la productividad total de factores, que se calcula como el residuo de Solow, a partir de los estimados de la función de producción a nivel de sectores económicos, y el producto por trabajador. La caracterización de estos dos indicadores, según los elementos observables de las empresas, dan información útil aún no documentada para el universo de empresas formales del Perú.³

Se encuentra que la participación del factor capital en el producto es aproximadamente 0.64, valor estimado luego de realizar las correcciones sugeridas. Los resultados sugieren que este parámetro es sensible a la metodología de estimación y que muestra una considerable heterogeneidad entre los diversos sectores económicos, dependiendo del grado de intensidad del uso de los factores en cada uno de ellos. Destaca, además, que este parámetro ha mostrado una tendencia decreciente, ya que a final de la década del 2000 la participación del factor trabajo es menor que la participación a inicios de ésta. Respecto a la productividad, este indicador ha mostrado una tendencia creciente entre el 2002 y 2011; asimismo, en promedio, es mayor en los sectores minería y electricidad, en empresas grandes y en Lima Metropolitana.

¹ La excepción es Tello (2012) y Göbel y otros (2013). Tello (2012) estima la función de producción en el sector manufactura por el método de Olley y Pakes, mientras Göbel y otros (2013) estudian la productividad en el sector informal.

² La función de producción Cobb-Douglas y la estimación de la productividad total de factores a la Solow tiene limitaciones documentadas por la literatura. Los resultados de este estudio, en este sentido, podrían estar sesgados si se consideran supuestos menos restrictivos en torno a la función de producción. Entre las limitaciones que la literatura enfatiza se tiene: (i) La función de producción Cobb-Douglas tiene una elasticidad de sustitución de los factores de producción constante e igual a 1; (ii) la participación del capital y del trabajo en el producto no cambia, tanto entre individuos y/o empresas como a través del tiempo; y (iii) se asume, usualmente, retornos constantes a escala.

³ Para una caracterización de la productividad en empresas pequeñas desde la perspectiva de la informalidad en el Perú ver Göbel y otros (2013), quienes utilizan datos de encuestas de hogares.

El resto del documento se organiza de la siguiente manera. La sección 1 presenta la metodología utilizada para la estimación de la función de producción y de la productividad. La sección 2 presenta estadísticas descriptivas de los datos utilizados para las estimaciones. La sección 3 presenta estimaciones de los parámetros de la función de producción y caracteriza la productividad según características observables de la firmas. La sección 4 resume los resultados del estudio.

1 METODOLOGÍA

El modelo es la función de producción tipo Cobb-Douglas con dos factores de producción. La forma funcional en su versión log-lineal es

$$y_{it} = a_{it} + \alpha_k k_{it} + \alpha_l l_{it} + \epsilon_{it}, \quad (1)$$

donde k_{it} y l_{it} son el logaritmo de los factores de capital y trabajo utilizados por la firma i en el año t ; α_k y α_l son las elasticidades de los factores capital y trabajo, respectivamente; y_{it} es el producto de la firma i en el año t ; a_{it} es la productividad total de factores (en adelante PTF) de la firma en el mismo año; y ϵ_{it} representa al error de medición. Como es usual, se asume que a_{it} no es observable para el econométrista. Una extensa literatura se ha desarrollado alrededor de la estimación de funciones de producción utilizando datos a nivel de firmas donde se enfatizan a las condiciones de identificación y/o métodos de estimación de las elasticidades de los factores. Ver [Griliches y Mairesse \(1995\)](#) para una revisión histórica.

Si la ecuación (1) es la verdadera función de producción, los estimadores por mínimos cuadrados ordinarios (MCO) de α_k y α_l son consistentes solo si se satisfacen ciertos supuestos. Si la firma observa primero a_{it} y escoge los valores óptimos de k_{it} y l_{it} sujeto a este valor observado (por ejemplo, ante un choque de productividad positivo la firma puede escoger invertir más en insumos), los estimados de α_k y α_l por MCO serán inconsistentes, debido a un clásico problema de variable omitida. Como señalan [Bond y Soderbom \(2005\)](#), si k_{it} y l_{it} son difíciles de modificar en el corto plazo (por ejemplo, por existencia de costos de ajuste) el problema de identificación se vuelve menos agudo. También se podría asumir que el proceso de maximización de la firma toma lugar ex-ante, antes de que a_{it} sea observado, lo cual también resuelve el problema. Aún si ese fuese el caso, el problema remanente es que la PTF puede estar determinada en gran medida por factores que varían poco en el tiempo. Por ejemplo, a_{it} podría modelarse de la siguiente manera: $a_{it} = a_i + s_{it}$, donde s_{it} son choques de productividad y a_i es un componente de la productividad de la firma, fijo en el tiempo.

Diferentes estrategias han sido propuestas en la literatura para obtener estimados consistentes de α_k y α_l . Una alternativa es utilizar una estrategia de variables instrumentales utilizando el precio de los insumos k_{it} (capital) y l_{it} (trabajo) como instrumentos para k_{it} y l_{it} , respectivamente ([Mundlak, 1961](#)). Otra alternativa es implementar una estimación de efectos fijos a nivel de la firma, la cual permite controlar por el componente de la productividad que es fijo en el tiempo, así como por otros posibles insumos no observables que sean fijos en el tiempo. Asimismo, métodos de panel dinámico ([Blundell y Bond, 1998](#)) y procedimientos estructurales ([Olley y Pakes, 1996](#); [Levinsohn y Petrin, 2003](#)) han sido propuestos.

Para el presente análisis se optó por utilizar cuatro métodos. Los diversos métodos de estimación permiten evaluar la sensibilidad de los estimadores a los supuestos de estimación. En primer lugar, una estimación referencial con mínimos cuadrados ordinarios. En segundo lugar, estimaciones con efectos fijos a nivel de la firma. En tercer lugar, estimaciones en primera diferencia donde se utiliza los factores de capital y trabajo observados en $t - k$ ($k = 1, 2, 3, \dots, 9$) como variables instrumentales de los factores de capital y trabajo observados en el momento t (el método de Arellano-Bond). Tanto el segundo como el tercer método permiten obtener estimaciones consistentes de los parámetros de interés en los casos en que

la PTF es constante en el tiempo. El tercer método es consistente incluso en el caso en que la PTF tiene un componente que varía en el tiempo y que está correlacionado de manera contemporánea con los insumos. Finalmente, se implementa la corrección de [Olley y Pakes](#) (OP, en adelante) que permite controlar por sesgo de selección que podría generarse si las empresas que salen de la muestra tienen sistemáticamente menor productividad que las empresas sobrevivientes. La corrección de OP permite, además, estimar los parámetros consistentemente al controlar por el tradicional problema de simultaneidad entre el producto e insumos variables y por la existencia de heterogeneidad no observable en la productividad que esté correlacionada con los errores estructurales en la función de producción.

La estimación de la ecuación (1) se realiza a nivel de sectores económicos. En este caso, la ecuación se modifica para incorporar el índice j que identifica al sector económico:

$$y_{ijt} = a_{ijt} + \alpha_{k,j}k_{ijt} + \alpha_{l,j}l_{ijt} + \epsilon_{ijt}, \quad (2)$$

donde los sectores j son agricultura, comercio, construcción, electricidad, industria (primaria y no primaria), intermediación financiera, minería, pesca y servicios. La producción de la firma, y_{ijt} , se define como el valor agregado por la firma, obtenido de la diferencia entre las ventas totales y el costo de ventas al final del año t (diciembre). Para medir los factores k_{ijt} y l_{ijt} se utiliza el valor del activo neto de la firma y el número de trabajadores. Asimismo, la productividad por empresa se calcula considerando dos indicadores: la PTF según el residuo de Solow y el producto por trabajador. La PTF se calcula considerando la función de producción estimada previamente mediante la siguiente ecuación:

$$PTF_{ijt} = y_{ijt} - \hat{\alpha}_{k,j}k_{ijt} - \hat{\alpha}_{l,j}l_{ijt}. \quad (3)$$

Por su parte, la productividad laboral se define como el valor agregado por trabajador, este indicador se expresa en logaritmos mediante la siguiente ecuación:

$$PL_{ijt} = y_{ijt} - l_{ijt}, \quad (4)$$

donde PL_{ijt} representa al producto por trabajador de la firma i , en el sector j y en el año t . Para reducir la notación, la productividad se denota por \hat{a}_{ijt} , término que representa indistintamente a la productividad laboral y/o a la PTF. De la misma forma, la productividad promedio por sector económico se calcula como el promedio ponderado de los indicadores de productividad (PTF y productividad laboral) a nivel de las empresas y en cada sector económico. Los ponderadores son el tamaño de las empresas medidas como la proporción de ventas netas de cada firma en cada sector. El ponderador estandarizado se denota por ω_{ij} ,⁴ con lo cual la productividad promedio en cada sector y en cada periodo (\bar{a}_{jt}) se calcula mediante la siguiente fórmula:

$$\bar{a}_{jt} = \ln \left(\sum_i \omega_{ij} \times \exp(\hat{a}_{ijt}) \right). \quad (5)$$

2 LOS DATOS

Los datos corresponden a empresas que cumplieron en reportar, entre 2002 y 2011, información de sus estados financieros a la SUNAT. Las variables consideradas para el análisis son: ventas totales, costo de

⁴ Nótese que el ponderador, ω_{ij} no cambia en el tiempo. Este supuesto se mantiene para garantizar que el tamaño relativo de cada empresa sea constante a lo largo del tiempo. El ponderador se calcula utilizando el promedio de ventas de cada firma por 10 años en la muestra panel y según el número de veces que se observa en la base de datos completa.

CUADRO 2. *Tamaño de muestra por sector económico, 2002 a 2011*

	Muestra panel		Muestra total			
	Empresas	%	Empresas	%	Observaciones	%
Agricultura	58	0.6	1,584	1.2	5,224	1.1
Comercio	4,326	48.1	56,714	44.0	208,836	45.5
Construcción	253	2.8	13,466	10.4	34,107	7.4
Electricidad	82	0.9	276	0.2	1,488	0.3
Industria	2,436	27.1	23,691	18.4	95,342	20.8
Intermediación Financiera	47	0.5	421	0.3	1,648	0.4
Minería	82	0.9	1,402	1.1	4,545	1.0
Servicios	1,672	18.6	30,099	23.3	104,249	22.7
Pesca	40	0.4	1,350	1.1	3,941	0.9
Total	8,996	100	129,003	100	459,380	100

NOTA: La muestra panel corresponde a las empresas que se registran por 10 años consecutivos. La muestra total considera a las empresas que reportan información por lo menos en una ocasión en el periodo de 2002 a 2011.

ventas, activo fijo neto, número de trabajadores, ubicación geográfica de la firma, sector económico (CIU auto-reportado por la firma) y una variable binaria que identifica si la firma exporta en caso la empresa realice operaciones de comercio exterior.

El análisis se restringe a aquellas firmas que reportaron valores positivos de todas las variables que se requieren para estimar la función de producción (ventas, costo de ventas, número de trabajadores y activo fijo neto). Con estas consideraciones, el número de firmas en la muestra panel entre 2002 y 2011 es de 8,996 con un número total de observaciones de 89,960. Esta es la muestra que se utiliza en la estimación de los parámetros de la función de producción a través de MCO, efectos fijos a nivel de la firma y Arellano-Bond. El número total de firmas en la muestra completa es 129,003 con un total de 459,380 observaciones.

La muestra panel y la muestra total guardan ciertas similitudes en la proporción de observaciones por sectores económicos, siendo las empresas de los sectores de comercio, industria y servicios las de mayor participación en ambas muestras (ver Cuadro 2). Sin embargo, la muestra panel tiene una menor representación de los sectores servicios y construcción y una mayor representación del sector industria. En el caso del sector servicios, es posible que las empresas del sector tengan un tiempo de vida corto por la naturaleza de los negocios en este sector, lo que dificulta su observación en el panel balanceado, mientras que lo inverso ocurre en el caso de las firmas del sector industria. En el sector construcción, la diferencia puede deberse al considerable crecimiento de este sector a partir de 2002 y la consiguiente creación de nuevas empresas, lo cual no es capturado en la muestra panel.

Las empresas son relativamente grandes en términos de ventas y activos, lo que es consistente con el hecho que este es el universo de empresas formales inscritas en el Régimen General de Impuesto a la Renta. En la muestra panel, a 2011 el promedio de ventas netas anuales y valor de los activos netos fue de 8.1 y 28.2 millones de soles, respectivamente, con un promedio de 55 personas empleadas por firma. Según el tamaño de los activos y el nivel de ventas, las firmas más grandes (en promedio) están en los sectores minería, intermediación financiera y electricidad.

El Cuadro 3 (p. 14) reporta estadísticas descriptivas de las ventas netas, activos netos y número de trabajadores para ambas muestras. Las empresas de la muestra total reportan ventas, activos y número de trabajadores promedio considerablemente menores a los reportados en la muestra panel, lo cual sugiere

CUADRO 3. Estadísticas descriptivas, 2002 a 2011

	N. Obs.	Ventas netas		Activos totales		N. trabajadores	
		Media	Desv. Est.	Media	Desv. Est.	Media	Desv. Est.
Muestra panel balanceado	89,960	8.10	0.349	28.204	1.433	55.2	0.863
Agricultura	580	9.37	1.439	27.179	4.064	237.7	32.687
Comercio	43,260	3.71	0.115	7.534	0.245	29.5	1.042
Construcción	2,530	3.93	0.353	26.112	4.162	106.9	10.568
Electricidad	820	51.83	4.604	416.010	33.262	183.4	10.479
Industria	24,360	6.68	0.379	18.715	0.794	69.7	1.418
Intermediación Financiera	470	183.56	22.331	1645.413	231.383	583.2	48.391
Minería	820	257.97	31.763	526.052	52.273	364.9	20.215
Servicios	16,720	2.83	0.116	6.916	0.457	49.4	1.427
Pesca	400	7.69	1.185	30.193	5.545	93.5	9.667
Muestra completa	459,380	2.28	0.077	8.131	0.325	20.7	0.223
Agricultura	5,224	1.54	0.17	4.757	0.470	39.8	3.812
Comercio	208,836	1.17	0.03	2.551	0.062	11.2	0.234
Construcción	34,107	1.29	0.064	5.195	0.334	24.6	0.934
Electricidad	1,488	31.00	2.634	251.401	19.164	112.8	6.186
Industria	95,342	2.39	0.114	7.177	0.259	30.9	0.552
Intermediación Financiera	1,648	67.39	6.940	667.222	78.928	315.8	28.059
Minería	4,545	58.52	6.613	125.985	11.191	118.0	4.956
Servicios	104,249	0.84	0.023	2.168	0.128	17.1	0.281
Pesca	3,941	3.16	0.569	11.096	1.066	43.5	2.871

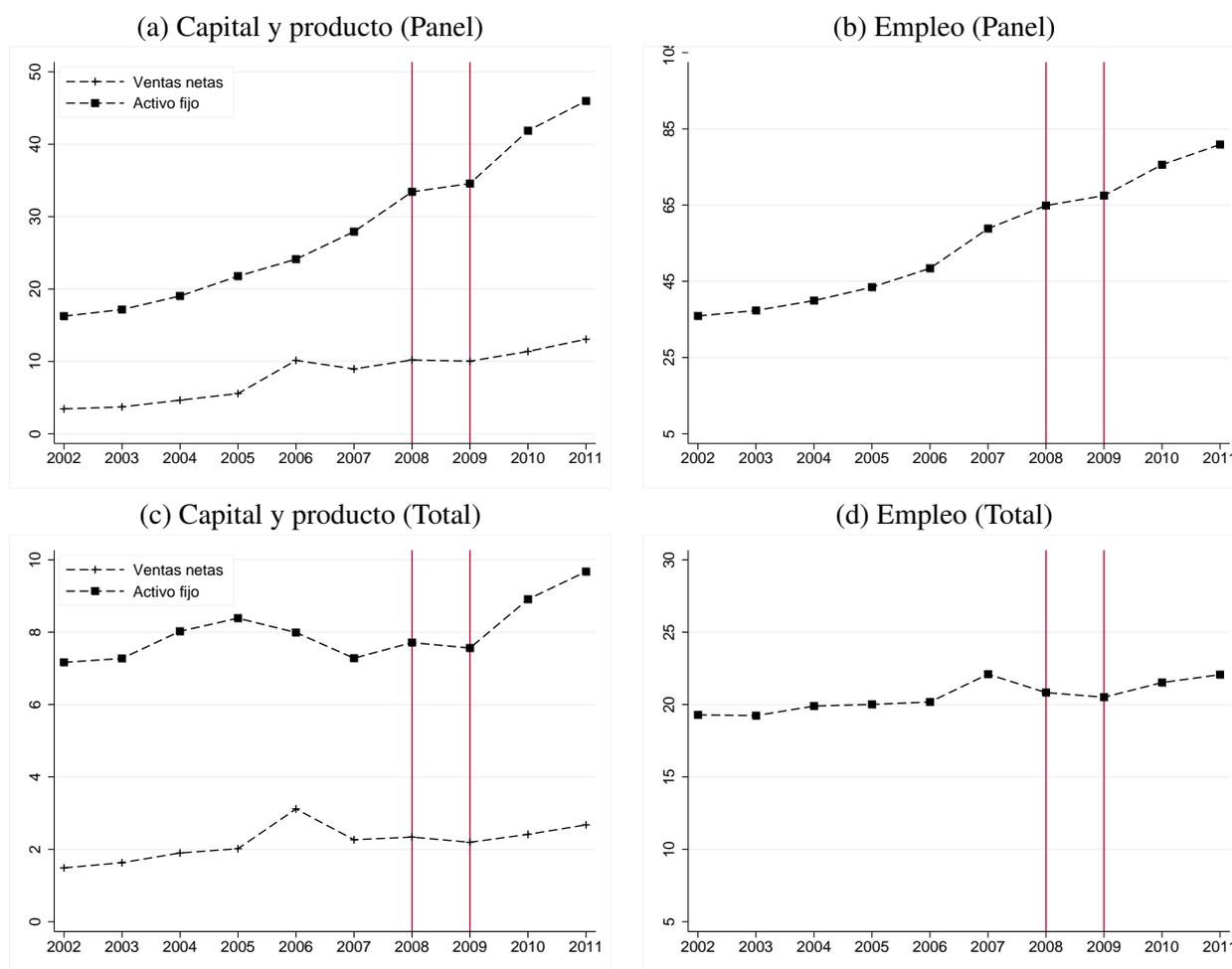
NOTA: Ventas y Activos en millones de nuevos soles de 2011. Para expresar en términos reales se utiliza el deflactor implícito por sectores económicos estimado por el Instituto Nacional de Estadística e Informática. Las ventas netas corresponde a las ventas brutas menos costo de ventas. Las estadísticas corresponden a las observaciones del año 2001 de la muestra panel 2002-2011. Los datos corresponden a las empresas con más de un trabajador y con Ventas netas y Activos mayores a cero.

que las empresas con menos de nueve años de vida, que en su mayoría componen la muestra total, son empresas pequeñas respecto a la empresa establecidas por más de 10 años (muestra panel).

En términos de las tendencias, las variables consideradas en el análisis han mostrado una dinámica cercanamente relacionada con la actividad económica agregada observada a partir de las Cuentas Nacionales. Como se observa en el Gráfico 1 (p. 15), en promedio, las ventas netas, los activos y el empleo han mostrado una tendencia creciente. Esto se observa con mayor claridad en la muestra panel. Los datos, además, registran los efectos de la crisis financiera de 2008/2009 en los balances de las empresas al mostrar cierta contracción o desaceleración en algunos sectores durante estos periodos.

Cabe destacar que las tendencias, considerando la muestra total, registran cierta volatilidad y en algunos casos podrían no ser enteramente consistentes con los hechos estilizados de la economía peruana. Esto puede deberse en parte a la incorporación progresiva de empresas relativamente pequeñas al régimen general, así como a posibles problemas con los datos (el análisis casual de los datos entre 2002 y 2006 permitió encontrar que había un número importante de empresas que no reportaba o sub-reportaba el número de personas empleadas). Sin embargo, considerando el agregado, los datos sugieren una tendencia creciente en el tamaño de las empresas, tanto en la muestra panel como en todas las empresas formales.

El análisis previo indica que la volatilidad de los datos se registra mayormente en las empresas jóvenes (menores a 10 años). Esta regularidad podría generar sesgos en la estimación de los parámetros de la

GRÁFICO 1. Capital, producto y empleo

NOTAS: Los paneles (a) y (b) consideran la muestra panel y los paneles (d) y (e) la muestra total. El capital y ventas netas se miden en millones de nuevos soles, el empleo se mide en número de trabajadores. El área entre las dos líneas verticales representa el período de crisis económica que se registró en los años 2008-2009.

función de producción, difíciles de controlar mediante las técnicas econométricas utilizadas. Con esta consideración, en la estimación de los parámetros de interés se trata de controlar por rotación de firmas (creación y desaparición de firmas) dándole especial énfasis a la muestra panel.

3 RESULTADOS

3.1 ELASTICIDAD DE LOS FACTORES CAPITAL Y TRABAJO

Los parámetros de la ecuación (2) se estiman por diversos métodos y considerando supuestos relativos a la forma funcional de la función de producción. Con los datos de la muestra panel se implementa 3 métodos de estimación: MCO, panel con efectos fijos (EF) y Arellano-Bond (AB). Los estimados difieren entre métodos, con lo cual se puede identificar la magnitud del sesgo en que se incurre cuando se estima por métodos tradicionales como MCO. Se considera que el estimador AB, al utilizar los rezagos de los factores como instrumentos, es el que controla mejor los sesgos por los problemas econométricos tradicionales.

Los resultados se reportan en el Cuadro 4. Los tres métodos de estimación se aplican a una ecuación

CUADRO 4. Elasticidad de los factores

	Muestra panel balanceado						Muestra completa
	No restringido			Restringido			
	MCO	EF	AB	MCO	EF	AB	
Agricultura							
Capital	0.660	0.620	0.785	0.660	0.795	0.725	n.d.
Trabajo	0.340	0.126	0.297	0.340	0.205	0.275	n.d.
Comercio							
Capital	0.654	0.522	0.755	0.683	0.563	0.667	0.81
Trabajo	0.523	0.349	0.405	0.317	0.437	0.333	0.58
Construcción							
Capital	0.563	0.660	0.790	0.581	0.743	0.882	0.80
Trabajo	0.351	0.207	0.237	0.419	0.257	0.118	0.38
Electricidad							
Capital	0.843	0.540	0.359	0.783	0.610	0.662	0.75
Trabajo	-0.050	0.250	0.103	0.217	0.390	0.338	0.12
Industria							
Capital	0.650	0.490	0.703	0.651	0.595	0.587	0.83
Trabajo	0.353	0.288	0.392	0.349	0.445	0.413	0.40
Intermediación Financiera							
Capital	0.547	0.687	0.554	0.623	0.689	0.561	0.54
Trabajo	0.628	0.307	0.438	0.377	0.311	0.439	0.47
Minería							
Capital	0.924	0.541	1.055	0.907	0.715	0.926	0.91
Trabajo	0.012	0.248	0.144	0.093	0.285	0.084	0.22
Servicios							
Capital	0.497	0.421	0.440	0.500	0.472	0.410	0.64
Trabajo	0.522	0.372	0.511	0.500	0.528	0.590	0.52
Pesca							
Capital	0.611	0.881	0.751	0.645	0.901	0.789	0.82
Trabajo	0.217	0.094	0.164	0.355	0.099	0.211	0.20
Total							
Capital	0.623	0.505	0.715	0.635	0.573	0.636	0.78
Trabajo	0.442	0.316	0.367	0.365	0.427	0.364	0.45

NOTA: El estimador restringido se estima luego de imponer el supuesto de retornos constantes a escala en la función de producción Cobb-Douglas. El estimador de OP en el sector Agropecuario no se reporta, pues el número de observaciones es muy pequeño ya que se disponen de pocas firmas con niveles de inversión positivos. Todos los valores reportados son diferentes de cero al 1% de significancia estadística.

sin restricciones y a una restringida, donde se impone el supuesto de retornos constantes a escala. Se concluye que este último supuesto no se cumple en todos los sectores.

Los parámetros de la función de producción estimados que se toman como referencia en adelante corresponden al estimado sectorialmente por el método AB. Los estimados de productividad total de factores que se estudian más adelante corresponden a estos estimadores. Se encuentra que los sectores más intensivos en capital son minería y construcción, donde la elasticidad del factor capital de 0.92 y 0.88, respectivamente. Asimismo, los sectores más intensivos en el factor trabajo son servicios e intermediación financiera, los cuales reportan elasticidades del factor capital de 0.41 y 0.56, respectivamente.

Se implementa, además, el estimador OP, que permite controlar por el sesgo debido a las diferencias de productividad en las empresas que salen de la muestra.⁵ Si bien la estimación panel aísla este efecto, la literatura relevante enfatiza que la estimación con una muestra no panel, luego de controlar por la selección de empresas que desaparecen, reporta estimadores más altos de la participación del trabajo en el producto. En el caso peruano, se reportan resultados similares a los encontrados en estudios internacionales. La participación del trabajo estimado por el método AB es 0.64, y luego de controlar por selección, este estimador se incrementa a 0.78. Este incremento se reporta en la mayoría de sectores económicos como se muestra en la última columna del Cuadro 4.

La participación de los factores en el ingreso total agregado se estima asumiendo que las elasticidades son similares en todos los sectores económicos. Como resultado se encuentra una elasticidad del factor capital de 0.64 (ver Cuadro 4), la cual corresponde al estimador AB restringido utilizando la muestra panel. Este valor es ligeramente superior a los estimados previamente para la economía peruana, que ubican este parámetro alrededor de 0.50. Sin embargo, es evidente que existe un importante grado de heterogeneidad en la elasticidad de los factores entre sectores, por lo que el análisis de la PTF que se hace en la siguiente sección utiliza estimaciones de las elasticidades específicas a cada sector.⁶

3.2 PRODUCTIVIDAD

La evidencia empírica a nivel internacional sugiere que la productividad tiene una larga lista de determinantes. Por ejemplo, Griffith y otros (2004) encuentran que tanto la inversión en investigación y desarrollo como el capital humano contribuyen significativamente al crecimiento de la PTF a nivel de industrias. Asimismo, Huergo y Jaumandreu (2004) destacan la importancia de determinantes como la edad, el tamaño y el sector industrial al que pertenecen las firmas.⁷ En esta sección se considera un conjunto de variables explicativas de la productividad como el tamaño de la firma, la edad de la firma, la región geográfica, entre otros. La siguiente forma reducida permite explicar los dos indicadores de productividad considerados en términos de sus principales determinantes,

$$\hat{a}_{ijt} = a_0 + \rho \hat{a}_{ijt-1} + \beta_e \text{edad}_{ijt} + \beta_s \text{size}_{ijt} + \beta_x X_{ijt} + S_j + R_r + T_t + \mu_{ijt}, \quad (6)$$

donde \hat{a}_{ijt} es el indicador de productividad de la firma i , la cual pertenece al sector j y la información corresponde al año t , “edad” denota la edad de la empresa en años, “size” es el tamaño de la empresa medido como una variable artificial que cataloga a la empresa en rangos de un indicador continuo como número de trabajadores, “X” es una variable que caracteriza a las empresa que destinan parte de

⁵ El método de estimación OP requiere conocer datos referidos a la edad de la empresa y a la inversión, así como episodios de rotación de empresas que salen de la muestra. En este sentido, se requiere información de paneles no balanceados. El método OP estima la función de producción en dos etapas. Se requiere una serie de inversión, la que se calcula por el método de inventario perpetuo a partir de la serie de capital (activo fijo) para cada empresa. Este procedimiento reduce el tamaño de muestra considerablemente al excluir aquellas empresas con inversión negativa y las que se observan solamente por dos periodos. El procedimiento que se sigue en nuestro caso es similar a lo establecido en Olley y Pakes (1996), estudio que recomendamos para detalles técnicos del proceso de estimación.

⁶ Como ejercicio de robustez, se evaluó la dinámica de la elasticidad de los factores considerando dos periodos muestrales, antes de 2008 y para la muestra de 2008 en adelante. Se introdujo una variable artificial que captura este umbral y se reestimaron las elasticidades para cada sector económico. Los resultados de este ejercicio sugieren que la participación del capital en el producto muestra una tendencia ligeramente decreciente en 5 de los 9 sectores considerados. El parámetro bajo estudio se mantiene aproximadamente constante, incluso con una tendencia ligeramente creciente, en los sectores construcción, intermediación financiera, pesca y electricidad.

⁷ A nivel agregado, la literatura resalta determinantes relacionados con el aspecto institucional, la religión, la geografía y el capital social. Hall y Jones (1999) analizan a mayor profundidad estas variables. Por otro lado, Alcalá y Ciccone (2004) encuentran que la apertura comercial tiene un impacto positivo en la productividad.

su producción a la actividad exportadora. Finalmente, S , R y T son variables que representan sector económico, región geográfica y año de entrevista de las empresas, respectivamente. Obsérvese que estas tres últimas variables capturan los probables efectos agregados sobre la productividad a nivel de firmas del crecimiento económico regional y por sectores económicos. El término μ_{ijt} captura la heterogeneidad no observable de la productividad que resulta luego de controlar por las variables anteriormente mencionadas.

Productividad por sectores

La productividad por sectores económicos se estima agregando los datos a nivel de firmas y considerando los tamaños de las empresas como ponderadores. Este procedimiento permite comparar la productividad de empresas pequeñas, que consideramos tienen una baja contribución en el promedio de la productividad, con la productividad de las empresas grandes que deberían tener una contribución proporcional a su tamaño. Esta ponderación, además permite controlar por la alta volatilidad de las empresas pequeñas. Con esta consideración, la PTF promedio por sector económico se estima mediante la ecuación (6) y utilizando los parámetros estimados por el método AB y con la restricción de retornos constantes a escala en la función de producción en cada sector. Por su parte la productividad laboral se estima mediante la ecuación (4). Un primer resultado que resalta es la alta correlación que se encuentra entre los dos indicadores de productividad considerados, la correlación máxima es de 89 y se encuentra en el sector servicios y las menores correlaciones son de 0.46 en el sector minería y 0.50 en el sector Agropecuario.⁸

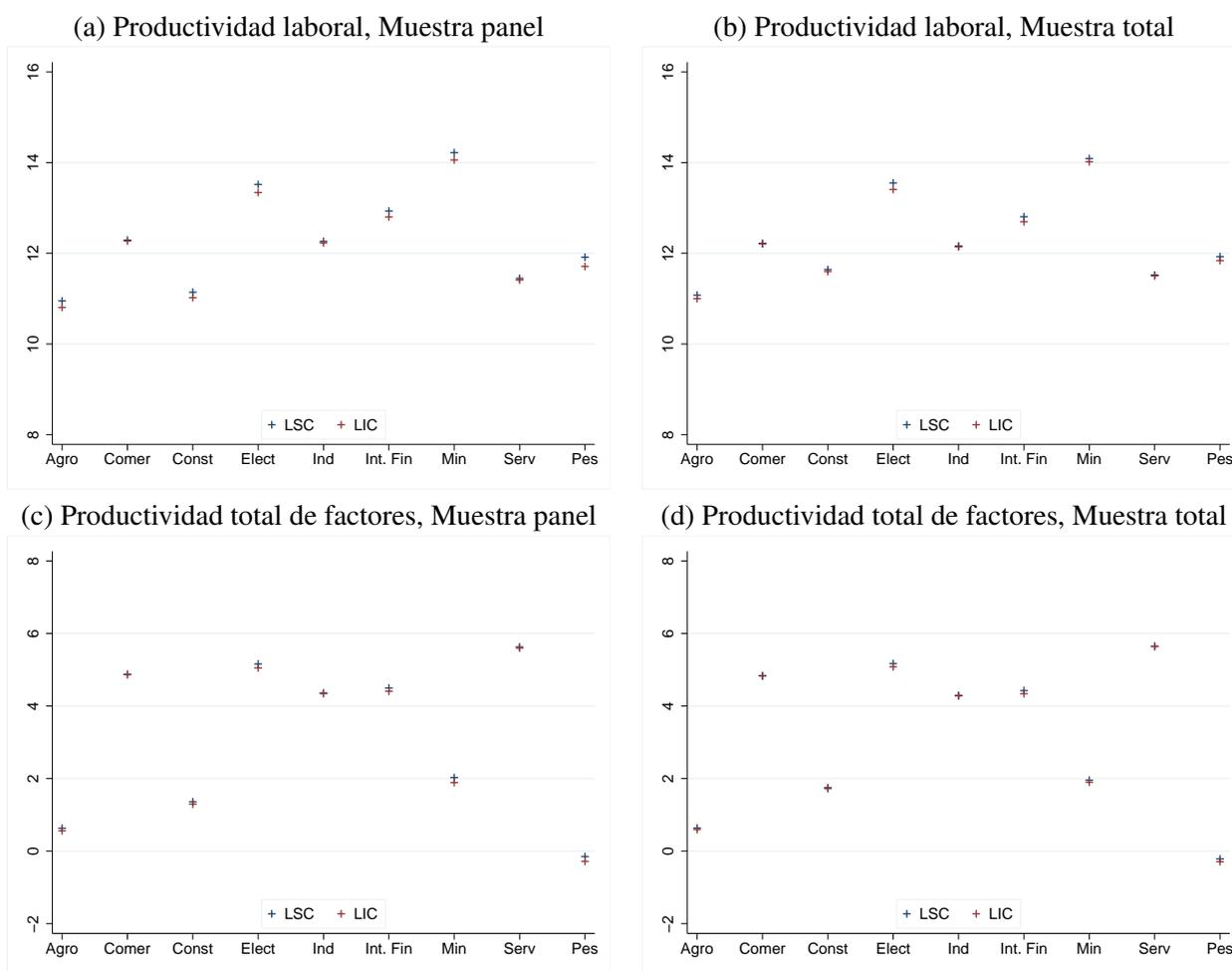
Como se aprecia en el Gráfico 2 (p. 19), las empresas del sector minería y electricidad son, en promedio, las más productivas según la productividad laboral, mientras que las empresas en los sectores agricultura y pesca son, en promedio, las menos productivas. En un punto intermedio se encuentran las empresas de los sectores comercio, construcción, industria, intermediación financiera. Los resultados no difieren de manera importante si se utiliza información del universo o panel balanceado, aunque si hay diferencias pequeñas en el *ranking* en uno u otro caso.

Existen discrepancias en el ordenamiento de la productividad promedio entre sectores para los dos indicadores considerados. Según la productividad laboral, la minería es el sector de mayor productividad (paneles (a) y (b) del Gráfico 2), mientras que según la PTF la productividad es mayor en los sectores comercio y servicios (paneles (c) y (d) del Gráfico 2). Estas discrepancias se explican por la forma de la función Cobb-Douglas. Es fácil verificar que $PTF/PL = (L/K)^\alpha$, es decir la PTF promedio relativa a la productividad laboral es mayor en los sectores intensivos en trabajo y menor en los sectores intensivos en capital. Así, las empresas del sector minería son intensivas en capital y de tamaño grande, mientras que las empresas de los sectores comercio y servicios son intensivas en trabajo y están entre las empresas pequeñas (ver Cuadro 3).⁹

⁸ Formalmente, la PTF y la productividad laboral se relacionan mediante la siguiente ecuación que se obtiene luego de considerar el supuesto de retornos constantes a escala: $PTF_{ijt} - PL_{ijt} = -\alpha_j(k_{ijt} - l_{ijt})$, donde α_j es la participación del capital en el producto en el sector j . Notar que la correlación entre estos indicadores de productividad depende de la varianza en cada sector de ratio capital por unidad de trabajo ($k_{ijt} - l_{ijt}$). La alta correlación entre los indicadores de productividad que se encuentran sugiere que el ratio en consideración es relativamente estable en cada sector económico, este resultado no es ligeramente débil en los sectores minería y agropecuario.

Para una caracterización más detallada de la productividad por sectores se puede ver la distribución de frecuencias de los dos indicadores de productividad y en cada sector económico que se presentan en los Gráficos 9 y 10 de la versión preliminar de este estudio en Céspedes y otros (2014).

⁹ Asimismo, el ordenamiento de la productividad entre sectores podría ser sensible a los deflatores utilizados para expresar las series en términos reales. El deflator ideal debería ser capaz de identificar el crecimiento heterogéneo de los precios, especialmente de rubros de alto crecimiento en el periodo de estudio como es el caso del precio de los terrenos. El valor del terreno forma parte del activo fijo y al crecer a una tasa mayor a la del deflator implícito podría subestimar el nivel y la tasa de crecimiento de la PTF. Este sesgo depende de la participación del valor del terreno en el activo fijo, que es específica a cada sector económico.

GRÁFICO 2. Productividad promedio por sectores económicos

NOTA: Productividad promedio en logaritmos. LSC (LIC) representa al límite superior (inferior) del intervalo de confianza al 5% de significación.

Con esta consideración, el indicador recomendado para ordenar la productividad entre sectores es la productividad laboral, con lo cual el ordenamiento es consistente con los resultados de Vázquez (2014), quien estima la productividad laboral agregada en cada sector económico.¹⁰

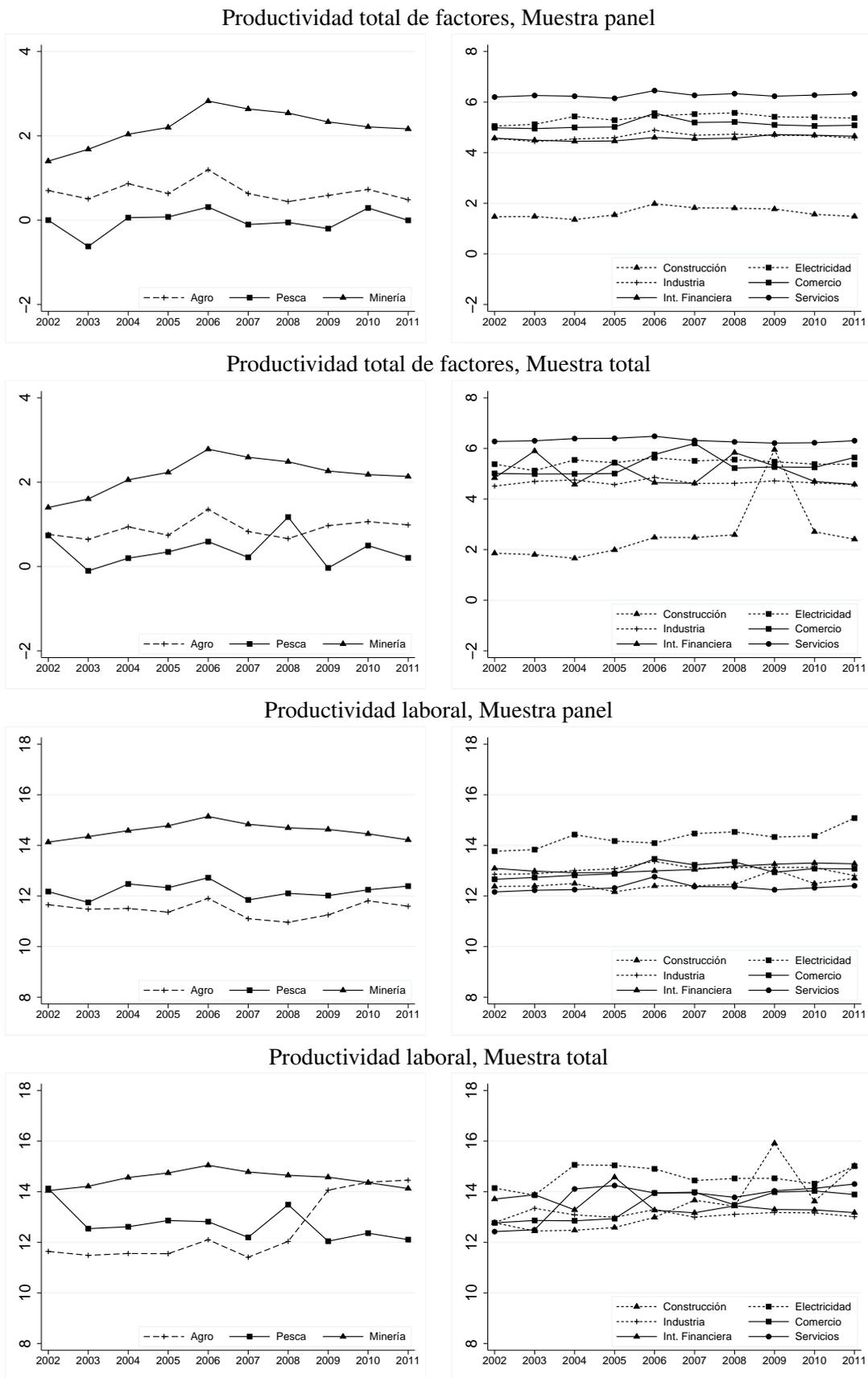
Persistencia de la productividad

Las brechas promedio de la productividad entre sectores son similares en la mayoría de años entre 2002 y 2011. Al mismo tiempo, como se aprecia en el Gráfico 3 (p. 20), se reporta una significativa heterogeneidad en la tendencia de la productividad según sectores.

La persistencia de la productividad en cada sector económico se estima utilizando una variante de la ecuación (6). El coeficiente asociado al primer rezago del indicador de productividad caracteriza al

¹⁰ Vázquez (2014) calcula la productividad agregada como el ratio entre el PBI y el número de trabajadores en cada sector. Existen, sin embargo, ligeras diferencias entre los estimados de la productividad laboral de Vázquez (2014) y los reportados en este estudio. Estas diferencias se justifican por dos razones que caen en el ámbito metodológico: primero, Vázquez (2014) considera a todas las empresas, tanto formales como informales; segundo, en este estudio la productividad laboral promedio en cada sector se calcula como el promedio ponderado de la productividad laboral de cada empresa, con lo cual se controla un potencial sesgo de agregación.

GRÁFICO 3. Evolución de la productividad promedio por sectores



Nota: Productividad promedio en logaritmos. El eje de abscisas denota años.

CUADRO 5. Persistencia y volatilidad de la productividad

Sector	PTF			Productividad laboral		
	$\hat{\rho}$	$t_{\hat{\rho}}$	$\hat{\sigma}_{\epsilon}$	$\hat{\rho}$	$t_{\hat{\rho}}$	$\hat{\sigma}_{\epsilon}$
Agricultura	0.479	6.384	0.365	0.861	15.340	0.477
Comercio	0.753	31.966	0.257	0.893	66.036	0.326
Construcción	0.542	10.835	0.670	0.783	21.234	1.126
Electricidad	0.805	15.417	0.199	0.903	22.041	0.241
Industria	0.854	32.999	0.306	0.932	55.085	0.392
Intermediación Financiera	0.817	18.646	0.294	0.892	30.425	0.321
Minería	0.608	9.237	0.410	0.784	14.672	0.644
Servicios	0.789	11.081	0.299	0.861	19.023	0.352
Pesca	0.223	2.315	0.591	0.342	4.933	0.857
Total	0.666	23.060	0.302	0.832	45.898	0.380

NOTAS: $\hat{\rho}$ corresponde al parámetro de persistencia estimado mediante la ecuación (6) y $\hat{\sigma}_{\epsilon}$ es el error estándar de los residuos. Se usa la muestra total.

parámetro de interés (ρ_j). El otro parámetro de interés es la volatilidad de la productividad la cual se denota por σ_{ϵ} y es la desviación estándar del error en la ecuación. La estimación de estos dos parámetros se realiza para el periodo 2002 a 2011 a nivel de cada sector económico y con los datos de la PTF y de la productividad laboral, estimados en la sección anterior. Se encuentra que la persistencia de la productividad es condicional al sector en consideración, siendo el sector con mayor persistencia el sector comercio y el de menor persistencia el sector construcción (ver Cuadro 5). Adicionalmente, un resultado que es interesante mencionar es que la productividad es más persistente en aquellos sectores en los cuales la volatilidad de este indicador es menor, y viceversa.

Respecto a la volatilidad de la productividad, los sectores construcción y pesca son los más volátiles, mientras que el sector con menor volatilidad es el sector electricidad. El promedio de la persistencia se estima en 0.66 en el caso de la PTF y 0.83 al considerar la productividad laboral, valores promedio que corresponden a estimados mediante la ecuación (6) pero considerando variables artificiales para cada sector. Este resultado es similar al que se obtiene cuando la persistencia agregada se calcula como el promedio ponderado de la persistencia en cada sector.

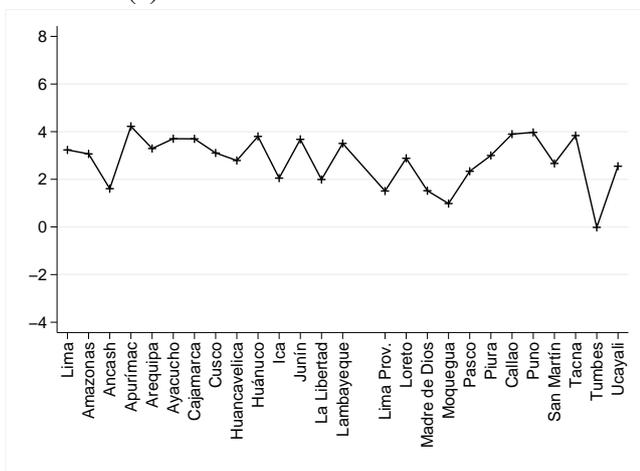
Productividad según regiones

La productividad según regiones es significativamente heterogénea, como se muestra en el Gráfico 4 (p. 22). Las brechas de productividad promedio de las regiones respecto a Lima Metropolitana, y sus respectivos errores estándares, se estiman utilizando una regresión de la productividad respecto a variables binarias que identifican cada región, excluyendo la correspondiente a Lima Metropolitana. Esta regresión es controlada por sectores económicos. Los resultados se muestran en los paneles (b) y (c) del Gráfico 4 para la PTF y los paneles (e) y (f) para la productividad laboral.

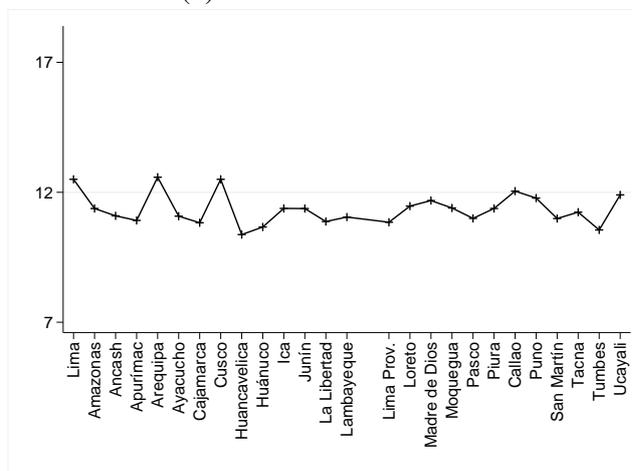
En promedio, Lima Metropolitana y Moquegua están entre las regiones de mayor productividad. Entre las regiones de menor productividad se encuentran Huancavelica, Ayacucho y Tumbes, mientras que entre las regiones con similares niveles de productividad se reporta a Cajamarca, Lima Provincias y Loreto. Este resultado es robusto, con ligeros cambios de magnitudes y en el ordenamiento, al considerar la muestra completa o la muestra panel, y bajo ambos indicadores de productividad.

GRÁFICO 4. Productividad según región

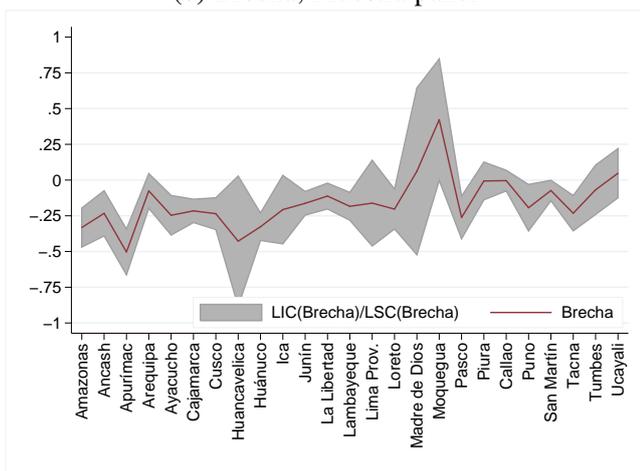
(a) Productividad total de factores



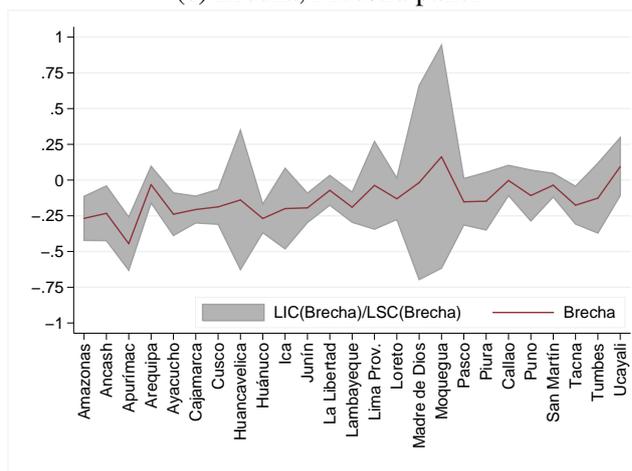
(d) Productividad laboral



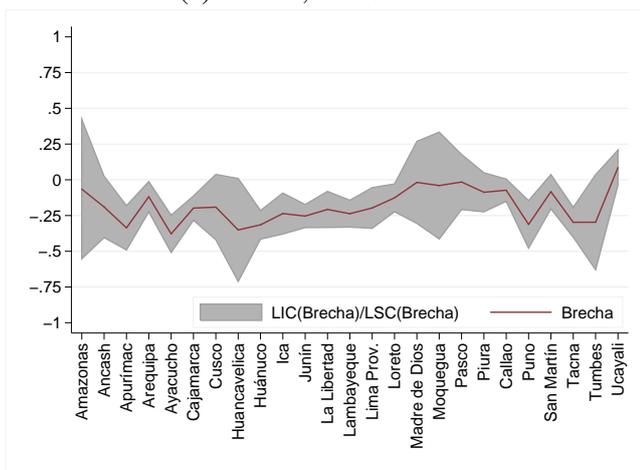
(b) Brecha, Muestra panel



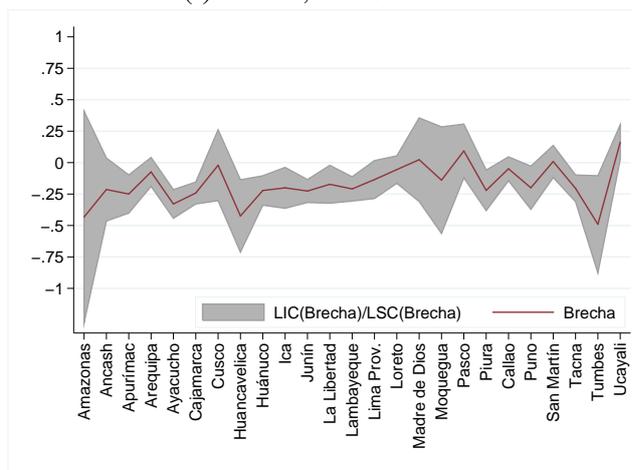
(e) Brecha, Muestra panel



(c) Brecha, Muestra total



(f) Brecha, Muestra total



NOTAS: Los indicadores de productividad están expresados en logaritmos. Las brechas de productividad son relativas a Lima Metropolitana y corresponden a los coeficientes de las variables artificiales por región en la ecuación (6). Las áreas sombreadas son los intervalos de confianza al 5% de significación.

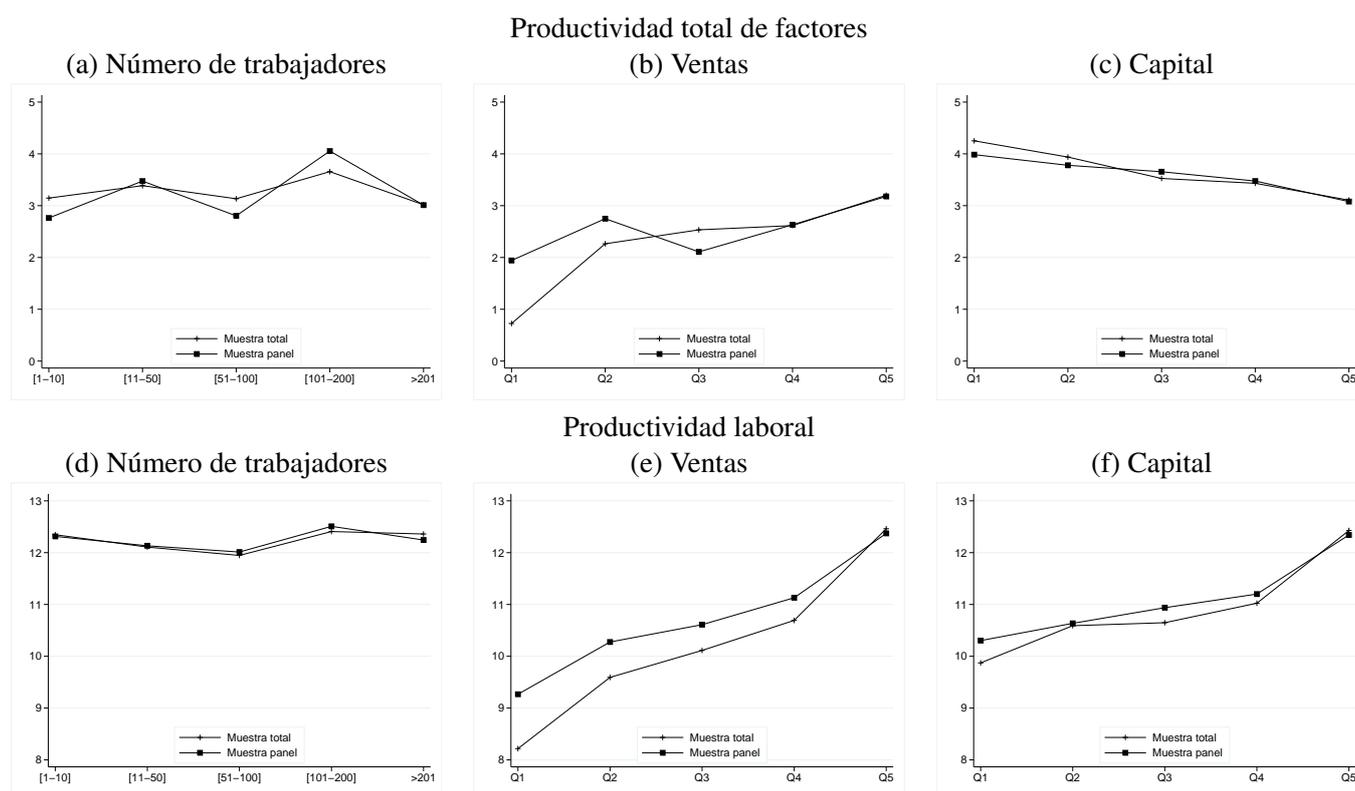
Productividad por tamaño de empresa

La productividad es creciente en el tamaño de empresa, como se muestra en el Gráfico 5, incluso luego de controlar por características observables de las empresas. Se identifica el tamaño de la empresa utilizando tres indicadores como ventas netas, activos fijos y número de trabajadores. Los gráficos muestran los promedios de productividad por quintiles de estas variables. Tanto en la muestra panel como en la total, la productividad en empresas grandes es mayor relativa a empresas de menor tamaño.

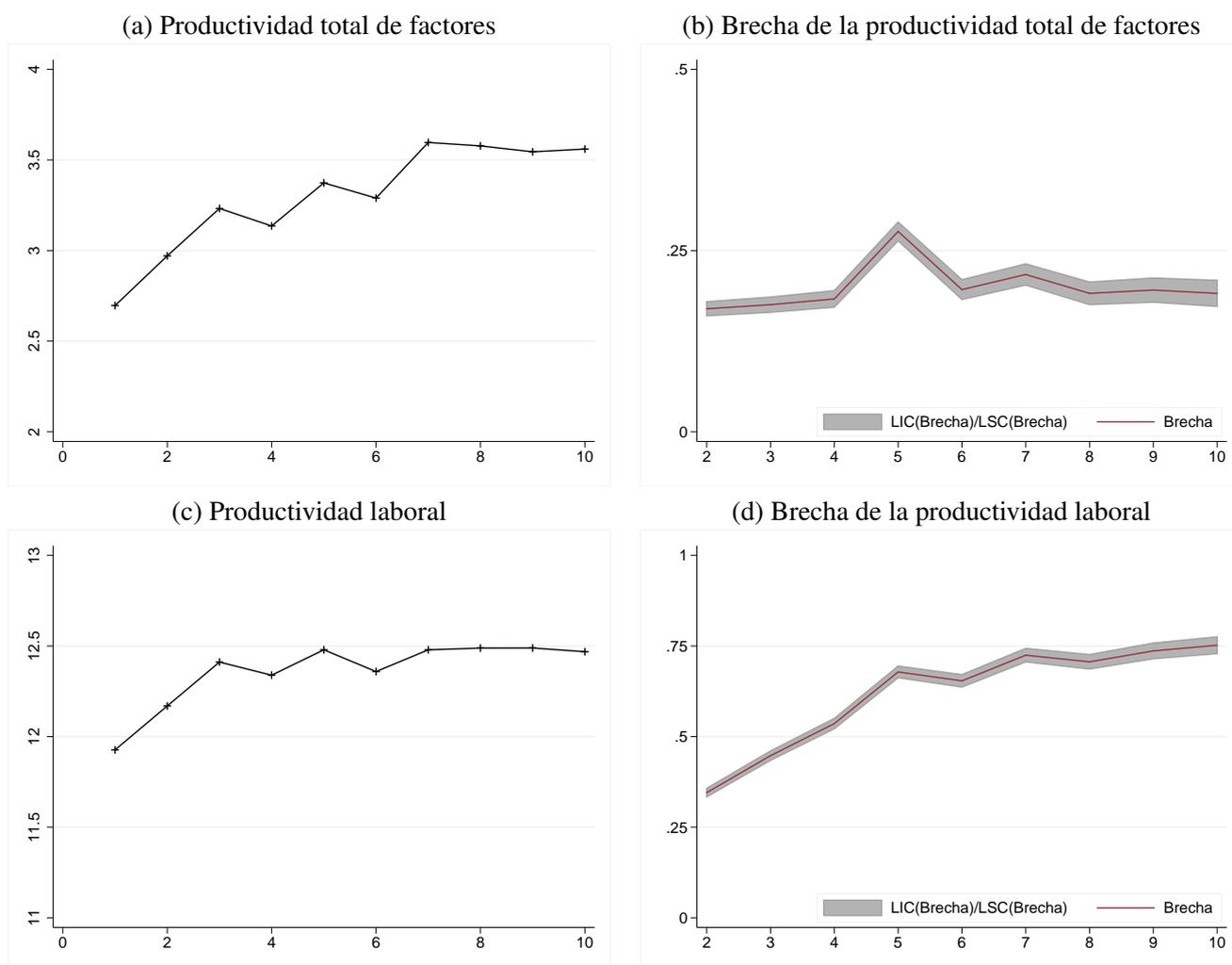
Productividad por edad de firma

La productividad está, en general, positivamente relacionada con la edad de la empresa. Una primera inspección de los datos sugiere que esta relación no es lineal pues las ganancias de productividad por año de vida adicional no parecen ser similares para las empresas de mayor edad en comparación con la empresas nuevas, como se muestra en los paneles (a) y (c) del Gráfico 6 (p. 24). Este Gráfico se construye para la muestra de empresas nacidas después de 2002 por lo que se incluyen empresas que tienen como máximo 9 años de edad. Se incluyen además a las empresas de la muestra panel en la categoría de 10 años y más (al utilizar la muestra total los resultados varían marginalmente).

GRÁFICO 5. Productividad según tamaño de empresa



NOTAS: Las brechas de productividad son calculadas como los coeficientes de las variables artificiales que caracterizan cada tamaño. Las brechas son relativas a las empresas de menor tamaño, las cuales varían según la definición del tamaño de la empresa. El eje de abscisas de los paneles (a) y (d) corresponde a intervalos de tamaños de empresas según número de trabajadores. En los paneles (b) y (e), Q_2 corresponde a empresas con ventas netas anuales comprendidas entre 0.11 y 0.28 millones de nuevos soles, Q_3 a empresas con ventas netas anuales entre 0.28 y 0.68 millones, Q_4 con ventas netas anuales entre 0.68 y 2.20 millones y Q_5 a empresas con ventas netas anuales mayores a 2.20 millones. En los paneles (c) y (f), Q_2 corresponde a empresas con activos fijos entre 0.25 y 0.64 millones de nuevos soles, Q_3 a empresas con activo fijo entre 0.64 y 1.55 millones, Q_4 entre 1.55 y 5.27 millones y Q_5 a empresas con activos mayores a 5.27 millones.

GRÁFICO 6. Productividad según edad de empresa

NOTAS: El eje de abscisas corresponde a edad de empresa. El panel (a) muestra la PTF promedio en logaritmos por edad de firma. Los paneles (b) y (d) presentan las brechas de la productividad que se calculan como los coeficientes de las variables artificiales que caracterizan cada edad relativas a las empresas de menor edad (1 año). Las áreas sombreadas corresponden a los intervalos de confianza de las brechas. La muestra corresponde a las empresa que nacieron en el 2002 más aquellas empresas con 10 a más años de edad, incluidas en la categoría de 10 años.

Las firmas tienen inicialmente una productividad superior en 10% por cada año adicional de edad. Este efecto promedio no es homogéneo al existir una concavidad que hace que las ganancias de productividad por año adicional de edad sean decrecientes con la edad, lo que se ilustra en los Gráficos 6(a) y 6(c). Al estimar las brechas de la productividad por cada año de edad de la firma, se encuentra que las brechas son pequeñas para los primeros años de edad. Los paneles (b) y (d) del Gráfico 6 reportan que las brechas son similares entre las empresa jóvenes. Se encuentra asimismo que las ganancias de productividad son mayores entre las empresas con edades superiores a los 5 años.

4 RESUMEN

En este documento hacemos un estudio detallado de la función de producción y de la productividad en el Perú para el periodo de 2002 a 2011. Se estiman las elasticidades de la función de producción

tipo Cobb-Douglas a nivel de sectores económicos y se analiza el comportamiento de dos indicadores de la productividad (PTF según el residuo de Solow y producto por trabajador). Los datos utilizados corresponden a empresas formales con indicadores positivos de ventas, costo de ventas, activo fijo y número de trabajadores mayor a 1 en el periodo de 2001 a 2011.

En términos agregados, los estimados de la participación del capital en el producto son ligeramente superiores a los valores reportados en la literatura para la economía peruana. Además, este parámetro no es constante entre sectores, lo cual caracteriza o justifica la introducción de controles sectoriales en el estudio de la función de producción agregada. En general, los sectores más intensivos en capital reportan valores mayores de la elasticidad respectiva del factor capital en la función de producción Cobb-Douglas.

La productividad es mayor en los sectores minería y electricidad, mientras que los sectores de menor productividad son los otros sectores primarios como agropecuario y pesca. La región de Lima Metropolitana reporta los mayores niveles de productividad, mientras que las regiones menos productivas corresponden a Apurímac y Huancavelica. Las brechas de la productividad regional respecto a la región Lima Metropolitana son similares cuando se controla por tamaño de empresa, año de entrevista de la empresa y sector económico. Se encuentra, asimismo, que la productividad es mayor en empresas grandes y en empresas que tienen más tiempo operando en el mercado. Con los resultados anteriores, la caracterización de la productividad requiere un análisis a nivel de sectores económicos, región geográfica, tamaño de empresa y edad de la firma.

REFERENCIAS

- Arellano, M. y S. Bond (1991), "Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations", *Review of Economic Studies*, 58(2), 277-297.
- Alcalá, F. y A. Ciccone (2004), "Trade and productivity", *Quarterly Journal of Economics*, 119(2), 613-46.
- Bernanke, B. y R. Gurdynak (2002), "Is growth exogenous? Taking Mankiw, Romer, and Weil seriously", En: Bernanke, B. y K. Rogoff (eds.), *NBER Macroeconomics Annual* 16. MIT Press.
- Bond, S. y M. Soderbom (2005), "Adjustment costs and the identification of Cobb Douglas production functions", Institute for Fiscal Studies, Working Paper W05/04.
- Blundell, R. y S. Bond (1998), "Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models", *Journal of Econometrics*, 87(1), 115-143.
- Cabredo, P. y L. Valdivia (1999), "Estimación del PBI potencial: Perú 1950-1997", Banco Central de Reserva del Perú, *Revista Estudios Económicos*, 5.
- Carranza, E. J. Fernández-Baca y E. Morón (2005), "Peru: Markets, government and the sources of growth", en: Fernández-Arias, E., R. Manuelli, y J. Blyde (eds.), *Sources of growth in Latin America: What is missing?* Inter-American Development Bank, Washington, D.C.
- Céspedes, N., M. E. Aquije, A. Sánchez y R. Vera-Tudela (2014), "Productividad sectorial en el Perú: Un análisis a nivel de firmas", Banco Central de Reserva del Perú, Documento de Trabajo 2014-13.
- Elias, V. J. (1992), *Sources of growth: A study of seven Latin American economies*, ICS Press.
- Griliches, Z. y J. Mairesse (1995), "Production functions: The search for identification", NBER Working Paper 5067.
- Griffith, R., S. Redding y J. Van Reenen (2004), "Mapping the two faces of R&D: Productivity growth in a panel of OECD countries", *Review of Economics and Statistics*, 86(4), 883-95.

- Göbel, K., M. Grimm y L. Jann (2013). “Constrained firms, not subsistence activities: Evidence on capital returns and accumulation in Peruvian microenterprises”, Banco Central de Reserva del Perú, Working Paper 2013-001.
- Hall, R.E. y C.I. Jones (1999), “Why do some countries produce so much more output per worker than others?”, *Quarterly Journal of Economics*, 114(1), 83-116.
- Huergo, E. y J. Jaumandreu (2004), “Firms’ age, process innovation and productivity growth”, *International Journal of Industrial Organization*, 22(4), 541-559.
- Levinsohn, J. y A. Petrin (2003), “Production functions using inputs to control for unobservables”, *Review of Economic Studies*, 70(2), 317-341.
- Miller, S. (2003), “Métodos alternativos para la estimación del PBI potencial: Una aplicación para el caso del Perú”, Banco Central de Reserva del Perú, *Revista Estudios Económicos*, 10.
- Mundlak, Y. (1961), “Empirical production functions free of management bias”, *Journal of Farm Economics*, 43(1), 44-56.
- Olley, S. y A. Pakes (1996), “The dynamics of productivity in the telecommunications equipment industry”, *Econometrica*, 64(6), 1263-1297.
- Seminario, B. y A. Beltrán (1998), “Crecimiento económico en el Perú: 1896-1995. Nuevas evidencias estadísticas”, Centro de Investigación de la Universidad del Pacífico, Documento de Trabajo 32.
- Tello, M. (2012), “Productividad total factorial en el sector manufacturero del Perú 2002-2007”, Pontificia Universidad Católica del Perú, *Economía*, 35(70), 103-141.
- Valderrama, J., J. Coronado, J. Vasquez y G. Chiang (2001), “Productividad y crecimiento económico en el Perú”, Instituto Peruano de Economía (IPE), Series de Estudios 075.
- Vásquez, F. (2014), “Evolución de la productividad laboral”, Banco Central de Reserva del Perú, *Revista Moneda*, 157, 30-32.
- Vega-Centeno, M. (1989), “Inversiones y cambio técnico en el crecimiento de la economía peruana”, Pontificia Universidad Católica del Perú, *Economía*, 12(24), 9-48.
- Vega-Centeno, M. (1997), “Inestabilidad e insuficiencia del crecimiento: El desempeño de la economía peruana durante 1950-1996”, Pontificia Universidad Católica del Perú, *Economía*, 20(39-40), 11-61.



Términos de intercambio y productividad total de factores: Evidencia empírica de los mercados emergentes de América Latina

PAUL CASTILLO Y YOEEL ROJAS*

En este documento se utiliza datos trimestrales para identificar la relación entre los términos de intercambio y la productividad total de factores (PTF) para México, Perú y Chile. Se utiliza un enfoque de dos etapas: primero, se estima la senda histórica de la PTF para cada país utilizando un modelo estructural DSGE para una economía pequeña y abierta. Luego, en un segundo paso, la PTF se descompone entre un componente doméstico y uno externo ligado a los términos de intercambio, haciendo uso de un modelo VAR estructural con restricciones de largo plazo, como en Blanchard y Quah (1989). Se encuentra que los choques de términos de intercambio generan importantes ganancias de productividad en las economías consideradas, no solo de corto plazo sino también de mediano y largo plazos, predominando en nuestra muestra los impactos de corto y mediano plazos.

Palabras Clave : Términos de intercambio, productividad de factores.

Clasificación JEL : C11, C13, C51, F41.

Durante la primera década del presente siglo, las economías emergentes tales como México, Chile, Perú, entre otras, se han beneficiado de los favorables términos de intercambio. Estudios recientes, como los de Castillo y Salas (2010) y García-Cicco y otros (2014), han evidenciado que estos beneficios incluyen un incremento del crecimiento de largo plazo de la economía en Chile y Perú. Sin embargo, al ser los términos de intercambio muy volátiles, es importante cuantificar no sólo su impacto en el crecimiento de corto y de largo plazo, sino también los canales mediante los cuales se generan estos efectos. En particular, es importante distinguir los efectos directos de los términos de intercambio sobre la inversión de sus efectos indirectos sobre la Productividad Total de Factores (PTF). Los términos de intercambio también pueden contribuir a impulsar la inversión pública de manera indirecta al afectar las ganancias no sólo del sector privado sino también del gobierno. Adicionalmente, los términos de intercambio pueden afectar a los sectores no transables mediante los denominados efectos *spillover* que podrían conllevar a ganancias de la PTF en toda la economía (Llosa, 2013).

En este documento se mide la contribución de los términos de intercambio en la PTF para Chile, México y Perú. Para este propósito se implementa un procedimiento de dos etapas: primero la PTF se

* Castillo: Subgerencia de Diseño de Política Monetaria, Banco Central de Reserva del Perú, Jr. Antonio Miró Quesada 441, Lima 1, Perú. Teléfono: +511 613-2000 (email: paul.castillo@bcrp.gob.pe). Rojas: Departamento de Modelos Macroeconómicos, BCRP (email: youel.rojas@bcrp.gob.pe).

estima haciendo uso de un modelo DSGE para una economía pequeña y abierta. Esta estructura permite estimar una evolución de la PTF consistente con la información y con las restricciones de maximización del beneficio y suavización del consumo impuestas en equilibrio general para las tres economías en consideración. Posteriormente, la dinámica conjunta de la serie estimada de la PTF y los términos de intercambio se analizan en el contexto de un modelo VAR estructural para descomponer la contribución de los términos de intercambio en la PTF, procedimiento similar al de [Blanchard y Quah \(1989\)](#).

El modelo DSGE captura las principales características de una economía pequeña y abierta. Así, en el modelo, un aumento permanente en la PTF genera un aumento permanente en el consumo, la inversión y el producto, una caída transitoria en la balanza comercial y una reducción permanente en la deuda interna. El modelo también posee algunas fricciones que la literatura considera relevantes para explicar los datos en economías pequeñas y abiertas, tales como la imperfecta movilidad de capitales hacia mercados internacionales, lo cual genera una prima de riesgo endógena, una asociada a la evolución de la deuda externa neta y otra asociada a cambios esperados en la productividad de la economía. Se incluyen, además, costos de ajustes en la acumulación de capital y uso de capital variable, elementos que capturan de manera más adecuada la dinámica de corto plazo de la inversión y el producto.

Se encuentra que los choques de términos de intercambio generan cambios positivos en la PTF de Chile, México y Perú. Esta ganancia es particularmente importante en el periodo 2001-2007 cuando los términos de intercambio explican más del 25 por ciento de la tasa de crecimiento promedio de la PTF. Además, se muestra que el deterioro de los términos de intercambio durante la crisis de 2008-2009 tuvo efectos importantes en la PTF. Otro hallazgo interesante es que los efectos de los términos de intercambio en la PTF en el largo plazo no son pequeños, aunque se muestra que los efectos en el corto y mediano plazo son mayores a los de largo plazo. Destaca, además, que la mayor volatilidad de los términos de intercambio también se ha reflejado en la mayor volatilidad de la evolución de la PTF.

La literatura que estudia los efectos de los términos de intercambio en economías pequeñas y abiertas haciendo uso de modelos DSGE es amplia. Por ejemplo, [Mendoza \(1995\)](#) encuentra que los términos de intercambio explican entre el 45 y 60 por ciento de las fluctuaciones del producto. El presente documento, a diferencia de [Mendoza \(1995\)](#), usa un modelo con parámetros estimados y permite modelar choques permanentes en la PTF. Por su parte, [Llosa \(2013\)](#) analiza los efectos de las variaciones en los choques de términos de intercambio en la PTF tanto para economías pequeñas como grandes; sin embargo, en dicho documento la PTF se ve afectada principalmente por cambios exógenos de los términos de intercambio. Más recientemente [García-Cicco y otros \(2014\)](#), usando un modelo DSGE para Chile, encuentran que en presencia de fricciones financieras, factores externos y en particular los choques en el precio de los *commodities* tienen una importante contribución en explicar la evolución de muchas de las variables macroeconómicas durante la década de 2000. A diferencia de estos documentos, el presente estudio sugiere que los choques de términos de intercambio tienen efectos sobre la productividad que son de corto, mediano y largo plazo, y mediante estos canales esta variable puede generar significativas fluctuaciones económicas en mercados emergentes.

Otros estudios relacionados son: [García-Cicco y otros \(2010\)](#) quienes encuentran que choques permanentes de productividad tienen un efecto pequeño en los datos, mientras que la mayor contribución se encuentra en choques de preferencias y choques de riesgo país. [Aguar y Gopinath \(2007\)](#) argumentan que el modelo estándar RBC con un choque permanente en productividad puede explicar adecuadamente los ciclos económicos en economías de mercados emergentes. [Chang y Fernández \(2013\)](#) muestran que los choques temporales de productividad son importantes, además que los choques de la tasa de interés tienen un efecto sustancial sobre las variaciones de consumo, producto y del ratio de la balanza comercial sobre el producto. [Chang y Fernández](#) resaltan que las fricciones financieras hacen que los choques de productividad tengan mayores efectos.

El resto del documento se organiza de la siguiente manera. La sección 1 presenta el modelo, la sección 2 describe los datos, la sección 3 reporta la estimación y descomposición de la PTF, y la sección 4 presenta las conclusiones.

1 EL MODELO

El modelo caracteriza a una economía pequeña y abierta similar a las de [Chang y Fernández \(2013\)](#) y [García-Cicco y otros \(2010\)](#). La economía está conformada por un continuo de agentes idénticos, quienes consumen bienes transables, suministran mano de obra a las empresas, toman decisiones de inversión y ahorran utilizando un bono local y/o extranjero de cupón cero de un año de maduración. Las empresas locales producen los bienes de consumo mediante una función de producción con retornos constantes a escala. El modelo incorpora algunas fricciones que son importantes para explicar los datos en economías pequeñas y abiertas, tales como la imperfecta movilidad de capitales hacia mercados internacionales, la cual genera un prima de riesgo endógena que tiene dos componentes: una asociada a la evolución de la deuda externa neta y la otra asociada a los cambios esperados en productividad de la economía. Además, se incorporan características adicionales que puedan ayudar a un mejor ajuste de datos, como la utilización de la capacidad variable como en [Greenwood y otros \(1988\)](#) y [King y Rebelo \(1999\)](#). Esta característica permite tener una caracterización de la inversión más cercana a los datos, debido a que en el modelo las firmas pueden expandir su producto contratando más trabajadores y/o usando capital más intensivamente.

1.1 TECNOLOGÍA

La función de producción tiene dos tipos de choques que afectan a la productividad: un choque permanente que se denota por A_t y un choque transitorio que se representa por a_t . Esta representación es similar a [García-Cicco y otros \(2010\)](#). La función de producción para bienes finales transables se define de la siguiente manera:

$$Y_t = a_t (U_t K_t)^\alpha (A_t N_t)^{1-\alpha}, \quad (1)$$

donde Y_t es el producto en el periodo t , K_t es el capital en el periodo t sobre el cual se decidió en el periodo $t-1$, U_t es la fracción del capital que se usó en el periodo t , N_t son las horas trabajadas en t y α representa la participación del capital en el producto.

La tasa de crecimiento de la productividad, $X_t = A_t/A_{t-1}$, sigue un proceso autoregresivo estacionario que obedece la siguiente ley de movimiento:

$$\ln X_t = (1 - \rho_x) \ln(X) + \rho_x \ln X_{t-1} + \epsilon_t^x, \quad \epsilon_t^x \sim \sigma^x \cdot N(0, 1). \quad (2)$$

También se asume que el choque transitorio de productividad a_t sigue un proceso estocástico autoregresivo del siguiente tipo:

$$\ln a_t = \rho_a \ln a_{t-1} + \epsilon_t^a, \quad \epsilon_t^a \sim \sigma^a \cdot N(0, 1), \quad (3)$$

donde los parámetros $\rho_a, \rho_x \in (0, 1)$ caracterizan la persistencia de X_t y a_t , respectivamente, mientras que σ^x y σ^a representan las desviaciones estándar de los dos choques de productividad definidos previamente. Como se menciona en [García-Cicco y otros \(2010\)](#), X_t y a_t son perturbaciones agregadas exógenas que afectan la PTF de la economía y, además, incluyen otras fuentes de variación como choques de términos de intercambio. Esta interpretación es particularmente valiosa para propósitos de este trabajo.

El stock de capital K_{t+1} sigue la siguiente ley de movimiento:

$$K_{t+1} = I_t + (1 - \delta_t)K_t - \frac{\psi_K}{2} \left(\frac{K_{t+1}}{K_t} - X \right)^2 K_t, \quad (4)$$

donde I_t representa la inversión en el tiempo t . El uso intensivo del capital genera un costo para las empresas que se refleja en una alta tasa de depreciación. La depreciación por lo tanto se caracteriza por la siguiente ecuación:

$$\delta_t = \delta U_t^\varphi, \quad (5)$$

donde $\varphi > 1$ tal que $\delta'_t > 0$ y $\delta''_t > 0$. Además, se asume que la inversión está sujeta a costos de ajuste, que se representan mediante el parámetro ψ_k en la siguiente ecuación:

$$\frac{\psi_K}{2} \left(\frac{K_{t+1}}{K_t} - X \right)^2 K_t. \quad (6)$$

Bajo esta especificación, los costos se incrementan cuando la inversión se incrementa a una tasa más alta que la tasa de crecimiento de largo plazo.

1.2 PREFERENCIAS

Las familias tienen preferencias que valoran el consumo y ocio, estas maximizan lo siguiente:

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \frac{[C_t - \tau A_{t-1} N_t^\nu]^{1-\sigma}}{1-\sigma} \quad (7)$$

donde C_t representa los niveles de consumo, N_t representa las horas trabajadas por las familias, $\beta \in (0, 1)$ es el factor de descuento subjetivo, σ es el coeficiente de aversión al riesgo, τ es una constante relacionada a la asignación del tiempo, y ν es un parámetro de preferencias asociado a la elasticidad de la oferta de trabajo. Además, E_0 es el operador de esperanza condicional en el periodo $t = 0$. A_{t-1} forma parte de la función de utilidad para que en el modelo exista crecimiento balanceado. Nótese que se impone la función de utilidad contemporánea de la forma de [Greenwood y otros \(1988\)](#) (preferencias GHH en adelante). Como se discute en [Neumeyer y Perri \(2005\)](#) y se señala en [Chang y Fernández \(2013\)](#), este tipo de preferencias ayuda a reproducir algunos hechos de los ciclos económicos de economías emergentes al permitir que la oferta de trabajo sea independiente de los niveles de consumo.

Las familias pueden suavizar su consumo utilizando un bono extranjero que paga una tasa de interés real R_t entre el periodo t y el periodo $t + 1$. Se asume, siguiendo a [Schmitt-Grohe y Uribe \(2003\)](#), que la tasa de interés local y la tasa de interés extranjera R_t^* están vinculadas a través de la siguiente ecuación:

$$R_t = R_t^* S_t + \psi_D (\exp\{\tilde{D}_{t+1} - D\} - 1), \quad (8)$$

donde \tilde{D}_{t+1} es la deuda externa per cápita, y S_t , similar a [Neumeyer y Perri \(2005\)](#) y [Chang y Fernández \(2013\)](#), es un diferencial de tasa de interés específico entre países que depende de los fundamentos de la economía. Así $R_t^* S_t$ es la tasa de interés específica del país en consideración. La función $\psi_D(\cdot)$ asume que los agentes nacionales tienen que pagar una prima que se incrementa con el nivel de deuda relativa a su estado estacionario (D) si desean tomar fondos del exterior. Este supuesto permite generar un nivel correctamente definido de pasivos extranjeros para la economía nacional. [Schmitt-Grohe y Uribe \(2003\)](#)

muestran que este mecanismo, entre otros, tiene efectos no significativos sobre las propiedades cíclicas de las variables que genera el modelo. Se asume que la desviación de la tasa de interés extranjera, R_t^* , respecto a su nivel de largo plazo, R^* , sigue un proceso AR(1) como se indica a continuación:

$$\ln(R_t^*/R^*) = \rho_{r^*} \ln(R_{t-1}^*/R^*) + \epsilon_t^*, \quad \epsilon_t^* \sim \sigma^{r^*} \cdot N(0, 1), \quad (9)$$

donde $\rho_{r^*} \in (0, 1)$, σ^{r^*} representa la desviación estándar del choque a la tasa de interés extranjera. Asimismo, siguiendo a [Chang y Fernández \(2013\)](#), se establece que tanto los choques permanentes como transitorios que afectan la brecha específica de tasa de interés entre países tienen la siguiente relación:

$$\ln(S_t/S) = -\eta E_t(\ln X_{t+1} + a_{t+1}), \quad (10)$$

donde S es la brecha de la tasa de interés específica entre países en el estado estacionario.

Debido a que el modelo no tiene ninguna distorsión se resuelve el problema de planificador social, el cual maximiza la utilidad de la familia representativa sujeta a los flujos de producción y a la restricción presupuestaria agregada definida de la siguiente manera:

$$\frac{D_{t+1}}{R_t} = D_t - Y_t + C_t + \left[K_{t+1} - (1 - \delta(U_t))K_t + \frac{\psi_K}{2} \left(\frac{K_{t+1}}{K_t} - X \right)^2 K_t \right], \quad (11)$$

donde D_{t+1} es el monto de deuda emitida en el periodo, el cual se asume cumple la restricción de ausencia del juego de Ponzi $\lim_{j \rightarrow \infty} E_t(D_{t+j} / \prod_{k=0}^j R_{t+k}) \leq 0$. Finalmente, en cada periodo el ratio de la balanza comercial respecto al PBI, denotado como TBY_t , se determina por:

$$TBY_t = \frac{Y_t - C_t - I_t}{Y_t}. \quad (12)$$

1.3 CONDICIONES DE EQUILIBRIO

Las condiciones de primer orden que resultan de maximizar (7) sujeto a (8) y (11) son las siguientes:

$$1 = \beta E_t \left(R_t \frac{U_{c,t+1}}{U_{c,t}} \right), \quad (13)$$

$$\tau v A_{t-1} N_t^{\nu-1} = (1 - \alpha) \frac{Y_t}{N_t}, \quad (14)$$

donde $U_{c,t} = [C_t - \tau A_{t-1} N_t^\nu]^{-\sigma}$ representa la utilidad marginal del consumo en el periodo t . Estas dos condiciones definen la elección óptima de ahorro y de la oferta laboral de las familias. La ecuación (13), se trata de la típica condición de Euler que iguala el beneficio marginal de los ahorros dados por el retorno futuro de la inversión con su costo marginal. La ecuación (14) representa el equilibrio en el mercado de trabajo, el cual garantiza igualdad entre la tasa marginal de sustitución entre el consumo y el ocio y la productividad marginal del trabajo.

Las ecuaciones (15), (16) y (17) caracterizan las decisiones óptimas de inversión donde las empresas igualan el costo de incrementar en una unidad la inversión con su beneficio marginal, que es igual al valor presente descontado de la productividad marginal del capital. La ecuación (16) determina la evolución de la inversión, que depende de las expectativas futuras de la productividad marginal del capital y de la intensidad de uso del capital. La ecuación (17) establece que la tasa óptima de uso del capital debe ser tal

que el beneficio marginal del capital y el costo marginal son iguales:

$$1 + \psi_k E_t \left(\frac{K_{t+1}}{K_t} - X \right) = \beta E_t \left\{ \frac{U_{c,t+1}}{U_{c,t}} \left[\alpha \frac{Y_{t+1}}{K_t} + 1 - \delta U_{t+1}^\varphi + \frac{\psi_k}{2} \left(\left(\frac{K_{t+2}}{K_{t+1}} \right)^2 - X^2 \right) \right] \right\}, \quad (15)$$

$$I_t = K_{t+1} - (1 - \delta U_t^\varphi) K_t + \frac{\psi_K}{2} \left(\frac{K_{t+1}}{K_t} - X \right)^2 K_t, \quad (16)$$

$$\alpha \frac{Y_t}{U_t} = \varphi \delta U_t^{\varphi-1} K_t. \quad (17)$$

1.4 EQUILIBRIO COMPETITIVO

Dadas las condiciones iniciales K_0 , D_0 y A_{-1} , y los procesos estocásticos exógenos $\{X_t, a_t, R_t^*\}_{t=0}^\infty$, un *equilibrio competitivo* es el conjunto de procesos estacionarios a lo largo de una senda de crecimiento balanceado para las cantidades $\{C_t, K_{t+1}, D_{t+1}, Y_t, N_t, I_t, U_t, TBY_t\}_{t=0}^\infty$ y precios $\{R_t\}_{t=0}^\infty$, que satisfacen las condiciones de optimización (8), (13), (14), (15), (16) y (17); la función de producción (1); la restricción presupuestaria (11); el ratio de la balanza comercial al PBI (12) y la prima específica por riesgo país (10).

2 DATOS Y ESTRATEGIA DE ESTIMACIÓN

En esta sección se describe los datos para México, Chile y Perú y se presenta la estrategia de estimación que involucra dos etapas. En primer lugar, se describe el método de estimación de la productividad total de los factores (PTF) que es condicional al modelo y a la calibración. Esta estrategia es similar a [Chang y Fernández \(2013\)](#), [García-Cicco y otros \(2010\)](#) y [Aguar y Gopinath \(2007\)](#). En segundo lugar, se presenta el método econométrico para descomponer la PTF entre choques de tecnología local y la evolución de los términos de intercambio utilizando las series trimestrales previamente estimadas de la PTF.

2.1 DATOS

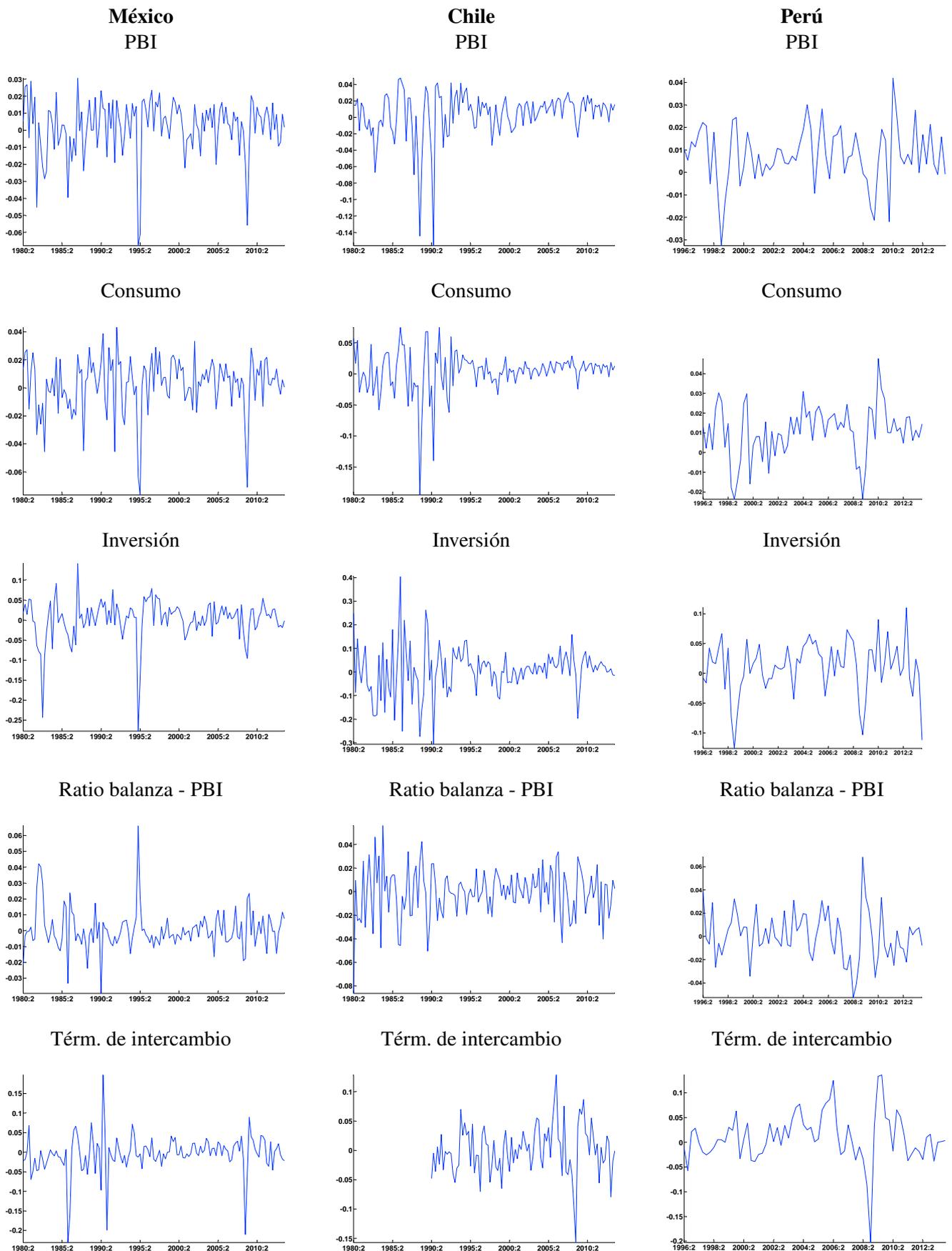
Los datos fueron obtenidos principalmente de los bancos centrales de Chile, México y Perú. Las series trimestrales que son utilizadas son el PBI real, consumo privado real, inversión privada real, balanza comercial y los términos de intercambio. Las series anuales de población fueron obtenidas de las bases de datos estadísticas del Fondo Monetario Internacional. Los datos de cada economía local se desestacionalizan y se normalizan en términos per cápita.¹ Los datos del producto, consumo, inversión y términos de intercambio son transformados tomando logaritmos naturales y expresados en primeras diferencias. El ratio de la balanza comercial respecto al PBI también se toma en primeras diferencias. Para Chile el periodo de muestra es de 1996.I a 2013.IV. Para México el periodo de muestra es 1980.I a 2013.IV.² Para Perú el periodo de muestra para la estimación de la PTF es de 1980.I a 2013.IV, pero para la estimación VAR se considera el periodo 1990.I a 2013.IV, esto debido que la serie trimestral de los términos de intercambio está disponible a partir de 1990.I.

El Gráfico 1 (p. 33) presenta la evolución de las series para cada país. Para Perú y México, la volatilidad

¹ Los Bancos Centrales de Chile y México proveen información desestacionalizada de las series de producto, consumo e inversión. Para Perú, los datos son desestacionalizados usando TRAMO-SEATS.

² Las estadísticas del producto, consumo, inversión y balanza comercial para México, que son provistas por el Banco Central de México, sólo están disponibles desde 1993.I. Sin embargo, se extendió la muestra hasta 1980.I utilizando los datos de [Aguar y Gopinath \(2007\)](#), que están disponibles en la página web de Gita Gopinath.

GRÁFICO 1. Datos trimestrales por país: Variaciones porcentuales



de las variables agregadas ha sido menor desde finales de los 90s. Para Chile, como la muestra es más corta no se puede llegar a una conclusión similar. Además, se puede observar el significativo impacto de la última crisis financiera en todas las variables de los países. El Cuadro 4 (p. 41) también muestra los segundos momentos de los datos. Como señalan [Aguiar y Gopinath \(2007\)](#), la inversión y el consumo son más volátiles que el producto y las exportaciones netas son altamente contra cíclicas. Finalmente, como era de esperarse, se encuentra una alta volatilidad de los términos de intercambio.

2.2 ESTIMACIÓN DE LA PTF

La primera etapa consiste en aplicar el método del filtro de Kalman para obtener estimadores de las series no observables de la PTF. Para ello, a las variables que tienen una tendencia en el equilibrio se las divide por la tendencia rezagada del choque permanente de productividad, A_{t-1} (por ejemplo, $\tilde{Y}_t = Y_t/A_{t-1}$), de modo que el sistema de ecuaciones no lineales que caracterizan al equilibrio del modelo contenga sólo variables estacionarias. Luego, el sistema dinámico estacionario de ecuaciones es log-linealizado, y puede ser escrito en la forma canónica de estado-espacio de la siguiente manera:

$$\begin{aligned} \text{Ecuación de medida} \quad y_t &= \mathbf{Z}\alpha_t + \mathbf{d} + \mathbf{G}_y\mathbf{u}_t, \\ \text{Ecuación de transición} \quad \alpha_t &= \mathbf{T}\alpha_{t-1} + \mathbf{c} + \mathbf{G}_\alpha\mathbf{v}_t, \end{aligned} \quad (18)$$

donde $\mathbf{E}(\mathbf{u}_t) = \mathbf{E}(\mathbf{v}_t) = \mathbf{0}$, $\text{var}(\mathbf{u}_t) = \mathbf{H}$, $\text{var}(\mathbf{v}_t) = \mathbf{Q}$ y $\mathbf{E}(\mathbf{u}_t\alpha_0') = \mathbf{E}(\mathbf{v}_t\alpha_0') = \mathbf{0}$ para todo t . El objetivo de esta etapa es estimar el vector α_t , de dimensión $s \times 1$, que contiene *variables de estado* no observables. La matriz de transición \mathbf{T} tiene dimensión $s \times s$ y \mathbf{c} es un vector de $s \times 1$. \mathbf{G}_α es una matriz de $s \times g$ y el vector de perturbaciones \mathbf{v}_t tiene una dimensión de $g \times 1$. y_t es un vector $n \times 1$ que contiene datos observados al tiempo t . La matriz \mathbf{Z} , con dimensión $n \times s$, relaciona el vector de estado con el vector de datos observados. \mathbf{d} es un vector $n \times 1$, \mathbf{G}_y es una matriz de $n \times n$, y \mathbf{u}_t es el vector de perturbaciones de dimensión $g \times 1$.

Dada la representación del sistema en la forma de estado-espacio, el filtro de Kalman permite predecir valores de α_t . El filtro de Kalman conjuntamente con un filtro más suave permitirá utilizar las señales de las variables observables para inferir la evolución de las variables no observables (ver [Harvey, 1989](#); [Hamilton, 1994](#)). Así, basado en variables observables y condicional al modelo descrito anteriormente, se puede estimar la senda de la PTF a lo largo del tiempo.

Se necesita construir la forma estado-espacio. Como se mencionó previamente, después de log-linealizar el sistema no lineal de condiciones de equilibrio (véase el Anexo), se obtiene un sistema dinámico que puede ser descrito por una matriz formada por

$$\mathbf{\Gamma}_0\mathbf{w}_t + \mathbf{\Gamma}_1\mathbf{E}_t\mathbf{w}_{t+1} + \mathbf{\Gamma}_2\mathbf{w}_{t-1} + \mathbf{\Gamma}_\varepsilon\mathbf{e}_t = \mathbf{0}, \quad (19)$$

donde el vector \mathbf{w}_t incluye el conjunto de variables predeterminadas y no predeterminadas del modelo, \mathbf{e}_t recoge todos los choques del sistema log-lineal, y las matrices $\mathbf{\Gamma}$ contienen los parámetros asociados con el sistema log-lineal. Después de aplicar un método de solución de ecuaciones en diferencias, como [Blanchard y Khan \(1980\)](#), se obtiene la siguiente forma reducida:

$$\mathbf{w}_t = \mathbf{A}\mathbf{w}_{t-1} + \mathbf{B}\mathbf{e}_t. \quad (20)$$

Por otro lado, se tiene un vector contraparte de datos observados y_t que puede ser expresado como una

combinación lineal de las variables de estado en w_t mediante:

$$y_t = Z w_t + d + \epsilon_t, \quad (21)$$

donde Z es la matriz conformable que asigna en cada periodo, el vector de datos observables y_t a su contraparte teórica en w_t , y ϵ_t es un vector conformable de errores de medición *iid*. Con todo ello se puede representar la forma de estado-espacio del sistema.

A partir de la forma general de estado-espacio del sistema en (18), (20) es la ecuación de transición con $\alpha_t = w_t$, y (21) es la ecuación de medición. Con estas dos ecuaciones se puede utilizar el filtro de Kalman, conjuntamente con uno más suave, para construir recursivamente las series de la productividad total de los factores, $TFP_t = a_t A_t^{(1-\alpha)}$, a partir de las estimaciones de variables no observables a_t y X_t . Para este propósito se utiliza datos trimestrales del producto bruto interno (Y), consumo (C), inversión (I), y el ratio balanza comercial-PBI (TBY) para los tres países considerados. Estas variables se transforman y se resumen en $y_t = (\Delta \ln Y_t, \Delta \ln C_t, \Delta \ln I_t, \Delta \ln TBY_t)'$ para cada periodo t . Teniendo en cuenta las variables observadas, la relación de datos observables a las variables de estado del modelo se presenta en las siguientes ecuaciones:

$$\Delta \ln Y_t = y_t - y_{t-1} + x_{t-1} + \ln X + \epsilon_t^Y, \quad (22)$$

$$\Delta \ln C_t = c_t - c_{t-1} + x_{t-1} + \ln X + \epsilon_t^C, \quad (23)$$

$$\Delta \ln I_t = i_t - i_{t-1} + x_{t-1} + \ln X + \epsilon_t^I, \quad (24)$$

$$\Delta \ln TBY_t = tby_t - tby_{t-1} + \epsilon_t^{TBY}, \quad (25)$$

donde Δ representa el operador de primeras diferencias, las variables en letras minúsculas representan a las variables en desviaciones de su estado estacionario (por ejemplo, $i_t = \ln(\tilde{I}_t/\tilde{I})$) y ϵ_t^j son los choques de errores de medida que son i.i.d con media cero y desviación estándar σ_j para cada $j = \{C, Y, I, TBY\}$. Con la representación de la ecuación de medida se evita la discusión acerca de cómo lidiar con la tendencia de las variables observadas. Nótese además que se utilizan errores de medida para lidiar con los problemas de medición de las variables macroeconómicas agregadas en los mercados emergentes, como se discute en Chang y Fernández (2013).

2.3 DESCOMPOSICIÓN DE LA PTF

En una segunda etapa, la evolución de la PTF estimada previamente se descompone en un componente interno y uno externo, este último componente se relaciona directamente con la evolución de los términos de intercambio. Para lograr este objetivo se utiliza un modelo VAR estructural con restricciones de largo plazo como en Blanchard y Quah (1989). En el modelo VAR tanto la PTF y los términos de intercambio (TOT), se modelan mediante procesos de medias móviles de los choques internos y de los términos de intercambio. Se considera que los choques internos no tienen efectos de largo plazo sobre los términos de intercambio. La representación VAR es la siguiente:

$$\begin{bmatrix} \Delta TOT_t \\ \Delta TFP_t \end{bmatrix} = B(L) \begin{bmatrix} \Delta TOT_{t-1} \\ \Delta TFP_{t-1} \end{bmatrix} + C_\epsilon \begin{bmatrix} \epsilon_t^{TOT} \\ \epsilon_t^{TFP} \end{bmatrix}, \quad (26)$$

donde ϵ_t^{TFP} es el choque estructural interno, ϵ_t^{TOT} es el choque estructural externo vinculado a los términos de intercambio; y $C_\epsilon C_\epsilon' = \Omega_u$ es la matriz de varianzas y covarianzas de los residuos de la forma reducida del VAR. La restricción de identificación implica que los choques de la PTF no afectan los términos de

intercambio en el largo plazo, por lo tanto, la matriz del efecto de largo plazo $\Theta(1)$ para un VAR de rezago de orden p , se restringe de la siguiente manera:

$$\Theta(1) = \lim_{j \rightarrow \infty} (\mathbf{E}_t - \mathbf{E}_{t-1}) \begin{bmatrix} TOT_{t+j} \\ TFP_{t+j} \end{bmatrix} = (\mathbf{I} - \mathbf{B}_1 - \dots - \mathbf{B}_p)^{-1} \mathbf{C}_\varepsilon = \sum_{s=0}^{\infty} \begin{bmatrix} \theta_{11}^{(s)} & 0 \\ \theta_{21}^{(s)} & \theta_{22}^{(s)} \end{bmatrix}, \quad (27)$$

donde $\theta_{ij}^{(s)}$ es el multiplicador dinámico o comúnmente denominado impulso respuesta s periodos hacia adelante de ΔTOT_t y ΔTFP_t ante cambios en los choques ε_t^{TOT} y ε_t^{TFP} (véase Hamilton, 1994). El supuesto de identificación proviene del hecho que los términos de intercambio en los mercados emergentes reflejan en mayor medida movimientos en el precio de los *commodities*, los cuales son determinados exógenamente. Entonces, los choques internos tienen poca influencia en los términos de intercambio en el largo plazo. Finalmente, una vez que se estima el VAR estructural y, condicionado a la identificación, se descompone la PTF para obtener una nueva serie de tiempo de la PTF libre de los choques de términos de intercambio.

2.4 CALIBRACIÓN DE COMPARACIÓN

El Cuadro 1 (p. 37) muestra la calibración de los parámetros del modelo DSGE que fueron utilizados para cada país. Condicionado a estos valores, y al modelo, se logra estimar la productividad total de los factores. La calibración toma en consideración valores de los parámetros que son estándar en la literatura para replicar el ciclo económico de cada país en consideración. La calibración para Chile sigue de cerca al enfoque presentado en García-Cicco y otros (2014) y Medina y Soto (2007). Para México, se sigue a Chang y Fernández (2013). Para Perú, se consideran las estimaciones y parámetros mostrados en Castillo y otros (2013).

Los parámetros estimados reportados por los diversos autores fueron obtenidos usando métodos Bayesianos y datos específicos de cada país. Los parámetros que no fueron estimados reflejan, en cada caso, aproximadamente sus valores históricos y valores que puedan ayudar a replicar momentos en los datos. Así, aunque no se estiman los parámetros del modelo, muchos de los valores de los parámetros presentados en el Cuadro 1 son resultados de un proceso de estimación existente. A continuación, se describe la calibración de parámetros en cada país considerado.

Para México, el ratio deuda-PBI es 0.1, valor consistente con el ratio balanza comercial-PBI de estado estacionario de 0.3 por ciento. La tasa de crecimiento de largo plazo de la productividad es 2.4 por ciento. El coeficiente de aversión al riesgo es 2, el cual es un valor de amplio uso en la literatura. El factor de descuento β es calibrado de modo que la tasa de interés promedio anual es cercana a 5.9 por ciento. La tasa de depreciación anual es 20 por ciento. La participación del capital en el ingreso α es 0.3132. Los parámetros τ y ν se calibran de modo que, en estado estacionario un tercio del tiempo se asigna al mercado de trabajo y la elasticidad de oferta de trabajo es igual a 1.67. El parámetro de ajuste de capital se calibra de modo que la volatilidad de la inversión sea aproximadamente consistente con los datos.

Todos los procesos exógenos se calibran considerando los valores estimados por Chang y Fernández (2013). Tanto Aguiar y Gopinath (2007) y Chang y Fernández (2013) usan el componente de paseo aleatorio del residuo de Solow (RWC, en adelante), para evaluar el rol de choques permanentes. Dada la importancia de este proceso exógeno para propósitos de este documento, se considera el valor de RWC como parte de la calibración, considerando que

$$\text{RWC} = \frac{\alpha^2 \sigma_x^2}{(1 - \rho_x)^2} \left[\frac{2\sigma_a^2}{(1 + \rho_a)^2} + \frac{\alpha^2 \sigma_x^2}{(1 - \rho_x)^2} \right]^{-1}.$$

CUADRO 1. Calibración de comparación

Parámetro	Descripción	Chile	México	Perú
β	Factor de descuento	0.99	0.99	0.99
α	Participación del capital en el PBI	0.33	0.31	0.30
δ	Tasa de depreciación	0.02	0.05	0.03
σ	Aversión al riesgo	1.00	2.00	1.00
ν	Parámetro de elasticidad de la oferta de trabajo : $1/(\nu - 1)$	2.00	1.60	4.62
X	Crecimiento de la productividad de estado estacionario	1.01	1.01	1.01
$\frac{D}{Y}$	Ratio deuda-PBI	0.61	0.10	0.40
τ	Parámetro de oferta de trabajo	5.54	1.72	19.45
ψ_k	Costo de ajuste de la inversión	21.81	14.76	12.81
ψ_d	Sensibilidad de la prima de riesgo de interés por país	0.001	0.001	0.001
η	Elasticidad de la brecha respecto a productividad esperada	0.73	0.73	0.73
φ	Parámetro de elasticidad de la capacidad de uso: $1 - \varphi$	1.97	1.29	1.57
ρ_a	Persistencia del proceso transitorio de tecnología	0.75	0.89	0.80
σ_a	DS del choque transitorio de tecnología	0.01	0.01	0.02
ρ_x	Persistencia del proceso permanente de tecnología	0.35	0.70	0.35
σ_x	DS del choque permanente de tecnología	0.003	0.001	0.009
ρ_{r^*}	Persistencia del proceso de tasa de interés externa	0.96	0.81	0.87
σ_{r^*}	DS del choque de tasa de interés externa	0.0011	0.0042	0.0028
N	Trabajo en el estado estacionario	0.20	0.33	0.33
$\sigma_{\Delta Y}$	DS del choque de medida del crecimiento del PBI	0.0032	0.0006	0.0050
$\sigma_{\Delta C}$	DS del choque de medida del crecimiento del consumo	0.0033	0.0011	0.0029
$\sigma_{\Delta I}$	DS del choque de medida del crecimiento de la inversión	0.0110	0.0030	0.0175
$\sigma_{\Delta TBY}$	DS del choque de medida de XN/PBI	0.0088	0.0008	0.0036

NOTAS: Para Chile se considera el método de estimación y calibración similar a [García-Cicco y otros \(2014\)](#) y [Medina y Soto \(2007\)](#). Para México se sigue [Chang y Fernández \(2013\)](#) y para Perú a [Castillo y otros \(2013\)](#). DS denota desviación estándar.

Para la economía Mexicana, [Chang y Fernández \(2013\)](#) encuentran un valor de 0.2 para RWC, que es similar a la que se obtiene aquí. De este modo, el rol de los choques de tendencia no es predominante.

En Chile, la relación deuda-PBI se fija en 0.6098 para que sea consistente con el ratio balanza comercial-PBI de estado estacionario de 2 por ciento, el promedio histórico de los datos chilenos. La tasa de crecimiento anual de la productividad en el largo plazo se fija en 3.5 por ciento. El coeficiente de aversión al riesgo es 1. El valor que se asume para el factor de descuento β implica una alta tasa de interés promedio anual cerca de 5.9 por ciento. La tasa de depreciación anual se fija en 6 por ciento. Los parámetros τ y ν se calibran de modo que en estado estacionario una quinta parte del tiempo se destina al trabajo y la elasticidad de oferta de trabajo es igual a 1. El parámetro de ajuste de capital se calibra de modo que la volatilidad de la inversión es consistente con los datos. Todos los procesos exógenos se calibran con sus valores estimados presentados en [García-Cicco y otros \(2014\)](#). Para la economía Chilena el componente aleatorio del residuo de Solow calculado es 0.28, muy similar al obtenido para México.

En Perú, la tasa de depreciación anual es 10 por ciento. La participación del capital en el ingreso (α) es 0.3. La relación deuda-PBI es 0.4 que es consistente con la relación de estado estacionario, balanza comercial-PBI de alrededor de 1.4 por ciento, el promedio histórico para Perú. La tasa de crecimiento anual de la productividad en el largo plazo se fija en 2.0 por ciento. El coeficiente de aversión al riesgo se fija en 1. El factor de descuento β se calibra de modo que implique una tasa de interés promedio anual de alrededor de 5.7 por ciento. Los parámetros τ y ν se calibran de modo que en el estado estacionario las

familias asignan una tercera parte de su tiempo para trabajar y la elasticidad de la oferta de trabajo igual a 0.28, muy inelástica como sugiere Céspedes y Rendón (2012). El parámetro de ajuste de capital también se calibra de modo que la volatilidad de la inversión sea más o menos consistente con los datos. Todos los procesos exógenos se calibran con sus valores estimados presentados en Castillo y otros (2013). Para la economía peruana el componente aleatorio calculado del residuo de Solow, RWC, es 0.24, muy similar a los valores obtenidos para México y Chile.

Luego, para todos los países, similar a Chang y Fernández (2013), se le asigna un valor pequeño de 0.001 al parámetro de sensibilidad de la prima de tasas de interés frente a desviaciones de la deuda externa de su tendencia ψ_d , este supuesto garantiza la independencia del estado estacionario determinístico de las condiciones iniciales sin que esto afecte la dinámica de corto plazo del modelo. La elasticidad del diferencial de la tasa de interés de los países a la productividad esperada, η , se asume igual a 0.73 en todos los países, valor estimado por Chang y Fernández (2013) con datos de México. Además, en todos los casos, el parámetro que mide la elasticidad de la depreciación respecto al uso del capital se calibra de modo que en el largo plazo la utilización de la capacidad de uso es igual a uno. Finalmente, de acuerdo con García-Cicco y otros (2010) la desviación estándar de los errores de medida se calibra de modo que estos absorban menos del 6 por ciento de la varianza que corresponde a cada serie observada.

3 RESULTADOS

3.1 RESULTADOS DE LA CALIBRACIÓN

En términos generales el modelo tiene un buen desempeño y es capaz de replicar la mayor parte de la volatilidad de las variables agregadas observadas en los datos. El Cuadro 2 (p. 39) permite comparar los segundos momentos generados por el modelo con los que se obtienen de los datos, en términos de desviaciones estándar, correlaciones con el producto y la balanza comercial, y correlaciones seriales. En términos relativos, el modelo genera una senda consumo e inversión más volátiles respecto al producto, característica que se observa en los datos. Además, replica el comportamiento anticíclico de la balanza comercial, al generar una correlación negativa entre consumo, inversión y la participación de las exportaciones netas en el producto. Sin embargo, el modelo no es capaz de replicar la correlación serial de las variables que se observa en los datos.

3.2 ESTIMACIÓN DE LA PRODUCTIVIDAD TOTAL DE LOS FACTORES

De los estimados de la productividad que se muestran en el Gráfico 2 (p. 40) y en el Cuadro 6 (p. 42) y se concluye que la PTF es volátil en toda la muestra y en los tres países considerados. Para Chile y México, la desviación estándar del crecimiento de la PTF se estima alrededor de 1.2 por ciento y en Perú 2.4 por ciento. Este resultado para Perú está en el rango de los estimados disponibles utilizando metodologías alternativas como se muestra en Céspedes y Ramírez-Rondán (2014).

En términos de las tasas de crecimiento promedio (ver Cuadro 6), en Chile la PTF creció a una tasa promedio anual de 2.1 por ciento entre 1998 y 2013, en México el crecimiento de la PTF fue 0.9 por ciento entre 1998 y 2013 y en Perú el crecimiento promedio ha estado alrededor de 2.6 por ciento entre 1992 y 2013. En los tres países, la productividad creció a una tasa mayor en el periodo 2001-2007.

Destaca el caso de Chile en el cual la productividad ha crecido en todos los períodos, como se muestra en el Cuadro 6. Similarmente, México ha experimentado ganancias de productividad en todas las décadas a pesar de los periodos de crecimiento y decrecimiento económico que se reportaron en la muestra considerada. México ostenta el mayor crecimiento de la productividad en el periodo 2001-2007.

CUADRO 2. Segundos momentos

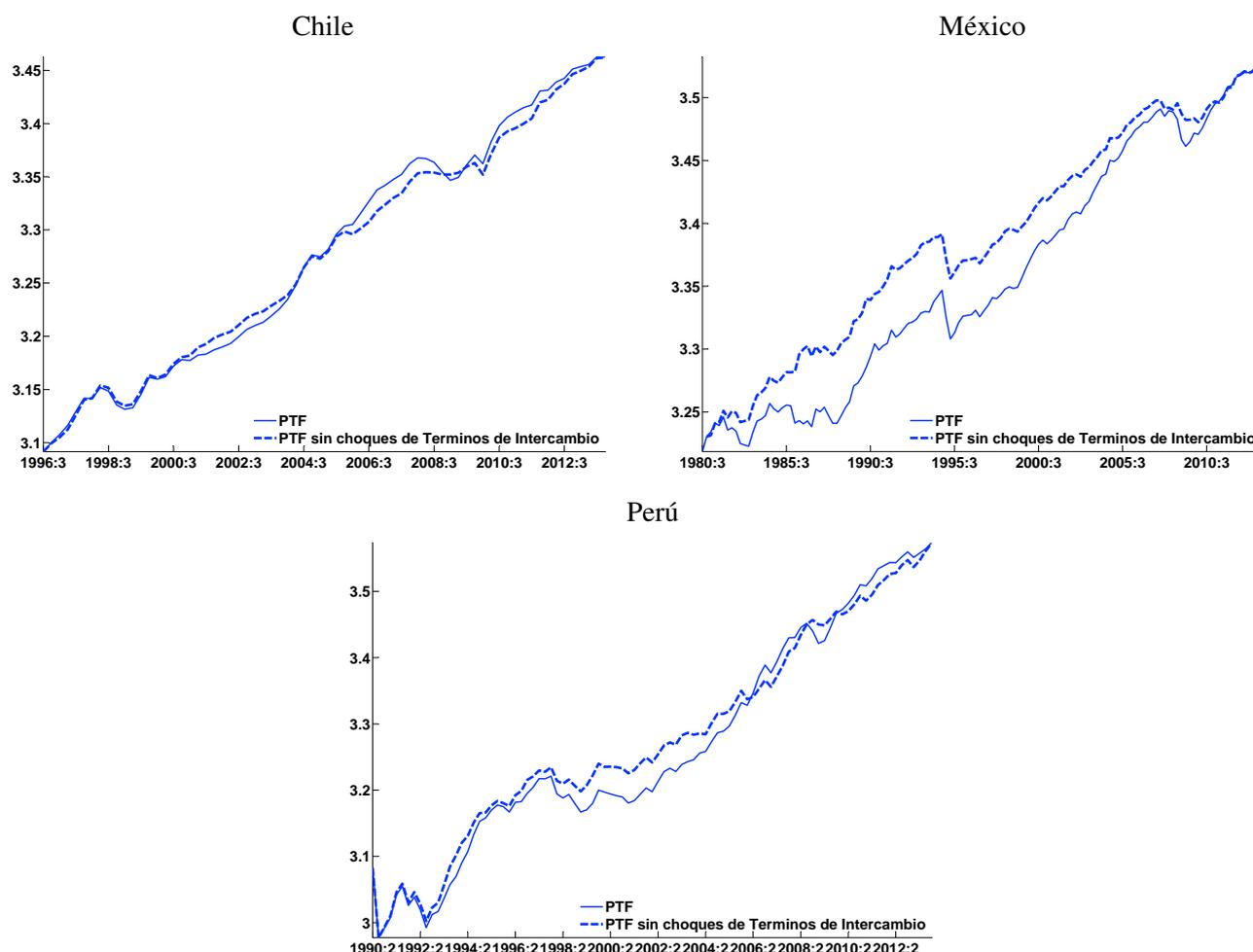
	Datos					Modelo			
	<i>Y</i>	<i>C</i>	<i>I</i>	<i>TB/Y</i>	<i>ToT</i>	<i>Y</i>	<i>C</i>	<i>I</i>	<i>TB/Y</i>
México									
Desviación estándar	1.645	1.981	5.104	1.269	4.874	1.884	1.920	5.791	1.335
... respecto a <i>Y</i>	1.000	1.205	3.103	0.772	2.963	1.000	1.019	3.073	0.709
Correlación con <i>Y</i>	1.000	0.827	0.742	-0.374	0.255	1.000	0.969	0.905	-0.672
Correlación con <i>TB/Y</i>	-0.374	-0.431	-0.568	1.000	0.134	-0.672	-0.824	-0.918	1.000
Correlación serial	0.167	0.181	0.395	0.278	0.150	-0.046	-0.052	-0.063	-0.079
Chile									
Desviación estándar	1.287	1.333	4.471	2.084	4.974	1.285	1.656	4.789	1.812
... respecto a <i>Y</i>	1.000	1.036	3.474	1.619	3.865	1.000	1.289	3.727	1.410
Correlación con <i>Y</i>	1.000	0.783	0.591	0.030	0.223	1.000	0.763	0.693	-0.301
Correlación con <i>TB/Y</i>	0.030	-0.149	-0.410	1.000	0.487	-0.301	-0.721	-0.759	1.000
Correlación serial	0.169	0.384	0.321	0.268	0.484	-0.114	-0.087	-0.076	-0.030
Perú									
Desviación estándar	2.909	3.366	10.090	2.104	4.226	2.925	3.534	10.566	2.768
... respecto a <i>Y</i>	1.000	1.157	3.469	0.723	1.746	1.000	1.208	3.612	0.946
Correlación con <i>Y</i>	1.000	0.790	0.564	-0.276	0.139	1.000	0.888	0.871	-0.611
Correlación con <i>TB/Y</i>	-0.276	-0.320	-0.350	1.000	0.320	-0.611	-0.878	-0.874	1.000
Correlación serial	0.360	0.203	0.011	-0.051	0.303	-0.068	-0.090	-0.087	-0.084

Antes de este periodo, en los 90s (periodo de la crisis del tequila) y después del 2007, las ganancias en la PTF fueron mucho menores. Debe mencionarse que la economía mexicana ha sufrido la más alta reducción del crecimiento de la PTF con respecto al periodo 2001-2007. En Perú, se encuentra que la PTF ha experimentado un periodo persistente del deterioro de la PTF en los 80s y parte de los 90s (hasta 1993). De este modo, la PTF cayó a una tasa promedio anual de -2.4 por ciento durante la década de los ochenta, y en las décadas posteriores la economía peruana experimentó ganancias en la PTF en promedio.

3.3 DESCOMPOSICIÓN DEL VAR

La PTF se descompone según la metodología SVAR. El rezago, VAR(1) en Perú y Chile y VAR(2) en México, se escoge de acuerdo al criterio de información de Hannan-Quinn, el cual considera criterios de consistencia y parsimonia (ver Cuadro 3, p. 40). Los resultados se presentan en los Cuadros 4 (p. 41), 5 (p. 41) y 6 (p. 42). Se resalta que la descomposición de la PTF conseguida no es sensible a la elección del números de rezagos en el VAR. Estas pruebas de robustez se encuentran disponibles a solicitud.

Se encuentra que el efecto de los choques de términos de intercambio es significativo en el largo plazo. Se tiene que el elemento correspondiente en la matriz de efectos de largo plazo estimada para cada país es estadísticamente diferente a cero, a un nivel de significación del 1% (Cuadro 4). Asimismo, estos choques logran explicar el 15 por ciento de la varianza de la PTF en Chile, cerca del 20 por ciento en México y aproximadamente 9 por ciento en Perú (Cuadro 5). En otras palabras, choques positivos de términos de intercambio tienen un impacto positivo y permanente sobre la PTF. Estos resultados son consistentes con los hallazgos de Castillo y Salas (2010), quienes usan un modelo de tendencias comunes para los datos de Perú y Chile con el fin de encontrar que los términos de intercambio explican una fracción significativa del crecimiento de largo plazo del PBI.

GRÁFICO 2. Estimaciones de productividad total de factores (en logaritmos)

Los efectos de mediano y corto plazo se estiman considerando la descomposición histórica del VAR estructural. Estos efectos se calculan como la diferencia entre la PTF estimada con el filtro de Kalman (columna (a) en el Cuadro 6) y la PTF que resulta de la descomposición sin choques de términos de intercambio (columna (b) en el Cuadro 6). Es decir, se trata de analizar cómo habría sido la senda de la PTF si no hubiesen choques de términos de intercambio. Esta comparación permite identificar la contribución de los términos de intercambio sobre la productividad en cada periodo.

CUADRO 3. Criterios de selección del orden de rezago del modelo VAR

Rezago	Chile, 1996Q3 2013Q4			México, 1980Q3 2013Q4			Perú, 1990Q2 2013Q4		
	AIC	SC	HQ	AIC	SC	HQ	AIC	SC	HQ
1	-10.7*	-10.4*	-10.6*	-10.8	-10.7*	-10.8	-9.7*	-9.5*	-9.6*
2	-10.6	-10.3	-10.5	-10.9	-10.6	-10.8*	-9.6	-9.4	-9.5
4	-10.6	-10.0	-10.4	-10.9*	-10.5	-10.8	-9.5	-9.0	-9.3
6	-10.6	-9.7	-10.2	-10.8	-10.3	-10.6	-9.5	-8.8	-9.2
8	-10.4	-9.2	-9.9	-10.8	-10.0	-10.5	-9.6	-8.6	-9.2

NOTAS: * indica el orden de rezago seleccionado por criterio. AIC: Criterio de información Akaike. SC: Criterio de información Schwarz. HQ: Criterio de información Hannan-Quinn.

CUADRO 4. Resultado VAR: Matriz de efectos de largo plazo estimada $\Theta(1)$

	Chile	México	Perú
$\Theta_{11}(1)$	0.08217 *** (0.007)	0.05880 *** (0.00361)	0.05847 *** (0.00426)
$\Theta_{21}(1)$	0.00495 *** (0.00096)	0.00402 *** (0.00057)	0.00920 *** (0.002)
$\Theta_{22}(1)$	0.00713 *** (0.00061)	0.00594 *** (0.00036)	0.01829 *** (0.00133)

NOTAS: Desviaciones estándar en paréntesis. * indica $p < 10\%$, ** $p < 5\%$ y *** $p < 1\%$.

Se encuentra asimismo que la volatilidad de los términos de intercambio se ha transmitido a la volatilidad de la PTF (ver Cuadro 6). En términos específicos, la desviación estándar no condicional de la tasa de crecimiento de la PTF sin choques de términos de intercambio para Chile habría sido alrededor de 21 por ciento menor. En México la reducción sería alrededor de 22 por ciento menor, y en Perú cerca de 21 por ciento. Estos resultados sugieren que la influencia de los términos de intercambio parece más importante en el mediano y corto plazo.

Para toda la muestra, el impacto de los choques de términos de intercambio en la tasa de crecimiento promedio de la PTF parece pequeño. El Cuadro 6 reporta que sin los términos de intercambio la tasa de crecimiento promedio de la PTF podría haber sido 2.8 puntos básicos más bajos en Chile en el periodo 1998-2013, 4.7 puntos básicos en México en el periodo de 1992-2013 y 8 puntos básicos en Perú en el periodo 1992-2013. Sin embargo, la baja contribución de los términos de intercambio en la PTF parece ser un fenómeno reciente. La quinta columna del Cuadro 6 muestra que la influencia de los términos de intercambio sobre el crecimiento de la PTF ha sido más baja en los últimos cinco años, por lo que factores internos habrían sido más importantes en explicar la evolución de la PTF.

Los choques de términos de intercambio tienen una mayor contribución en mejorar la PTF en la última década de estudio: en particular, para el periodo 2001-2007 los términos de intercambio contribuyeron en la tasa de crecimiento de la PTF de alrededor de 44 puntos básicos en Chile, 43 puntos básicos en México y 120 puntos básicos en Perú.

En general, los países considerados enfrentaron términos de intercambio muy favorables que tuvieron una gran preponderancia al ser países primario exportadores. Como señala Llosa (2013), términos de intercambio altos resultan en ganancias de PTF al activarse los efectos secundarios positivos del sector

CUADRO 5. Resultados VAR: Descomposición de la varianza de la PTF (en %)

Trimestres (k)	Chile		México		Perú	
	ε_t^{TOT}	ε_t^{TFP}	ε_t^{TOT}	ε_t^{TFP}	ε_t^{TOT}	ε_t^{TFP}
1	1.45	98.55	14.40	85.60	2.43	97.57
2	10.45	89.55	19.63	80.37	8.39	91.61
4	14.38	85.62	20.02	79.98	9.43	90.57
10	14.57	85.43	20.02	79.98	9.45	90.55
40	14.57	85.43	20.02	79.98	9.45	90.55

NOTAS: Se presenta el porcentaje de la varianza de los errores de predicción k trimestres en adelante debido a los choques ε_t^{TOT} o ε_t^{TFP} . Se considera un VAR(1) para Chile y Perú y VAR(2) para México.

CUADRO 6. Descomposición de la PTF (tasa de crecimiento promedio anual)

Periodo	Términos de intercambio	PTF		Diferencia (a) - (b)
		Estimación DSGE (a)	Sin ε_i^{TOT} (b)	
Chile, VAR(1)				
1998-2000	5.308	1.191	1.178	0.013
2001-2007	13.086	2.848	2.408	0.440
2008-2013	3.338	1.926	2.087	-0.161
2008	-12.894	1.227	2.011	-0.784
2009	0.953	-0.628	0.371	-0.999
2010	23.308	3.092	1.885	1.208
2011	3.922	3.165	2.974	0.191
2012	-6.341	2.276	3.000	-0.724
2013	-2.740	1.770	2.227	-0.457
1998-2013	5.422	2.117	2.089	0.028
Desviación estándar (%)	11.328	1.283	0.907	
México, VAR(2)				
1982-1990	-5.378	0.721	1.144	-0.423
1991-2000	0.319	0.831	0.663	0.168
2001-2007	2.752	1.631	1.206	0.425
2008-2013	-0.317	0.781	0.648	0.133
2008	1.235	0.046	-0.331	0.377
2009	-11.063	-2.021	-0.848	-1.173
2010	7.588	1.403	0.383	1.020
2011	6.820	2.079	1.255	0.824
2012	-3.640	1.534	1.612	-0.077
2013	-0.070	0.961	0.857	0.105
1982-2013	-1.189	0.947	0.900	0.047
Desviación estándar (%)	8.240	1.181	0.920	
Perú, VAR(1)				
1981-1990	-3.887	-2.405		
1992-2000	-2.004	2.242	2.655	-0.413
2001-2007	8.060	3.625	2.449	1.176
2008-2013	1.823	2.421	2.331	0.090
2008	-14.523	3.871	5.916	-2.045
2009	-3.095	-0.187	1.793	-1.980
2010	18.223	5.089	2.077	3.012
2011	5.526	3.618	2.504	1.114
2012	-4.957	2.473	3.377	-0.904
2013	-4.743	1.194	1.912	-0.719
1992-2013	1.049	2.634	2.553	0.080
Desviación estándar (%)	9.156	2.371	1.882	

NOTAS: La columna (a) corresponde a la PTF estimada con el filtro de Kalman, condicionada al modelo y la calibración. La columna (b) es el resultado de la descomposición del VAR estructural, y muestra la PTF estimada sin los choques de términos de intercambio.

transable hacia al sector no transable. Nótese que para otros periodos, el impacto de los términos de intercambio difiere entre países. Durante los 90s, los términos de intercambio mejoraron la PTF alrededor de 0.2 por ciento en México, mientras que en Perú deterioraron la PTF en torno a 0.4 por ciento.

3.4 CRISIS Y PERIODO POST-CRISIS

Luego de la Gran Recesión de 2007, la alta volatilidad de los términos de intercambio ha sido una importante preocupación en muchas economías emergentes. La fuerte reducción del precio de los *commodities* durante la crisis y su posterior recuperación a niveles altos, sin una tendencia clara, ha abierto la interrogante de la importancia de los términos de intercambio en los periodos post-crisis, razón por la cual se discute la descomposición histórica durante los últimos seis años.

Durante la recesión de 2008-2009, las tres economías experimentaron fuertes choques negativos de términos de intercambio y, como consecuencia, el crecimiento de la PTF se redujo en relación al promedio del periodo 2001-2007. La contribución negativa de los choques de términos de intercambio en la PTF ha sido de alrededor de 1 punto porcentual tanto en Chile como en México (pero solo en el 2009), mientras que para Perú fue alrededor de 2 puntos porcentuales (ver Cuadro 6). Asimismo, los choques de términos de intercambio entre otros choques externos tuvieron efectos sustanciales en la PTF y en el crecimiento de largo plazo de las economías consideradas, con efectos indirectos sobre otros factores internos de cada economía. Al respecto, estos resultados son consistentes con los hallazgos de [García-Cicco y otros \(2014\)](#) para Chile, quienes encuentran que los precios de los *commodities* tuvieron un rol importante en la reducción del consumo, inversión, producto y balanza comercial durante la recesión del 2008-2009. En Perú, [Céspedes y otros \(2014a\)](#) reportan un menor ritmo de crecimiento de la productividad a fines de la década de los 2000 utilizando estimados de productividad a nivel de empresas formales.

Sin embargo, estos efectos fueron transitorios, y se registran ganancias de productividad con el incremento de los términos de intercambio de 2010, aunque estos efectos tuvieron corta duración. De hecho, durante los años 2012-2013 los choques negativos de los términos de intercambio se han reflejado en pérdidas de la PTF, en particular para Chile y Perú. Para México, el rol de los términos de intercambio sobre la PTF ha sido secundario.

En general, se encuentra que las ganancias en la PTF se asocian a los choques de términos de intercambio. Se muestra que estos choques no sólo tienen efectos de corto plazo sino también efectos permanentes. Existen diversos mecanismos que permiten entender estos efectos sobre la productividad. El primer canal es a través de su impacto en la capacidad del gobierno para invertir en infraestructura. Durante periodos de precios altos de *commodities*, los ingresos del gobierno mejoraron significativamente debido a que las ganancias están vinculadas al incremento en la producción de los *commodities*. Como está documentado en la literatura, mejor infraestructura genera a su vez externalidades positivas sobre la inversión privada. El segundo canal es directamente a través de la inversión. La PTF puede mejorar debido a los procesos de *learning by doing* inducidos por la inversión promovida por altos términos de intercambio. Otro canal que podría ser enfatizado son las políticas de apertura comercial, ya que términos de intercambio favorables podrían tener mayores efectos en economías con un grado de apertura comercial mayor. Sobre este último punto, en [Céspedes y otros \(2014b\)](#) se encuentra que la firma de distintos tratados comerciales ha generado ganancias de productividad significativas en las empresas peruanas.

4 CONCLUSIONES

En este documento se estudia la relación de los términos de intercambio con la PTF con datos trimestrales en México, Chile y Perú. En una primera etapa, la PTF se estima haciendo uso de un modelo DSGE

para una economía abierta. Luego, la PTF se separa en dos componentes, uno que mide los elementos internos o locales en cada país y otro asociado a factores externos como los términos de intercambio. Esta descomposición se realiza usando un modelo VAR estructural a la Blanchard y Quah (1989).

Entre los resultados se resalta que los choques de términos de intercambio habrían generado ganancias importantes en la PTF en Chile, México y Perú, en particular durante la década de 2000. Durante este periodo los choques positivos de términos de intercambio explican más del 25 por ciento de la tasa promedio de crecimiento de la PTF. La estimación también muestra que los periodos de términos de intercambio negativos habrían tenido también una influencia significativa en las pérdidas de productividad, en particular durante el periodo de recesión de 2008-2009.

La descomposición de la PTF muestra que los términos de intercambio tienen tanto efectos de corto plazo como de largo plazo. Los efectos de corto plazo parecen ser predominantes, ya que la alta volatilidad de los términos de intercambio es transmitida a la volatilidad de la PTF. La descomposición de la varianza muestra que los términos de intercambio son más importantes para México y Chile en el largo plazo, mientras que para Perú los efectos de corto plazo parecen ser más significativos.

Sin embargo, se debe mencionar que el análisis de este estudio es aún incompleto debido a que no se diferencia explícitamente el impacto de los términos de intercambio en los componentes de largo plazo y de corto plazo de la productividad. Para hacer esta diferenciación se requieren supuestos adicionales y un modelo con componentes adicionales. Además, el impacto de los choques de términos de intercambio sobre otros agregados macroeconómicos tales como el consumo, inversión y producto está ausente en nuestro análisis. Por otro lado, la inclusión explícita de los términos de intercambio en la economía pequeña y abierta, como en Llosa (2013), es una alternativa que necesita ser explorada, aunque este procedimiento debe considerar la naturaleza no estacionaria de los términos de intercambio.

Finalmente, se reconoce que el uso de un modelo estilizado para identificar las series de la PTF puede ser riesgoso, debido a que el modelo es aún incompleto en capturar la amplia dinámica de las economías consideradas en el presente estudio. Sin embargo, como se muestra en Aguiar y Gopinath (2007), la PTF estimada a partir de un modelo simple con sólo choques de productividad transitorios y permanentes (DSGE) caracteriza muy bien los momentos implícitos del clásico residuo de Solow en términos de autocorrelación, volatilidad y predicciones.

ANEXO: LOG-LINEALIZACIÓN DE LAS CONDICIONES DE EQUILIBRIO

El modelo requiere series estacionarias y, debido a la presencia de raíz unitaria de A_t , la mayoría de variables reales se estandariza mediante la transformación $Z_t/A_{t-1} = \tilde{Z}_t$. Se excluye de esta transformación a las horas trabajadas, la utilización de capital y la tasa de interés bruta. La log-linearización de un variable \tilde{Z}_t alrededor de su estado estacionario se define de la siguiente manera: $\tilde{Z} : z_t = \ln \tilde{Z}_t - \ln \tilde{Z} \approx (\tilde{Z}_t - \tilde{Z})/\tilde{Z}$.

- Utilidad marginal de consumo:

$$\tilde{C}c_t - \tau N^v v n_t = -\lambda^{-1/\sigma} \frac{1}{\sigma} \hat{\lambda}_t$$

- Ecuación de Euler:

$$\hat{\lambda}_t = \mathbf{E}_t(\hat{\lambda}_{t+1} + r_t - \sigma x_t)$$

- Equilibrio en mercado laboral:

$$v n_t = y_t$$

- Decisión de inversión:

$$\hat{\lambda}_t + \psi_k X E_t(k_{t+1} - k_t + x_t) = E_t \left[\hat{\lambda}_{t+1} - \sigma x_t + \alpha \beta X^{-\sigma} \frac{\tilde{Y}}{\tilde{K}} (y_{t+1} - k_{t+1}) - \beta X^{-\sigma} \delta (\varphi u_{t+1}) + \psi_k \beta X^{2-\sigma} (k_{t+2} - k_{t+1} + x_{t+1}) \right]$$

- Utilización de capital:

$$y_t - k_t = \varphi u_t$$

- Inversión:

$$\frac{\tilde{I}}{\tilde{K}} (i_t + x_t) = X(k_{t+1} + x_t) - (1 - \delta)k_t + \delta \varphi u_t$$

- Función de producción:

$$y_t = \ln(a_t) + \alpha(u_t + k_t) + (1 - \alpha)(n_t + x_t)$$

- Condición de agregación:

$$y_t = \frac{C}{Y} c_t + \frac{I}{Y} i_t + \frac{D}{Y} d_t - \frac{D X}{Y R} (d_{t+1} - r_t + x_t)$$

- Ratio balanza comercial - producto:

$$tb_t = \left(1 - \frac{TB}{Y}\right) y_t - \frac{C}{Y} c_t - \frac{I}{Y} i_t$$

- Tasa de interés real doméstica:

$$r_t = r_t^* + s_t + \psi_D R^{-1} D d_{t+1}$$

- Diferencial de tasa de interés específica en cada país:

$$s_t = -\eta(a_{t+1} + x_{t+1})$$

- Procesos exógenos:

$$\begin{aligned} x_t &= \rho_x x_{t-1} + \varepsilon_t^x \\ r_t^* &= \rho_r r_{t-1}^* + \varepsilon_t^{r^*} \\ \ln(a_t) &= \rho_g \ln a_{t-1} + \varepsilon_t^a \end{aligned}$$

REFERENCIAS

- Aguiar, M. y G. Gopinath (2007), "Emerging market business cycles: The cycle is the trend", *Journal of Political Economy*, 115(1), 69-102.
- Blanchard, O. y C. Khan (1980), "The solution of linear difference models under rational expectations", *Econometrica*, 48(5), 1305-1312.
- Blanchard, O. y D. Quah (1989), "The dynamic effects of aggregate demand and supply disturbances", *American Economic Review*, 79(4), 655-673.
- Castillo, P., C. Montoro, y V. Tuesta (2013), "An estimated stochastic general equilibrium model with partial dollarization: A Bayesian approach", *Open Economy Review*, 24(2), 217-265.

- Castillo, P., y J. Salas (2010), "The terms of trade as drivers of economic fluctuations in developing economies: An empirical study", *Rodrigo Gomez Central Bank Award*, 2010.
- Céspedes, N. y S. Rendón (2012), "The Frisch elasticity in labor markets with high job turnover", IZA Discussion Paper 6991.
- Céspedes, N. y N. Ramirez-Rondán (2014), "Total factor productivity estimation in Peru: Primal and dual approaches", Pontificia Universidad Católica del Perú, *Economía*, 37(73), 9-39.
- Céspedes, N., M. Aquije, A. Sánchez y R. Vera-Tudela (2014), "Productividad sectorial en el Perú: un análisis a nivel de firmas", Banco Central de Reserva del Perú, Documento de Trabajo 2014-13.
- Céspedes, N., M. Aquije, A. Sánchez y R. Vera-Tudela (2014), "Productividad y tratados de libre comercio a nivel de empresas en Perú", Banco Central de Reserva del Perú, Documento de Trabajo 2014-14.
- Chang, R. y A. Fernández (2013), "On The sources of aggregate fluctuations in emerging economies", *International Economic Review*, 54(1), 1265-1293.
- García-Cicco, J., R. Pancrazi y M. Uribe (2010), "Real business cycle in emerging countries?" *American Economic Review*, 100(5), 2510-2531.
- García-Cicco, J., M. Kirchner y S. Justel (2014), "Financial frictions and the transmission of foreign shocks in Chile", Banco Central de Chile, Working Paper 722.
- Greenwood, J., Z. Hercowitz, y G. W. Huffman (1988), "Investment capacity utilization, and the real business cycle", *American Economic Review*, 78(3), 402-17.
- Hamilton, J. D. (1994), *Times series analysis*, Princeton University Press..
- Harvey, A. C. (1989), *Forecasting, structural times series models and Kalman filter*, Cambridge University Press.
- King, R. G. y S. T. Rebelo (1999), "Resuscitating real business cycles", en Taylor, J. B. y M. Woodford (eds.), *Handbook of Macroeconomics*, vol 1, Elsevier, cap. 14, 927-1007.
- Llosa, G. (2013). "How do terms of trade affect productivity? The role of monopolistic output markets", Banco Central de Reserva del Perú, Working Paper 2013-007.
- Medina, J. y C. Soto (2007), "The chilean business cycles through the lens of a stochastic general equilibrium model", Banco Central de Chile, Working Paper 457.
- Mendoza, E. (1995), "The terms of trade, the real exchange rate, and economic fluctuations", *International Economic Review*, 36(1), 101-37.
- Neumeyer, P. y F. Perri (2005), "Business cycles in emerging economies: The role of interest rates", *Journal of Monetary Economics*, 52(2), 345-80.
- Schmitt-Grohe, S. y M. Uribe (2003), "Closing small open economy models", *Journal of International Economics*, 61(1), 163-185.



Precios de viviendas en Lima

FABRIZIO ORREGO*

En este trabajo se estima la relación de equilibrio entre el precio de las viviendas en Lima (por m²) y sus fundamentos macroeconómicos desde 1998.I hasta 2013.IV. Los términos de intercambio, la cuenta corriente, el crédito hipotecario, el índice de imperio de la ley, la demografía y la capitalización bursátil resultan factores explicativos significativos y con los signos esperados. Luego, con el fin de evaluar si el precio de las viviendas se ha encontrado desalineado con respecto a sus fundamentos, construimos 10,000 secuencias de precios de equilibrio de las viviendas, a partir del remuestreo de la relación de equilibrio estimada. La evidencia muestra que el precio de las viviendas no se habría encontrado desalineado con respecto a sus fundamentos, a pesar del incremento observado durante los últimos años.

Palabras Clave : Precios de viviendas, hipotecas, desalineamiento.

Clasificación JEL : C53, E44.

En los últimos años, el precio por m² de las viviendas en las áreas urbanas de Lima ha escalado a niveles sin precedentes. El panel (a) del Gráfico 1 (p. 48) muestra que, de acuerdo con la información recopilada por el Banco Central de Reserva de Perú (BCRP), el precio promedio desestacionalizado por m² en Lima subió de US\$ 521 dólares a fines de 2006 a US\$ 1,838 dólares a fines de 2013. Por su parte, el panel (b) sugiere que el precio en dólares se ha venido incrementado a un promedio de 20% anual en los últimos años. Los paneles (c) y (d) del Gráfico 1 muestran información similar, aunque en soles de 2009.¹

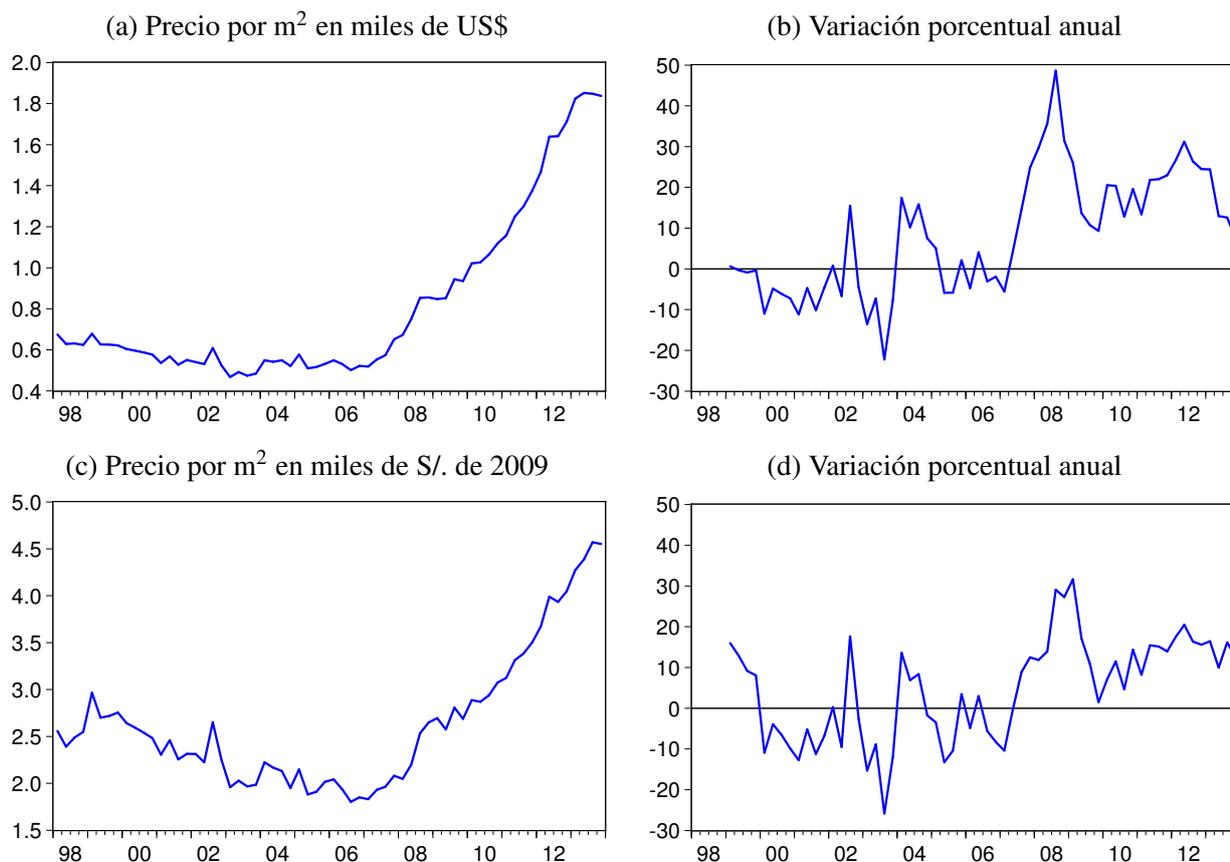
Debido a la tendencia creciente en el precio por m² de las viviendas, no es sorprendente que la profesión y los medios no especializados se pregunten si la situación actual es una fuente de preocupación. ¿Está el aumento del precio explicado por fundamentos económicos? ¿Cuán alejado se encuentra el precio de las viviendas de su tendencia de largo plazo? En este trabajo abordamos formalmente estas preguntas.

En primer lugar, entre 1998.I y 2013.IV encontramos una relación de equilibrio (vector de cointegración) entre el precio por m² y algunos determinantes macroeconómicos como la capitalización

* Gerencia de Política Monetaria, Banco Central de Reserva del Perú, Jr. Antonio Miró Quesada 441, Lima 1, Perú y Universidad de Piura - Campus Lima. Teléfono: (+511) 613-2000 (email: fabrizio.orrego@bcrp.gob.pe).

Agradezco los comentarios recibidos en el XXX Encuentro de Economistas del BCRP, la XVII Reunión Anual de Investigadores de Bancos Centrales del CEMLA (Montevideo) y el Seminario de Investigación Económica del BCRP. En particular, agradezco las sugerencias de César Carrera, Paul Castillo, César Del Castillo, Nobuhiro Kiyotaki, Jorge Muñoz, Fernando Perez-Forero, Jorge Ponce, Daniel Sámano, Lucy Vallejos, Julio Villavicencio, Marco Vega y Diego Winkelried.

¹ En el Perú, los inmuebles se transan típicamente en dólares americanos. Sin embargo, debido a que los precios en dólares están influenciados por las variaciones del tipo de cambio nominal y la inflación doméstica, el Gráfico 1 contiene información en dólares corrientes y soles de 2009.

GRÁFICO 1. Precio de las viviendas en Lima, 1998 - 2013

FUENTE: BCRP.

NOTAS: Las series de los paneles (a) y (c) están desestacionalizadas mediante el método Census X12. La información es trimestral desde 1998.I hasta 2013.IV.

bursátil, la cuenta corriente, el crédito hipotecario, la demografía, el índice de imperio de la ley y los términos de intercambio. El vector de cointegración estimado con la técnica de FMOLS (Mínimos Cuadrados Ordinarios Modificados, por sus siglas en inglés) de Phillips y Hansen (1990) es útil para construir el precio por m² de equilibrio.

A continuación, evaluamos si el precio observado se encuentra desalineado con respecto al precio de equilibrio. A diferencia de Glindro y otros (2011), nosotros no comparamos el precio observado con una realización particular del precio de equilibrio, sino con diversos percentiles de la distribución no paramétrica de 10,000 precios de equilibrio obtenidos mediante el remuestreo del vector de cointegración *à lo* Chang y otros (2006). A partir de esta comparación, observamos que si bien el precio por m² de las viviendas ha venido subiendo sostenidamente en los últimos años, no hay evidencia de un desalineamiento respecto de sus fundamentos macroeconómicos.

Por supuesto, este trabajo no es el primero en notar la subida reciente del precio de las viviendas en Lima. BCRP (2010) discute que a pesar del incremento, el ratio precio-alquiler se mantiene dentro del rango comúnmente utilizado en la literatura para describir situaciones normales. Asimismo, BBVA (2012) estima que el precio observado de las viviendas no está muy alejado de su valor fundamental. Por otro lado, Cubeddu y otros (2012) encuentran que los precios se han desviado de su nivel de equilibrio en 6% entre 1998.III y 2011.II y que, en general, los signos de sobrevaluación han sido modestos.

Este estudio contribuye con la vasta literatura que evalúa si el precio de las viviendas está explicado

por los fundamentos de la economía, como por ejemplo Abraham y Hendershott (1996), Capozza y otros (2002), Capozza y otros (2004), Stevenson (2008) y Cubeddu y otros (2012). Estos trabajos incluyen modelos uniecuacionales que explican el precio de las viviendas a partir de determinantes que son típicamente de origen interno, como la demografía, la tasa de interés y el PBI real. No obstante, recientemente se han comenzado a incluir determinantes de origen externo, como los términos de intercambio o la cuenta corriente, como por ejemplo en Mendoza y otros (2007), Aizenman y Jinjarak (2009) y Glindro y otros (2011). Esto ocurre porque las entradas de capitales alimentan la demanda de activos, incluyendo bienes raíces. Sin embargo, estas nuevas teorías están sujetas a críticas, pues Laibson y Mollerstrom (2010) demuestran que las mayores entradas de capitales en EEUU no tuvieron un impacto significativo en la inversión, sino en el consumo.

En el presente estudio hacemos énfasis en los desalineamientos del precio por m² de las viviendas, pero evitamos, sin embargo, referirnos a la existencia o no existencia de una burbuja en el precio de las viviendas. La razón es simple. A pesar de que teóricamente sí es posible definir con precisión qué es una burbuja, como por ejemplo en Brunnermeier (2008) y Arce y Lopez Salido (2011), en la práctica no existe un consenso acerca de cómo identificar una burbuja en los datos con herramientas de econometría.

En la sección 1 discutimos la metodología. En la sección 2 mostramos la evidencia empírica. En la sección 3 exponemos los resultados. En la sección 4 presentamos los comentarios finales.

1 METODOLOGÍA

Asumimos que hay una relación entre p_t , el logaritmo del precio por m² de las viviendas, y \mathbf{x}_t , que es un vector de k variables macroeconómicas. Este vector \mathbf{x}_t contiene variables de demanda (PBI real per cápita, demografía, empleo, tasas de interés reales y el ratio de créditos hipotecarios como porcentaje del PBI), variables de oferta (costos de construcción), rendimiento de activos alternativos (capitalización bursátil como porcentaje del PBI), indicadores del sector externo (tipo de cambio real, términos de intercambio, pasivos externos netos de las empresas bancarias y la cuenta corriente de la balanza de pagos) y factores institucionales (el índice de imperio de la ley).

Básicamente, si tanto p_t como \mathbf{x}_t son $I(1)$, el ejercicio consiste en hallar un vector de cointegración $\beta = (1, -\beta_1, \dots, -\beta_k)'$ de tamaño $(k + 1) \times 1$ que relaciona el logaritmo del precio por m² de las viviendas p_t y el vector de determinantes \mathbf{x}_t , tal que la combinación lineal es $I(0)$:

$$p_t - \beta_1 x_{1,t} - \beta_2 x_{2,t} - \dots - \beta_k x_{k,t} \sim I(0), \quad (1)$$

o, alternativamente,

$$p_t = \beta_1 x_{1,t} + \beta_2 x_{2,t} + \dots + \beta_k x_{k,t} + u_t, \quad (2)$$

donde $u_t \sim I(0)$. Luego, el precio de equilibrio está definido como

$$\bar{p}_t = \beta_1 x_{1,t} + \beta_2 x_{2,t} + \dots + \beta_k x_{k,t}. \quad (3)$$

En línea con Capozza y otros (2002), el precio fundamental por m² de las viviendas está determinado por las condiciones macroeconómicas y arreglos institucionales de la economía. Cabe resaltar que en la ecuación (2) no hay necesariamente una causalidad de \mathbf{x}_t hacia p_t .

Finalmente, con el objetivo de estudiar si el precio por m² observado de las viviendas se encuentra desalineado con respecto a sus fundamentos, comparamos el precio por m² observado de las viviendas

y diversos percentiles de la distribución del precio por m² de equilibrio. Para este fin, construimos la distribución no paramétrica del precio por m² de equilibrio a partir del remuestreo del vector de cointegración *à lo* Chang y otros (2006). Los pasos del remuestreo son:

1. Estimamos el vector $\hat{\beta} = (1, -\hat{\beta}_1, \dots, -\hat{\beta}_k)'$ mediante el método de FMOLS de Phillips y Hansen (1990) y obtenemos

$$\hat{u}_t = p_t - \hat{\beta}_1 x_{1,t} - \hat{\beta}_2 x_{2,t} - \dots - \hat{\beta}_k x_{k,t}.$$

2. Definimos $w_t = (\hat{u}_t, v_t)'$, donde $v_t = \Delta x_t$. Estimamos el VAR(q) de w_t :

$$w_t = \Phi_1 w_{t-1} + \dots + \Phi_q w_{t-q} + e_t$$

y obtenemos los residuos \hat{e}_t . El orden q del VAR debe satisfacer el supuesto 3.1 de Chang y otros (2006). En nuestro caso, con $n = 64$ tenemos que $q = 2$.

3. Obtenemos ϵ_t^* a partir de un muestreo aleatorio con reemplazo de los residuos centrados:

$$\hat{e}_t - \frac{1}{n} \sum_{s=1}^n \hat{e}_s,$$

y construimos las muestras w_t^* recursivamente:

$$w_t^* = \hat{\Phi}_1 w_{t-1}^* + \dots + \hat{\Phi}_q w_{t-q}^* + \epsilon_t^*,$$

dados los valores iniciales $w_t^* = w_t$ para $t = 0, \dots, q - 1$. Este paso equivale al remuestreo tipo *sieve* de Buhlmann (1997).

4. Particionamos $w_t^* = (u_t^*, v_t^*)'$ de manera análoga a w_t . Obtenemos las muestras x_t^* integrando v_t^* , esto es, $x_t^* = x_0^* + \sum_{k=1}^t v_k^*$ con $x_0^* = x_0$ y generamos las muestras p_t^* con

$$p_t^* = \hat{\beta}_1 x_{1,t}^* + \hat{\beta}_2 x_{2,t}^* + \dots + \hat{\beta}_k x_{k,t}^* + u_t^*,$$

donde el estimado $\hat{\beta}$ de β es el mismo que utilizamos en el paso 1.

Utilizamos 10,000 replicas de x_t^* y p_t^* para construir 10,000 secuencias de \bar{p}_t . En cada momento t , tomamos los percentiles 5, 10, 20, 80, 90 y 95 de la distribución de \bar{p}_t y de esta manera obtenemos las series de tiempo de estos percentiles.

2 DATOS

El Gráfico 2 (p. 53) contiene las series de tiempo p_t y x_t que se utilizan para estimar el vector β de la ecuación (2). Las series están desestacionalizadas con el método Census X12. La información es trimestral y está disponible desde 1998.I hasta 2013.IV.

- **Capitalización bursátil (% del PBI).** El panel (a) muestra la capitalización bursátil de la Bolsa de Valores de Lima (BVL), como porcentaje del PBI. La capitalización bursátil corresponde al valor de mercado de las empresas inscritas en la BVL. La serie original de capitalización bursátil tiene frecuencia mensual y los datos trimestrales son promedios simples de los datos mensuales. El PBI está en millones

de soles y tiene frecuencia trimestral. El signo esperado es negativo si la inversión en la BVL representa una alternativa frente a la adquisición de viviendas o positivo si la capitalización bursátil genera un efecto riqueza importante. Fuente: BCRP.

- **Crédito hipotecario total (% del PBI).** El panel (b) muestra las colocaciones brutas totales de las empresas bancarias a los hogares para financiar viviendas, como porcentaje del PBI. El numerador es la suma de las colocaciones brutas en moneda nacional y moneda extranjera (estas últimas están expresadas en moneda nacional a un tipo de cambio constante de S/. 2.80 de diciembre de 2013). La serie de crédito hipotecario total tiene frecuencia mensual y los datos trimestrales son promedios simples de los datos mensuales. El signo esperado es positivo debido a que el crédito hipotecario es una fuente de financiamiento para la adquisición de viviendas. Fuente: SBS y BCRP.
- **Cuenta corriente (% del PBI).** El panel (c) muestra la balanza en cuenta corriente de la balanza de pagos como porcentaje del PBI. Tanto el numerador como el denominador se encuentran en dólares y tienen frecuencia trimestral. El ratio es negativo cuando hay déficit en la cuenta corriente y positivo de otro modo. De esta manera, el signo esperado del coeficiente es negativo, pues un superávit implica una menor entrada de fondos del exterior que presiona a la baja el precio de las viviendas. Fuente: BCRP.
- **Pasivos externos netos (% del PBI).** El panel (d) muestra los pasivos externos netos de largo plazo (con vencimiento mayor a un año) y corto plazo (con vencimiento menor a un año) de las empresas bancarias como porcentaje del PBI. La serie original de pasivos externos netos tiene frecuencia mensual y los datos trimestrales son promedios simples de los datos mensuales. El signo esperado del coeficiente es positivo, pues un mayor fondeo del exterior está relacionado con mayores precios de las viviendas. Fuente: BCRP.
- **Indices de costos de construcción (1994 = 100).** La serie histórica del índice de costos de construcción del panel (e) recopila información de los principales insumos utilizados en la construcción. La serie original del índice de costos tiene frecuencia mensual y los datos trimestrales son promedios simples de los datos mensuales. También se consideran los índices de costos de ladrillo y cemento. El signo esperado es positivo, pues un mayor costo de insumos podría trasladarse a un mayor precio de las viviendas. Fuente: INEI.
- **Indices de empleo (2010 = 100).** El panel (f) muestra los índices de empleo de empresas de 10 a más trabajadores y 100 a más trabajadores en Lima Metropolitana. Las series originales de los índices de empleo tienen frecuencia mensual y los datos trimestrales son promedios simples de los datos mensuales. El signo esperado es positivo. Fuente: BCRP.
- **Índice imperio de la ley.** El panel (g) muestra el índice del imperio de la ley (IL) publicado anualmente por la Fundación Heritage desde 1995. Este índice IL le otorga puntaje de 0 a 100, donde 100 es el máximo puntaje, a los derechos de propiedad y la ausencia de corrupción. La serie ha sido trimestralizada utilizando métodos estadísticos estándares. Esta serie se interpreta como una *proxy* del grado de desarrollo de las instituciones en el país. Por lo tanto, el signo esperado es positivo.
- **Indices términos de intercambio (2007 = 100).** El panel (h) contiene el índice de los términos de intercambio, así como los índices de precios de exportaciones e importaciones. Las series originales tienen frecuencia mensual y los datos trimestrales son promedios simples de los datos mensuales. El signo esperado de los términos de intercambio es positivo, debido al efecto riqueza que está asociado con mayores precios de las viviendas. Lo mismo ocurriría con el índice del precio de exportaciones. Sin embargo, el signo esperado del índice del precio de importaciones sería negativo. Fuente: BCRP.
- **Índice tipo de cambio real bilateral (2009 = 100).** El panel (i) muestra el índice de tipo de cambio real bilateral. La serie original del índice de tipo de cambio real tiene frecuencia mensual y los datos

trimestrales son promedios simples de los datos mensuales. El signo del tipo de cambio real es ambigüo. Por un lado, un mayor tipo de cambio encarece el precio de los insumos importados y por lo tanto el precio de las viviendas. No obstante, un tipo de cambio más alto está relacionado con una salida de capitales al exterior y por lo tanto con un menor precio de las viviendas. Fuente: BCRP.

- **Ingresos reales.** El panel (j) muestra el ratio de PBI real (soles de 1994) entre el total de la población en el país, es decir, el PBI per cápita. La serie original de población tiene frecuencia anual y ha sido trimestralizada utilizando métodos estadísticos estándares. Por otro lado, la línea continua en el panel (j) muestra el ingreso mensual en Lima Metropolitana (soles de 2009). La serie original del ingreso mensual tiene frecuencia mensual y los datos trimestrales son promedios simples de los datos mensuales. En ambos casos, el signo esperado del coeficiente es positivo. Fuente: BCRP e INEI.
- **Rentabilidad real de fondo de pensiones (%).** El panel (k) muestra la rentabilidad real (%) del fondo tipo 2 del sistema privado de pensiones. La serie original de rentabilidad real tiene frecuencia mensual y los datos trimestrales son promedios simples de los datos mensuales. El signo esperado es negativo o positivo, por las mismas razones que la variable de capitalización bursátil (% del PBI). Fuente: BCRP.
- **Tasas de interés hipotecarias (%).** Los paneles (l) y (m) muestran las tasas de interés hipotecarias reales anuales en dólares y soles, respectivamente. Las tasas reales ex post son iguales a las tasas nominales menos la inflación realizada. Las tasas reales ex ante consideran la inflación esperada. Las series originales de tasas de interés tienen frecuencia mensual y los datos trimestrales son promedios simples de los datos mensuales. El signo esperado en este caso es negativo. Fuente: BCRP.
- **Estadístico de demografía (%).** El panel (n) muestra la variación anual (%) del estadístico YM, que es la relación entre la población entre 20 y 40 años de edad, respecto de la población entre 40 y 60 años de edad. El numerador mide el número de personas que típicamente adquieren vivienda.² Por lo tanto, una alta proporción de adultos puede presionar los precios de las viviendas hacia arriba. Después de todo, las personas que buscan una vivienda son típicamente adultas. El signo esperado del coeficiente que acompaña a esta variable es positivo. Fuente: INEI.
- **Precio de las viviendas (S/. de 2009).** El panel (ñ) muestra las series del precio por m² de las viviendas del CAPECO y BCRP en soles de 2009. La serie del BCRP es trimestral y corresponde al precio de inmuebles puestos a la venta en distritos del nivel socioeconómico medio y alto que representan el 4.6% del área total de Lima Metropolitana (ver el Cuadro 1, p. 54). El BCRP realiza llamadas telefónicas a los anuncios de ventas de inmuebles del diario local de mayor circulación y el dato oficial es la mediana de las observaciones.

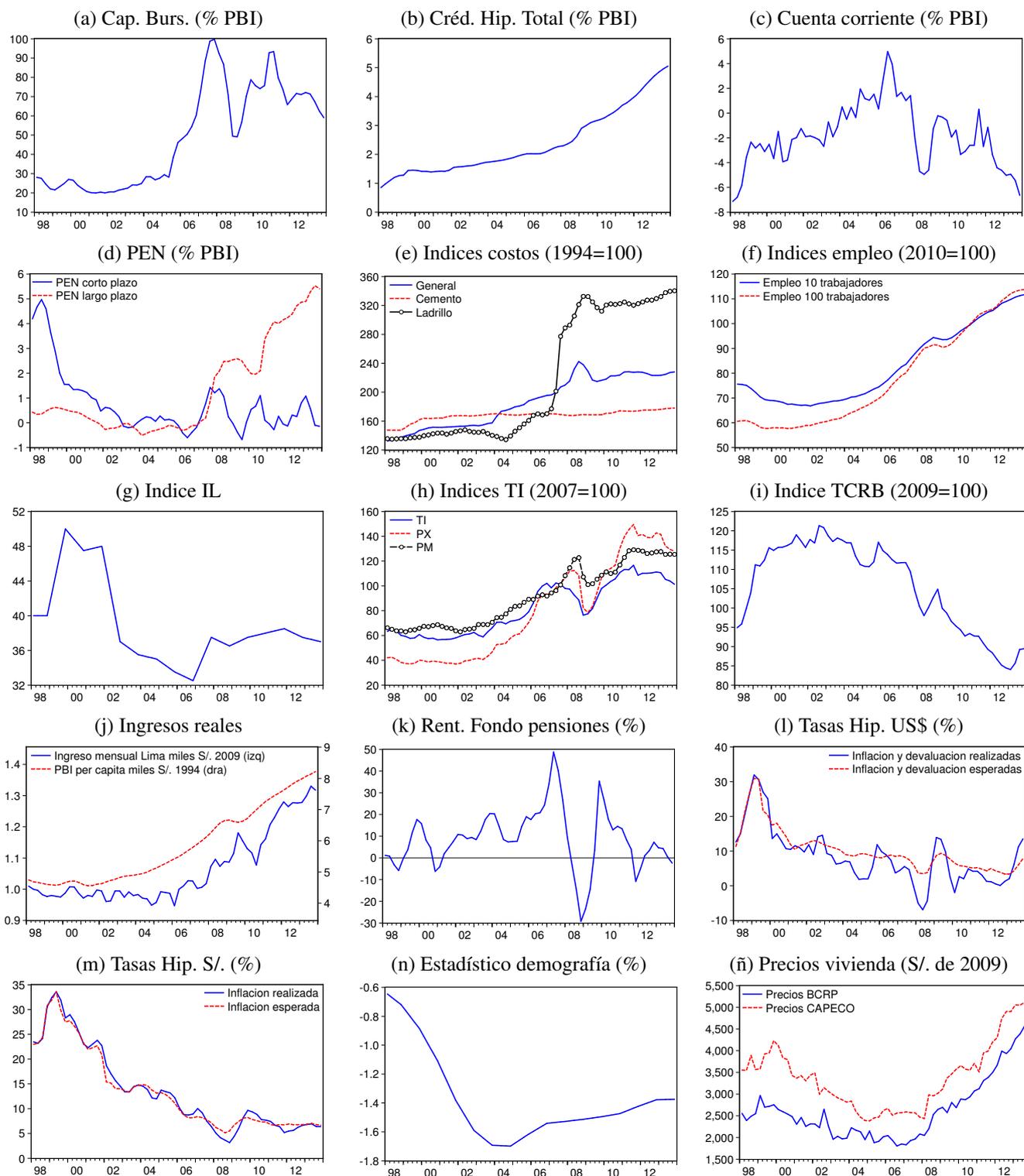
Por su parte, la serie de CAPECO es anual y corresponde al promedio de los precios de los distritos evaluados por el BCRP. Por simplicidad, asumimos que la trimestralización sigue el comportamiento del PBI del sector construcción. Fuente: CAPECO y BCRP.³

Es conveniente señalar que, por construcción, el precio de las viviendas reportado en el Gráfico 1 se encuentra sobre la curva de oferta de viviendas. Sin embargo, en este trabajo asumimos por conveniencia que el precio de las viviendas reportado es tal que la oferta de viviendas es igual a la demanda de viviendas.

Finalmente, el Cuadro 2 (p. 54) contiene las estadísticas descriptivas de las series macroeconómicas utilizadas en la estimación del vector de cointegración.

² Orrego (2012) utiliza información de las encuestas de hogares sobre el tema de la vivienda y muestra el componente demográfico detrás de la demanda de vivienda en los últimos años.

³ El método del BCRP no corrige necesariamente por la calidad de los inmuebles (llámense mejoras o refacciones en los inmuebles) y no distingue entre inmuebles de estreno o de segundo uso. La descripción completa del procedimiento utilizado por el BCRP y otra información útil acerca de los precios de las viviendas en Lima puede encontrarse en BCRP (2010).

GRÁFICO 2. Variables macroeconómicas (desestacionalizadas)

FUENTES: BCRP, INEI, Fundación Heritage, SBS y CAPECO.

CUADRO 1. *Muestra de distritos encuestados por el BCRP en Lima*

Distrito	Area (km ²)	% del área de Lima	Densidad en 2012 (habitantes por km ²)
La Molina	65.8	2.3	2,398
Miraflores	9.6	0.3	8,781
San Borja	10.0	0.4	11,202
San Isidro	11.1	0.4	5,096
Santiago de Surco	34.8	1.2	9,408
Total	131.2	4.6	5,619

FUENTES: BCRP e INEI.

CUADRO 2. *Estadísticas descriptivas*

	Media	Mediana	Máximo	Mínimo	Desv. Est.
Capitalización bursátil (% PBI)	48.58	47.22	99.70	20.00	0.38
Crédito hipotecario total (% PBI)	2.37	1.99	5.04	0.85	1.12
Cuenta corriente (% PBI)	-1.75	-1.98	4.96	-7.13	2.49
Pasivos externos netos largo plazo (% PBI)	1.34	0.43	5.53	-0.51	1.86
Pasivos externos netos corto plazo (% PBI)	0.76	0.26	4.97	-0.68	1.27
Indice costos de construcción (1994 = 100)	187.00	188.95	242.42	132.44	34.74
Indice costos ladrillo (1994 = 100)	217.98	164.41	242.42	132.44	34.74
Indice costos cemento (1994 = 100)	167.68	168.73	177.98	147.30	7.11
Indice empleo 10 trabajadores (2010 = 100)	83.03	75.69	111.71	66.78	15.16
Indice empleo 100 trabajadores (2010 = 100)	77.96	70.43	113.74	57.67	19.38
Indice imperio de la ley	38.91	37.5	50.00	32.50	4.75
Indice términos de intercambio (2007 = 100)	81.89	76.92	116.58	56.51	20.75
Indice precios exportaciones (2007 = 100)	79.61	73.55	149.49	36.97	39.26
Indice precios importaciones (2007 = 100)	91.54	89.15	129.17	62.98	24.28
Indice tipo de cambio real bilateral (2009 = 100)	105.61	110.84	121.36	84.02	11.43
PBI real per cápita (S/. de 1994)	5,818.33	5,383.07	8,218.74	4,557.20	1,205.08
Ingreso mensual Lima (S/. de 2009)	1,062.61	1,004.23	1,330.13	947.01	112.50
Rentabilidad real anual fondo de pensiones (%)	8.64	8.26	48.77	-29.28	13.68
Tasa hipotecaria real anual en US\$ ex post (%)	8.34	6.97	31.92	-6.93	7.99
Tasa hipotecaria real anual en US\$ ex ante (%)	10.14	8.72	30.94	3.36	6.12
Tasa hipotecaria real anual en S/. ex post (%)	13.67	11.06	33.60	3.16	8.41
Tasa hipotecaria real anual en S/. ex ante (%)	13.53	10.47	33.62	5.12	7.99
Estadístico demografía (%)	-1.38	-1.49	-0.65	-1.70	0.29
Precio vivienda por m ² BCRP (S/. de 2009)	2,635.36	2,511.17	4,570.49	1,802.61	717.27
Precio vivienda por m ² CAPECO (S/. de 2009)	3,408.92	3,426.62	5,113.83	2,381.91	768.47

FUENTES: BCRP, INEI, Fundación Heritage, SBS y CAPECO.

NOTAS: Las series son de frecuencia trimestral desde 1998.I hasta 2013.IV, están desestacionalizadas mediante el método Census X12 y se encuentran en logaritmos, excepto la cuenta corriente (% PBI), la rentabilidad del fondo de pensiones (%), las tasas de interés hipotecarias (%) y el estadístico de demografía (%). El índice de imperio de la ley es construido por la fundación Heritage y se mide en una escala creciente de 0 a 100. Por su parte, el estadístico de demografía corresponde a la variación anual del ratio de la población de 20-40 años entre la población de 40-60 años.

3 RESULTADOS

3.1 PRUEBAS DE RAÍZ UNITARIA

En primer lugar, verificamos que las variables de p_t y x_t contenidas en la ecuación (2) son $I(1)$ mediante las pruebas de [Dickey y Fuller \(1979\)](#) y [Phillips y Perron \(1988\)](#). En particular, la serie de cuenta corriente (% PBI) tiene una raíz unitaria en la muestra bajo estudio, a pesar de que teóricamente debería ser estacionaria. Para el caso de las variables p_t y el índice de imperio de la ley se utiliza adicionalmente la prueba de [Zivot y Andrews \(1992\)](#). Finalmente, sólo la variable de rentabilidad real de fondo de pensiones (%) es $I(0)$ y, por lo tanto, es desechada del vector de cointegración. Todos los resultados están disponibles a pedido.

3.2 VECTOR DE COINTEGRACIÓN

El sistema conformado por p_t y x_t de la ecuación (2) está cointegrado si existe un vector β tal que la serie de los errores u_t es $I(0)$. Por simplicidad, asumimos que x_t no está cointegrado y que las variables son débilmente estacionarias.⁴ Estimamos el vector de cointegración β mediante el método de FMOLS de [Phillips y Hansen \(1990\)](#). Debido a que no sabemos con certeza cuál es la verdadera composición del vector x_t , la selección de los regresores sigue el método de lo general a lo particular y solamente permanecen en cada una de las iteraciones aquellas variables que son estadísticamente significativas y mantienen el signo esperado.⁵ Asimismo, sólo consideramos una variable de la misma categoría a la vez. Por ejemplo, tomamos el índice agregado de costos de construcción o el índice de costos de ladrillo o el índice de costos de cemento. Lo mismo ocurre con los índices de empleo, las variables de ingreso real, los índices de términos de intercambio, los pasivos externos netos de las empresas bancarias o las tasas de interés hipotecarias ex ante y ex post.

La columna (1) del Cuadro 3 (p. 56) muestra los resultados de la estimación del primer vector de cointegración, una vez que eliminamos las tasas de interés reales, el tipo de cambio real y los pasivos externos netos. Asimismo, en etapas previas eliminamos las variables de PBI per cápita e índices de empleo. En ningún caso sobrevive la tasa de interés real, en línea con [Glaeser y otros \(2010\)](#), quienes muestran que el impacto de la tasa de interés real sobre el precio de las viviendas es insignificante. Por su parte, en la columna (2) del Cuadro 3 eliminamos el índice de costo de ladrillo porque no es estadísticamente significativo. En la columna (3) eliminamos, además, el ingreso mensual porque no es estadísticamente significativo. En esta especificación final el crédito hipotecario tiene el signo esperado y es estadísticamente significativo, en línea con [Kannan y otros \(2011\)](#) quienes muestran que un patrón recurrente a nivel internacional detrás de la subida del precio de las viviendas es el mayor crédito hipotecario a las familias. Asimismo, la variable de demografía es estadísticamente significativa y tiene el signo esperado, como en [Capozza y otros \(2002\)](#). Estos resultados parecen coincidir con [Ortalo-Magne y Rady \(1999\)](#), quienes muestran que para el caso del Reino Unido son los jóvenes los que empujan el precio de las viviendas hacia arriba. El Cuadro 3 muestra, asimismo, que la cuenta corriente tiene un efecto negativo, que implicaría que el financiamiento del exterior presiona el precio de las viviendas al alza, en línea con [Aizenman y Jinjarak \(2009\)](#). Además, el índice de imperio de la ley tiene un efecto positivo sobre el precio de las viviendas, como en [Glindro y otros \(2011\)](#), así como el índice de términos

⁴ En esta sección no evaluamos si existe un vector de cointegración en presencia de quiebres estructurales. [Perron \(2006\)](#) discute que hay un argumento circular en las diversas pruebas disponibles, puesto que para que éstas sean válidas, debe haber un cambio en la relación de cointegración, si la cointegración de hecho ocurre.

⁵ No hacemos énfasis en los posibles problemas de endogeneidad de los regresores, porque el estimador de FMOLS [Phillips y Hansen \(1990\)](#) es super consistente en presencia de cointegración y corrige el sesgo en muestras finitas.

CUADRO 3. Estimaciones de la ecuación (2) con precios del BCRP

	(1)	(2)	(3)
Capitalización bursátil (% PBI)	-0.28***	-0.28***	-0.28***
Cuenta corriente (% PBI)	-0.02***	-0.02***	-0.02***
Crédito hipotecario total (% PBI)	0.62***	0.64***	0.67***
Estadístico demografía (%)	0.40***	0.41***	0.42***
Índice imperio de la ley	0.20**	0.20**	0.19**
Índice términos de intercambio	0.25*	0.25*	0.27**
Ingreso real mensual	0.16	0.15	
Índice costos de ladrillo	0.01		
Constante	5.90***	6.03***	7.06***
Estadístico τ Phillips-Ouliaris	-8.25***	-8.26***	-8.49***

NOTAS: El método de estimación es el FMOLS de Phillips y Hansen (1990). El estadístico τ de Phillips y Ouliaris (1990) permite el contraste de la hipótesis nula de ausencia de cointegración. En la estimación de la matriz de varianzas-covarianzas de largo plazo se utiliza el kernel de Bartlett con ancho fijo de banda de Newey-West. Los asteriscos *, **, y *** denotan significación al 10%, 5% y 1%, respectivamente. La información es trimestral desde 1998.I hasta 2013.IV.

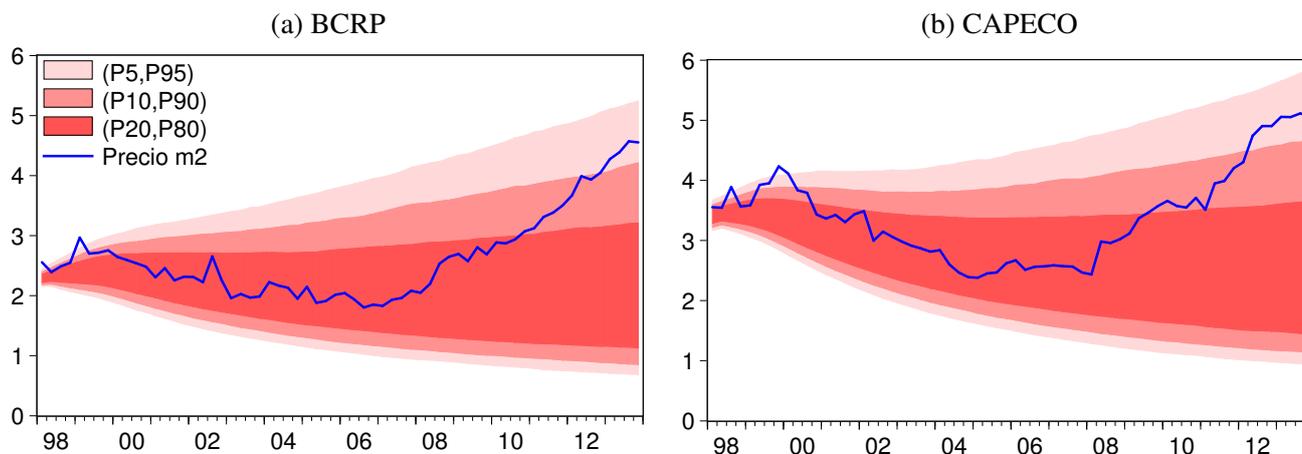
de intercambio, que es una medida de riqueza. Por otro lado, la capitalización del mercado bursátil (% PBI) es estadísticamente significativa y tiene signo negativo, pues actuaría como un costo de oportunidad. Finalmente, la última fila del Cuadro 3 contiene el estadístico τ de Phillips y Ouliaris (1990), que permite concluir que la serie de residuos \hat{u}_t en todos los casos es $I(0)$.

3.3 DESALINEAMIENTO DEL PRECIO DE EQUILIBRIO

En esta sección calculamos 10,000 replicaciones del vector de cointegración β a lo Chang y otros (2006) y construimos 10,000 secuencias del precio por m² de equilibrio, a partir de la especificación final del vector de cointegración contenida en la columna (3) del Cuadro 3. El panel (a) del Gráfico 3 (p. 57) muestra diversos percentiles de la distribución del precio por m² de equilibrio, así como también el precio por m² de las viviendas en miles de soles de 2009. Observamos en primer lugar que la distribución del precio por m² de equilibrio es asimétrica. De hecho, las series de los percentiles 80, 90 y 95 sugieren que la distribución del precio por m² de equilibrio tiene un sesgo positivo, es decir, hacia el final de la muestra la cola derecha es más larga y por lo tanto gran parte de la masa está concentrada en la izquierda de la distribución, que correspondería a la parte baja del panel (a) del Gráfico 3.

Asimismo, el precio por m² observado se encuentra dentro de la región delimitada por el percentil 80 hacia el segundo semestre de 2010. A partir de esa fecha y hacia el segundo semestre de 2012, el precio por m² observado se encuentra dentro de la región delimitada por el percentil 90. En la actualidad, sin embargo, el precio por m² se encuentra debajo del percentil 95, por lo que estadísticamente no hay evidencia de un desalineamiento del precio de las viviendas con respecto a sus fundamentos.

Por su parte, el panel (b) del Gráfico 3 muestra los percentiles de la distribución de los 10,000 precios por m² de equilibrio y el precio por m² de las viviendas en miles de soles de 2009, construido a partir de la información recopilada por CAPECO. Las series de los percentiles 80, 90 y 95 muestran que la distribución del precio por m² de equilibrio tiene un sesgo positivo. Así como en el caso anterior, el precio por m² observado se encuentra hacia el final de la muestra debajo del percentil 95 de la distribución de las 10,000 secuencias de precios por m² de equilibrio. Este resultado sugiere que no hay evidencia de un desalineamiento del precio por m² de las viviendas con respecto a sus fundamentos.

GRÁFICO 3. Percentiles del precio por m² de equilibrio en miles de S/. de 2009.

NOTAS: Las áreas sombreadas comprenden diversos percentiles de la distribución de 10,000 replicaciones del precio por m² de equilibrio \bar{p}_t en miles de S/. de 2009. La línea sólida corresponde al precio por m² en miles soles de 2009 elaborado a partir de los datos recopilados por BCRP en panel (a) y CAPECO en panel (b). Debido a que simulamos series integradas a partir de un valor inicial constante, las bandas se van agrandando en el tiempo.

4 COMENTARIOS FINALES

En este trabajo cuantificamos la relación de largo plazo entre el precio por m² de las viviendas y sus fundamentos macroeconómicos entre 1998.I y 2013.IV. Las estimaciones muestran que el crédito hipotecario, el financiamiento externo, los términos de intercambio y la demografía son variables explicativas del precio por m². Asimismo, en la actualidad, no hay evidencia de que el precio observado se encuentra desalineado respecto de sus fundamentos.

La estimación del vector de cointegración β mediante el método canónico de Park (1992) es similar a los obtenidos mediante el método de FMOLS de Phillips y Hansen (1990). Como agenda pendiente, sería útil estimar el vector de cointegración mediante la técnica de Johansen y estudiar la existencia de más de un vector de cointegración en el sistema.

Sin embargo, es conveniente notar que los resultados obtenidos en este trabajo sugieren que es importante monitorear no solamente los determinantes internos del precio de las viviendas, sino también los externos. Ciertamente, a nivel internacional, Ahearne y otros (2005), Claessens y otros (2011) y Kannan y otros (2011), encuentran que el precio de las viviendas en economías desarrolladas es procíclico, y que los episodios de elevado dinamismo del mercado de las viviendas han estado ligados típicamente a ciertas condiciones financieras como mayor disponibilidad de crédito, elevada liquidez internacional y desregulación financiera. Debido a que en economías desarrolladas hay una elevada interrelación entre los precios de los activos y el sector real de la economía, estos trabajos encuentran que las desaceleraciones del precio de las viviendas están acompañadas de caídas en el consumo y la inversión en viviendas, que a la larga inciden negativamente sobre la actividad económica.

En el caso de economías emergentes, ¿es posible cuantificar los efectos del precio de las viviendas en el sector real? En este sentido, ¿cuáles son las implicancias de la posición de la política monetaria en el precio de las viviendas? Si bien estas preguntas han sido estudiadas en economías desarrolladas como la de EEUU, ver por ejemplo Jarocinski y Smets (2008), es conveniente también buscar respuestas para el caso de Perú.

REFERENCIAS

- Abraham, J. y P. Hendershott (1996), "Bubbles in metropolitan housing markets", *Journal of Housing Research*, 7(2), 191-207.
- Ahearne, A., J. Ammer, B. Doyle, L. Kole y R. Martin (2005), "House prices and monetary policy: A cross-country study", Board of Governors of the Federal Reserve System, International Finance Discussion Paper 841.
- Aizenman, J. e Y. Jinjarkak (2009), "Current account patterns and national real estate markets", *Journal of Urban Economics*, 66(2), 75-89.
- Arce, O. y D. Lopez Salido (2011), "Housing bubbles", *American Economic Journal: Macroeconomics*, 3(1), 212-241.
- BBVA (2012), "Situación Perú: Análisis económico tercer trimestre", BBVA Report.
- BCRP (2010), "Indicadores del mercado inmobiliario", Notas de Estudio 5.
- Buhlmann, P. (1997), "Sieve bootstrap for time series", *Bernoulli*, 3(2), 123-148.
- Brunnermeier, M. (2008), "Bubbles", en S. Durlauf y L. Blume (eds.), *The New Palgrave Dictionary of Economics*, 2nd Edition, Palgrave.
- Capozza, D., P. Hendershott, C. Mack y C. Mayer (2002), "Determinants of real house price dynamics", NBER Working Paper 9262.
- Capozza, D., P. Hendershott y C. Mack (2004), "An anatomy of price dynamics in illiquid markets: Analysis and evidence from local housing markets", *Real Estate Economics*, 32(1), 1-32.
- Chang, Y., J. Park y K. Song (2006), "Bootstrapping cointegrating regressions", *Journal of Econometrics*, 133(2), 703-739.
- Claessens, S., M. Kose y M. Terrones (2011), "Financial cycles: What? How? When?", IMF Working Paper 11/76.
- Cubeddu, L., C. Tovar y E. Tsounta (2012), "Latin America: Vulnerabilities under construction", IMF Working Paper 12/193.
- Dickey, D. y W. Fuller (1979), "Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root", *Journal of the American Statistical Association*, 74(366), 427-431.
- Glaeser, E., J. Gottlieb y J. Gyourko (2010), "Can cheap credit explain the housing boom?", NBER Working Paper 16230.
- Glindro, E., T. Subhanij, J. Szeto y H. Zhu (2011), "Determinants of house prices in nine Asia-Pacific economies", *International Journal of Central Banking*, 7(3), 163-204.
- Jarocinski, M. y F. Smets (2008), "House prices and the stance of monetary policy", Federal Reserve Bank of St. Louis, *Review*, 90(4), 339-365.
- Kannan, P., P. Rabanal y A. Scott (2011), "Recurring patterns in the run-up to house price busts", *Applied Economics Letters*, 18(2), 107-113.
- Laibson, D. y J. Mollerstrom (2010), "Capital flows, consumption booms and asset bubbles: A behavioural alternative to the saving glut hypothesis", NBER Working Paper 15759.

- Mendoza, E., V. Quadrini y J. Rios-Rull (2007), “Financial integration, financial deepness and global imbalances”, NBER Working Paper 12909.
- Orrego, F. (2012), “La situación de la tenencia de vivienda en el Perú”, Banco Central de Reserva del Perú, *Revista Moneda* 152, 44-47.
- Ortalo-Magne, F. y S. Rady (1999), “Boom in, bust out: Young households and the housing price cycle”, *European Economic Review*, 43(4-6), 755-766.
- Park, J. Y (1992), “Canonical cointegrating regressions”, *Econometrica* 60(1), 119-143.
- Perron, P. (2006), “Dealing with structural breaks”, en K. Patterson y T. C. Mills (eds.), *Palgrave Handbook of Econometrics*, Vol. 1: Econometric Theory, Palgrave Macmillan Press, 278-352.
- Phillips, P. y B. Hansen (1990), “Statistical inference in instrumental variables regression with I(1) processes”, *Review of Economic Studies*, 57(1), 99-125.
- Phillips, P. y S. Ouliaris (1990), “Asymptotic properties of residual based tests for cointegration”, *Econometrica*, 58(1), 165-193.
- Phillips, P. y P. Perron (1988), “Testing for a unit root in time series regression”, *Biometrika*, 75(2), 335-346.
- Stevenson, S. (2008), “Modeling housing market fundamentals: Empirical evidence of extreme market conditions”, *Real Estate Economics*, 36(1), 1-29.
- Zivot, E. y D. Andrews (1992), “Further evidence on the Great Crash, the oil-price shock and the unit-root hypothesis”, *Journal of Business and Economic Statistics*, 10(3), 251-270.

Página en blanco



Elección de los modos de exportación: Evidencia para empresas peruanas

EDWARD MANUEL RUIZ CROSBY*

En este documento se contrasta la hipótesis modificada de autoselección de empresas formales peruanas haciendo uso de un modelo de datos ordenados, lo que permite caracterizar la elección de las empresas entre tres posibilidades: aquellas que producen sólo para el mercado interno, las que producen para el mercado interno y para el mercado externo indirectamente vía intermediarios comerciales, y las que producen para el mercado interno y para el mercado externo directamente a través de filiales de distribución establecidas en el exterior. Se encuentra que el ordenamiento para la elección de los modos de exportación se da a través de diferencias en la productividad total de factores.

Palabras Clave : Intermediación comercial, firmas heterogéneas, productividad.

Clasificación JEL : D24, F14, F23, L25, O30.

¿Qué determina que una firma decida exportar? Para responder a esta pregunta, en este trabajo se verifica la hipótesis modificada de autoselección de las firmas, a partir de un modelo caracterizado por firmas heterogéneas en sus niveles de productividad total de factores (PTF) y en sus decisiones de modos de exportación, el cual deriva en un modelo probit ordenado. La hipótesis que se evalúa considera la selección de las firmas entre tres modos de exportación, según su destino. De este modo, se evalúa si las firmas de menor productividad eligen producir únicamente para el mercado interno, las de productividad media optan por producir tanto para el mercado interno como exportar indirectamente y las de mayor productividad deciden producir tanto para el mercado interno como exportar directamente.

El enfoque de este estudio es una extensión a la hipótesis original de autoselección de Verma y McWilliams (2013). Además, se extiende el modelo de probit binario empleado por Abel-Koch (2013) que sólo considera los modos de exportación sin tener en cuenta la opción de servir al mercado interno como una alternativa adicional. Finalmente, se incorpora el empleo de intermediarios comerciales, añadiendo una opción más a las consideradas en Tello (2012).

En los modelos macroeconómicos de equilibrio general sobre economías pequeñas y abiertas como la peruana, se suele asumir que las firmas son homogéneas, que la producción nacional se destina hacia el

* Departamento de Políticas del Sector Real, Banco Central de Reserva del Perú, Jr. Antonio Miró Quesada 441, Lima 1, Perú. Teléfono: (+511) 613-2000 (email: manuel.ruiz@bcrp.gob.pe).

El autor agradece los valiosos comentarios y sugerencias de Donita Rodríguez, Alan Ledesma, Diego Winkelried, Fernando Vásquez, Nelson Ramírez, Renzo Castellares, Nikita Céspedes y a los participantes del XXXI Encuentro de Economistas del Banco Central de Reserva del Perú. Las opiniones presentadas en este trabajo son de exclusiva responsabilidad del autor y no representa la posición de la institución en la que labora.

mercado interno o hacia el mercado externo y que los exportadores envían sus productos directamente al consumidor final foráneo. No obstante, no todos los exportadores optan por esta modalidad. Los exportadores pueden exportar directamente hacia los consumidores finales extranjeros o indirectamente, esto es, a través de intermediarios comerciales, siendo estos distribuidores o *retailers* quienes conectan a los productores con los consumidores finales externos.

Melitz (2003) señala que las empresas eligen exportar dependiendo de su nivel de productividad. Así, las firmas más productivas exportan, otras menos productivas destinan su producción al mercado interno y las de menor productividad salen de la industria. Felbermayr y Jung (2011) derivan un modelo de equilibrio general y establecen que las firmas menos productivas dirigen su producción al mercado interno, las medianamente productivas exportan indirectamente y las más productivas lo hacen directamente.¹ Según estos autores, los contratos entre la firma y el intermediario comercial no son exigibles, lo cual configura un escenario de extracción de rentas a favor de los intermediarios mediante la coartación estratégica.² Otra razón es que estos intermediarios tienen mayor información sobre los mercados foráneos, dando así la posibilidad de extracción de rentas. Los autores resaltan los altos costos fijos de exportar directamente a través de una filial de distribución propia en el exterior frente a los bajos costos fijos de hacerlo indirectamente vía intermediarios comerciales. Sin embargo, la extracción de rentas es lo que se evita al exportar directamente, obteniendo todos los beneficios de exportación, u optando por no exportar y servir al mercado interno.

Verma y McWilliams (2013) se refieren al proceso de autoselección como el de *la prima de exportación*. Estos autores exponen que la productividad de las firmas que venden al mercado interno y a la vez al mercado externo es mayor no sólo al de las que únicamente destinan su producción hacia el mercado interno, sino también a las que únicamente exportan. Además, muestran que las que exportan directamente son más productivas que las que lo hacen indirectamente. Por tanto, según estos autores, la hipótesis de autoselección debe modificarse explícitamente y afirmar que las firmas de mayor productividad se autoseleccionarán para vender su producción tanto al mercado interno como al externo. Las firmas ya no se especializan en un sólo mercado sino que las más productivas diversifican mercados.

Según Bai y otros (2012) el rol de los intermediarios comerciales ha venido creciendo en países como Japón (80 por ciento desde 1980), Estados Unidos (11 por ciento), Suecia (aproximadamente 50 por ciento) y China (al menos 22 por ciento en 2005). Asimismo, estos autores señalan que el papel de los intermediarios comerciales es crucial para las exportaciones en Colombia, de modo que a menor número de intermediarios, menores son las exportaciones colombianas. Los autores emplean datos de panel de firmas chinas de 1998 a 2007 y encuentran que el ordenamiento que se da para la elección entre las tres alternativas mencionadas es a través de diferencias en productividad.

Abel-Koch (2013) también destaca el rol de los intermediarios comerciales en su estudio de elección entre estos dos modos de exportación en Turquía. Examina los determinantes de la elección de los modos de exportación, comprobando la hipótesis de que, siendo la productividad de la firma no observable, el tamaño es una variable *proxy* de la misma y se relaciona negativamente con el uso de intermediarios comerciales.

Para el caso peruano, Tello (2012) modela con datos de panel la decisión de exportar de empresas manufactureras y encuentra que esta decisión depende de los costos hundidos de entrada al mercado de

¹ Helpman, y otros (2004) también establecen heterogeneidad entre las firmas a través de diferencias en la productividad pero la disyuntiva es de elegir entre exportar o inversión extranjera directa. Pietrovito y otros (2013) contrastan este modelo empíricamente con un probit ordenado dinámico a nivel de industria de diferentes países con datos de panel.

² Este escenario es conocido como un problema de *hold-up*: el intermediario comercial puede coartar estratégicamente (*hold-up*) al productor ya que la producción para el mercado extranjero implicaría inversiones específicas.

exportación o re-exportación (en caso que se deje de exportar por lo menos un año) y de un nivel mínimo de productividad total de factores; el tipo de cambio real no incentiva a las firmas a exportar y el *drawback* tampoco lo hace para hacerlas re-exportar; y que las firmas de tamaño grande (de 100 a más trabajadores) incrementan la probabilidad de que las firmas exporten. Esto va en línea con la recomendación de Tello (2014) que, para aumentar la capacidad exportable peruana, debe incrementarse la productividad total factorial de las empresas, sectores y del país en su conjunto. Tello, no obstante, no considera el uso de intermediarios comerciales para la exportación indirecta.³

El presente estudio complementa los estudios anteriormente mencionados y aplica estas nociones al caso peruano. Basado en especial en Felbermayr y Jung (2011), Verma y McWilliams (2013), Tello (2012) y Abel-Koch (2013), se deriva el modelo probit de elección discreta con datos ordenados para tres alternativas (la literatura señala una jerarquía clara entre las tres alternativas mencionadas). Este modelo se estima haciendo uso de las funciones de beneficios del modelo de Felbermayr y Jung (2011), complementado con lo postulado por Verma y McWilliams (2013), y considera como variable latente o no observable a la productividad de la firma. Las variables explicativas de la elección de los modos de exportación resultan ser principalmente características de la firma. Se emplea datos de la encuesta del Banco Mundial para cuatro principales ciudades del Perú, datos del Banco Central de Reserva del Perú (BCRP) y del Consejo Nacional de la Competitividad (CNC). Se confirma que las empresas eligen entre distintos modos de exportación según el valor de su PTF.

El documento se divide en las siguientes secciones. La sección 1 presenta el modelo; la sección 2 describe los datos empleados; la sección 3 muestra los resultados de la estimación econométrica; y en la sección 4 se resumen los resultados del estudio.

1 EL MODELO

Se parte de una versión simplificada de la función de beneficios obtenida por Felbermayr y Jung (2011), complementando con lo postulado por Verma y McWilliams (2013), para tres tipos de modos de exportación: (i) no exportar y vender al mercado interno, (ii) vender al mercado interno y exportar indirectamente y (iii) vender al mercado interno y exportar directamente. Esta forma funcional se obtiene de empresas en competencia monopolística que producen variedades de un mismo producto. La forma funcional de beneficios es⁴

$$\Pi_{ij} = \theta_i s_j - f_j, \quad (1)$$

donde $\Pi_{ij} \geq 0$ representa los beneficios de la empresa i que elige la opción j ; $j \in \{0, 1, 2\}$ e identifica a los tres modos de exportación descritos anteriormente; θ_i es la productividad total de factores (PTF) de la empresa i ; s_j es un parámetro que incorpora el tamaño de mercado M_j y se define por $s_j = M_j b_j / (w_j t_j)$; $b_j \in (0, 1)$ es el poder de negociación que tiene la firma con los intermediarios comerciales (si $b_j = 1$ la firma no está sujeta a la extracción de rentas de estos intermediarios); w_j es el costo salarial; t_j son otros costos variables; y f_j son costos fijos. Tanto s_j , sus componentes y f_j se asumen exógenos, como en Verma y McWilliams (2013).

³ Estudios a nivel internacional sugieren que la causalidad entre productividad y las decisiones de exportar puede ser inversa. En Céspedes y otros (2014) se evalúa esta posibilidad con datos para Perú.

⁴ Esta forma funcional es similar a las funciones de utilidad de los modelos de Tirole (1988), donde en lugar de productividad, s y costos fijos, se establecen parámetros de preferencias, calidad y precio, respectivamente. Estas formas funcionales de utilidad se aplican para modelos de autoselección de consumidores, según su parámetro de preferencias, cuando desean adquirir productos con discriminación de precios.

Esta función de beneficios permite establecer un modelo estático con una jerarquía de decisiones de manera que estas sean ordenadas de menor a mayor, según los valores que tome la productividad. Se destacan los siguientes casos:

- Si $j = 0$: $\Pi_{i0} = \theta_{i0}s_0 - f_0$ con $s_0 = M_0/(\bar{w}t_0)$, donde M_0 es el tamaño del mercado interno. Entonces, $b_0 = 1$ ya que no se incurre en negociación con intermediarios comerciales. f_0 son los costos fijos que afronta la empresa que elige producir únicamente para el mercado interno.
- Si $j = 1$: $\Pi_{i1} = \theta_{i1}s_1 - f_1$ con $s_1 = b_1M_1/(\bar{w}t_1)$ donde M_1 es el tamaño del mercado interno. Aquí, $b_1 \in (0, 1)$, con lo cual la empresa incurre en negociación con intermediarios comerciales. f_1 son los costos fijos que afronta la empresa que elige exportar indirectamente, además de venderle al mercado interno.
- Si $j = 2$: $\Pi_{i2} = \theta_{i2}s_2 - f_2$ con $s_2 = M_2/(\bar{w}t_2)$ donde M_2 es el tamaño del mercado interno. Nuevamente, $b_2 = 1$ porque la empresa no incurre en negociación con intermediarios comerciales. f_2 son los costos fijos que afronta la empresa que elige exportar directamente, al mismo tiempo de venderle al mercado interno.

En adelante, se asume que $M_0 < M_1 = M_2$ y $M_0 < b_1M_1 < M_2$, con lo cual el tamaño del mercado interno es muy pequeño en comparación al mercado internacional, característica de una economía pequeña y abierta como el Perú. Asimismo, siguiendo a [Felbermayr y Jung \(2011\)](#) y [Helpman, y otros \(2004\)](#), $f_0 < f_1 < f_2$ y $f_2 = \phi(f_1 + \bar{f})$ con $\bar{f} > 0$ y $\phi > 1$. De acuerdo con [Tello \(2012\)](#), f_1 podrían interpretarse como barreras a la entrada para el mercado externo, tanto para exportadores indirectos como para directos. Adicionalmente, \bar{f} representa los costos de establecer una filial de distribución en el extranjero de la empresa que exporta directamente. De acuerdo con [Felbermayr y Jung \(2011\)](#), estos costos fijos se pueden entender como costos adicionales (de información, legales o lingüísticos) para las empresas que optan por la exportación. El parámetro ϕ constituye el riesgo de expropiación de gobiernos foráneos. Se asume que $f_0 = 0$ para mantener, en equilibrio, los beneficios no negativos para todas las firmas que sirven al mercado doméstico, dado que todas las firmas encuestadas se encuentran produciendo.

Por su parte, $t_0 = 1 < t_1 = t_2$, donde t_j , con $j \in \{0, 1, 2\}$, incorpora costos de transporte, costos variables que impactan en el comercio internacional y tanto t_1 como f_1 contienen también barreras no arancelarias (BNA).⁵ Se asume por último que $w_j = \bar{w}$ para todo $j \in \{0, 1, 2\}$; es decir, que los costos salariales no varían por tipo de empresa. Entonces, se postulan las siguientes condiciones para la elección de las diferentes modalidades consideradas:

$$0 < s_0 < s_1 < s_2, \quad (2)$$

$$0 = f_0 < f_1 < f_2, \quad (3)$$

$$0 \leq \Pi_{i0} \leq \Pi_{i1} \leq \Pi_{i2}. \quad (4)$$

La desigualdad que se plantea en la ecuación (4) indica que existen dos umbrales de productividad ($\tilde{\theta}^1$ y $\tilde{\theta}^2$) que definen intervalos de productividad en los cuales se ubican las empresas. Estos umbrales se

⁵ Tal como lo establece [Matha \(2001\)](#), entre los costos fijos se puede considerar a los cargos de registro, estándares de producción, legislaciones particulares, entre otros. Los costos variables, de acuerdo con [Vaughan \(2005\)](#), incluyen medidas de control de volumen (cantidades) y medidas de control de precios. Como BNA destacan las barreras técnicas tales como los estándares de calidad, barreras sanitarias y fitosanitarias, y de seguridad. [Tello \(2008\)](#) resalta la importancia de las BNA para el caso peruano, que se concentran en productos agropecuarios y manufactureros, no así en los productos del sector minero exportador. Es decir que, a pesar de los consecutivos acuerdos comerciales por parte del Perú (al 2010 sumaban alrededor de 16 acuerdos) que han reducido las barreras arancelarias (BA), las BNA constituyen aún costos para las empresas que deciden exportar, costos que no afrontan las firmas que destinan su producto para el mercado doméstico.

obtienen igualando los niveles de beneficios y de productividad de modo que:

$$\tilde{\theta}^1 = \frac{f_1 - f_0}{s_1 - s_0} = \eta_1 \quad \text{y} \quad \tilde{\theta}^2 = \frac{f_2 - f_1}{s_2 - s_1} = \eta_2. \quad (5)$$

Los umbrales indican a partir de qué nivel de productividad deja de ser rentable elegir una modalidad para optar por otra. Es decir, el proceso de autoselección determina que las firmas menos productivas optan por tener menores beneficios pero incurren en costos fijos nulos. A partir del primer umbral de productividad será más rentable exportar indirectamente incurriendo en costos fijos positivos pero menores a los de exportar directamente, aunque con el riesgo de extracción de rentas a favor de los intermediarios comerciales. Posteriormente, a partir del segundo umbral de productividad, será más rentable vender al mercado interno y exportar directamente estableciendo filiales de distribución en el exterior con costos fijos altos aunque con beneficios mayores a los dos casos anteriores.

El Gráfico 1 (p. 66), similar a los presentados en Felbermayr y Jung (2011) y Helpman, y otros (2004), ilustra los umbrales de productividad que definen las regiones donde se ubican óptimamente las empresas según su nivel de productividad. El proceso de autoselección que se enfatiza sugiere que, en línea con Tello (2012), las firmas que deciden exportar son más productivas no como resultado de la exportación en sí, sino porque siendo productivas pueden superar los costos de entrar a los mercados de exportación, en contraste con la hipótesis de *learning by exporting* que indica la causalidad contraria. Los tres tipos de firmas heterogéneas coexisten en equilibrio.

La existencia de los umbrales de productividad se relaciona con la hipótesis de Tello (2012) acerca de niveles mínimos de productividad para la decisión de dejar de vender al mercado interno o exportar. Tello (2008) afirma que las BNA son prohibitivas para entrar al mercado de exportación, por lo que, en línea con Verma y McWilliams (2013), las empresas que logren superar los umbrales decidirán servir ambos mercados.

Las prácticas empresariales de la firma, de acuerdo con Tello (2005), se refieren a sus decisiones y acciones en la estrategia, organización, operación, gestión, mercadeo y comportamiento en el mercado respecto a sus actividades productivas. Éstas se asocian a la productividad de las mismas y, por tanto, con su decisión de exportar. Una mejora en estas prácticas permitiría superar los umbrales de productividad para que las firmas puedan servir a ambos mercados interno y externo. Por otra parte, disminuciones en los costos fijos y/o variables, por ejemplo, a través de reducciones en barreras no arancelarias, permitirían que firmas con niveles de PTF cercanas a los umbrales puedan optar por un modo de exportación superior, de manera que, además de servir al mercado interno, entren a competir en el mercado externo, o dejen de depender de intermediarios comerciales y opten por exportar directamente (ver Gráfico 2, p. 67).

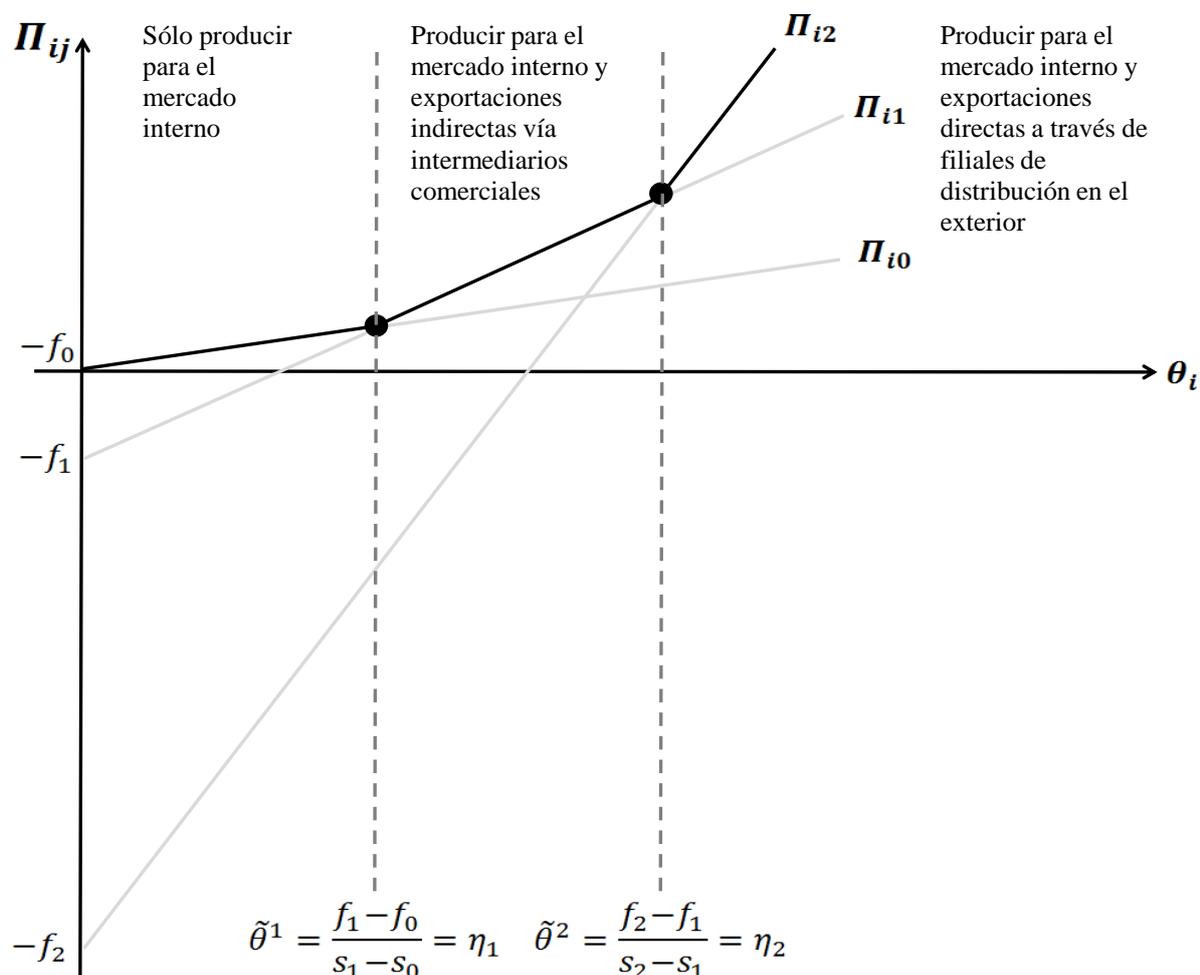
La variable observable o variable dependiente en la exploración empírica es la elección de las firmas entre las tres modalidades de exportación como se indica en la ecuación:

$$y_i = \begin{cases} 0, & \text{si } \theta_i \leq \eta_1, \\ 1, & \text{si } \eta_1 \leq \theta_i \leq \eta_2, \\ 2, & \text{si } \eta_2 < \theta_i. \end{cases} \quad (6)$$

Siguiendo a Abel-Koch (2013), la productividad total de factores (PTF) θ_i es la variable latente o no observable del modelo, que define mediante la siguiente regresión:

$$\theta_i = \mathbf{x}_i \boldsymbol{\beta} + \varepsilon_i, \quad (7)$$

GRÁFICO 1. Ordenamiento de las firmas de acuerdo con su productividad



NOTAS: El eje de las abscisas describe la PTF de la firma. El eje de las ordenadas describe los beneficios de la firma.

donde x_i es un vector de características observables. A partir de la ecuación (7) se deriva el modelo probit ordenado que se estima más adelante, siendo $\Phi(\cdot)$ la función de distribución normal. Además, para que las probabilidades sean positivas se debe cumplir con la condición $0 < \eta_1 < \eta_2$, como en Liao (1994),

$$\text{Prob}(y_i = 0) = \Phi(\eta_2 - x_i \beta), \quad (8)$$

$$\text{Prob}(y_i = 1) = \Phi(\eta_2 - x_i \beta) - \Phi(\eta_1 - x_i \beta), \quad (9)$$

$$\text{Prob}(y_i = 2) = 1 - \Phi(\eta_2 - x_i \beta). \quad (10)$$

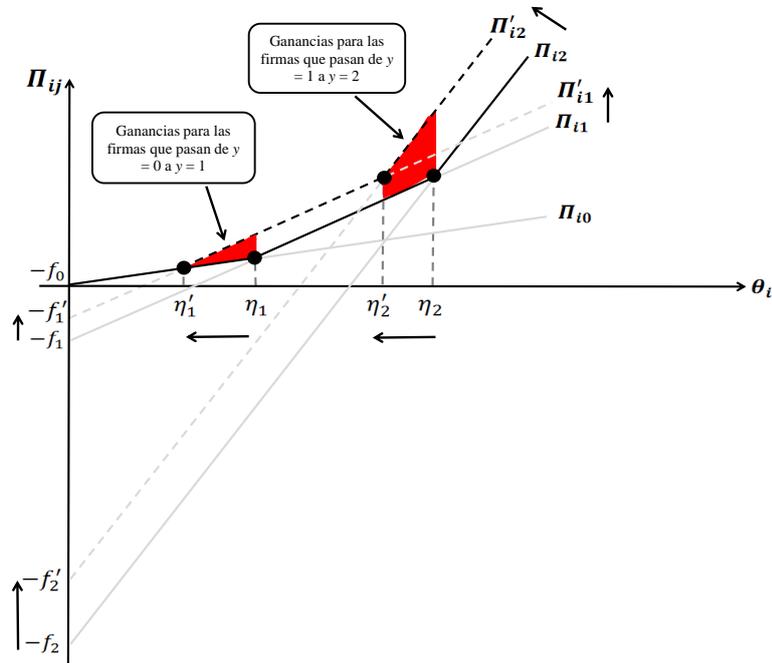
2 LOS DATOS

Los datos provienen de la encuesta del Banco Mundial de 2010 a empresas peruanas formales.⁶ El número total de firmas encuestadas es 1000. El 76 por ciento pertenece al sector manufacturero y el resto a otros sectores como el agropecuario o servicios no financieros. Las firmas forman parte de zonas urbanas y

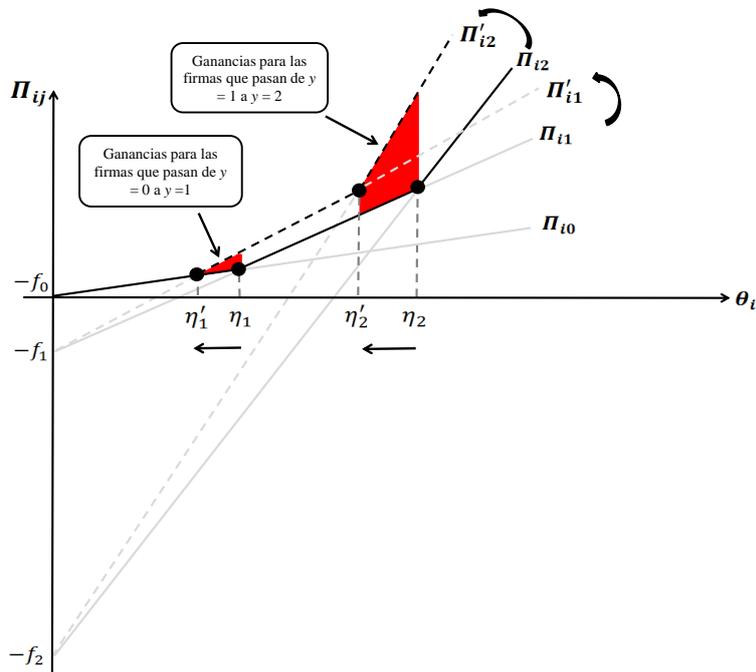
⁶ La mayoría de preguntas realizadas a las firmas son percepciones de los encuestados por lo que no se puede garantizar la objetividad de las respuestas. Los resultados podrían estar sesgados por esta características de los datos.

GRÁFICO 2. Estática comparativa

(a) Reducción de costos fijos (f)



(b) Reducción de costos variables (t)



NOTAS: El panel (a) muestra los efectos de una reducción de costos fijos en los umbrales y , y por lo tanto, en el número de empresas que se seleccionan en las categorías consideradas. Una disminución de los costos fijos (f_1), desplaza las funciones de beneficios Π_{i1} y Π_{i2} y los umbrales hacia la izquierda. Se observa que hay firmas que antes elegían un modo de exportación pero con la reducción de costos optan por otro modo de exportación al aumentar sus beneficios. De esas firmas, las más productivas presentan más ganancias marginales al aprovechar más la reducción de dichos costos fijos, reflejándose en una mayor área sombreada. El panel (b) muestra los efectos de una reducción de costos variables (t_1). En este caso, las funciones de beneficios Π_{i1} y Π_{i2} giran a la izquierda y se generan cambios en los umbrales. De manera similar al caso anterior, las empresas más productivas son las que tienen las mayores ganancias marginales ante la reducción de este tipo de costos.

CUADRO 1. *Modos de exportación y tamaño de las firmas*

Destino de producción	Tamaño de firma			Total
	Pequeña	Mediana	Grande	
Ventas solo para el mercado interno	295	233	84	612
Exportaciones indirectas y ventas al mercado interno	35	47	32	114
Exportaciones directas y ventas al mercado interno	20	98	156	274
Total	350	378	272	1000

FUENTE: Encuesta a empresas privadas del Banco Mundial en 2010.

están situadas en las principales ciudades de la costa. El 71 por ciento de las firmas pertenecen a la ciudad de Lima, el 13 por ciento a la ciudad de Arequipa, el 9 por ciento a la ciudad de Trujillo y el 8 por ciento a la ciudad de Chiclayo. Así, las conclusiones del presente trabajo se limitan a estos sectores y ciudades.

Como se mencionó, la variable dependiente (y_i) toma tres valores que denotan los modos de exportación. En la primera categoría se encuentran las empresas que no exportan y venden sólo al mercado interno; en la segunda categoría, las que venden al mercado interno y exportan indirectamente; finalmente, en la tercera categoría, las empresas que venden al mercado interno y exportan directamente. Sin embargo, se reportan algunos casos de empresas que exportando indirectamente también lo hacen directamente. A este grupo de empresas se les clasificó en la segunda categoría, siguiendo a [Hessels y Terjesen \(2010\)](#).

El Cuadro 1 presenta la distribución de la muestra según el tamaño y los modos de exportación de las empresas. Un total de 612 firmas conforman el primer grupo, 114 el segundo grupo y 274 el tercero. Del primer grupo de empresas, los sectores económicos de mayor relevancia son ventas al por menor (17 por ciento de estas firmas se dedican a este rubro), alimentos (15 por ciento), productos metálicos fabricados (14 por ciento) y productos químicos (11 por ciento). Dentro del segundo grupo destacan los sectores económicos de confecciones (23 por ciento de estas firmas se dedican a este rubro), textiles (18 por ciento), alimentos (11 por ciento) y productos metálicos fabricados (11 por ciento). Por último, del tercer grupo de firmas, los sectores económicos más relevantes son el de alimentos (21 por ciento), confecciones (17 por ciento), productos químicos (13 por ciento), otras manufacturas (11 por ciento) y productos metálicos fabricados (10 por ciento).⁷ En cuanto al tamaño de la firma, son 350 las firmas que son pequeñas, es decir, que tienen un número de trabajadores entre 5 y 19, 378 las medianas con un número entre 20 y 99 trabajadores y 272 aquellas firmas grandes con 100 o más trabajadores.

Las estadísticas descriptivas de las variables que se utilizan en la estimación del modelo son presentadas en el Cuadro 2 (p. 69). Los datos que no provienen de la encuesta del Banco Mundial provienen del BCRP (tipo de cambio real bilateral y multilateral) y del Consejo Nacional de la Competitividad (Índice de Competitividad Regional).

3 RESULTADOS

En términos generales, se encuentra que las firmas se autoseleccionan de acuerdo a su nivel de productividad. Las firmas de menor productividad eligen producir únicamente para el mercado interno, las de productividad media optan por producir tanto para el mercado interno como exportar indirectamente, y

⁷ El número de empresas que se dedican únicamente a exportar directamente (sin servir al mercado interno) son 20, y las que exportan solo indirectamente (sin servir al mercado doméstico o exportar directamente) son 5.

CUADRO 2. Estadísticas descriptivas

	Media	Varianza	Mínimo	Máximo
Modos de Exportación	0.66	0.88	0.00	2.00
Tamaño	1.92	0.79	1.00	3.00
Éxito de programas en apertura de nuevos mercados	0.29	0.45	0.00	1.00
Propiedad extranjera	9.26	27.15	0.00	100.00
Reputación de exportación	0.24	0.43	0.00	1.00
Calidad del producto	0.29	0.45	0.00	1.00
Destreza de los trabajadores	21.70	22.52	0.00	100.00
Índice de competitividad regional (ICR)	3.45	0.97	1.00	4.00
Sector	0.76	0.18	0.00	1.00
Edad 1	21.72	17.89	0.00	160.00
Edad 2	13.81	24.30	0.00	18.00
Edad 3	3.96	0.08	0.00	4.00
Innovación del producto	0.47	0.50	0.00	1.00
Cumplimiento de contratos	1.44	0.76	0.00	4.00
Patente 1	0.09	0.08	0.00	1.00
Patente 2	0.44	0.25	0.00	1.00
Patente 3	0.26	0.19	0.00	1.00
Tipo de cambio real (TCR) bilateral	-11.31	42.28	-21.38	3.06
TCR multilateral	-0.68	21.76	-8.03	9.92
Costo de financiamiento	1.23	1.22	0.00	4.00

FUENTE: Encuesta a empresas privadas del Banco Mundial de 2010, BCRP, CNC.

las de mayor productividad deciden producir tanto para el mercado interno como exportar directamente. Es decir, existe un ordenamiento entre estas alternativas en los datos de corte transversal, característica que captura el modelo probit de datos ordenado. Los resultados son consistentes con los hallazgos de Verma y McWilliams (2013) y se presentan en detalle en el Cuadro 3 (p. 70).

La productividad total de factores es una variable latente que se asocia a diversos factores que se presentan en esta sección.⁸ Dado que la PTF no se puede observar, se eligen regresores observables que funcionen como su *proxy* y, mediante este procedimiento, contrastar la hipótesis modificada de autoselección de las firmas. Se encuentra que las variables edad, innovación del producto, cumplimiento de contratos, patentes, tipo de cambio real (TCR) y costo de financiamientos no son significativas, mientras que las que corresponden a las características de la firma y representan variables *proxy* de la PTF sí resultan significativas. Estos resultados son robustos a las distintas especificaciones del modelo (ver Cuadro 3). La especificación preferida es el Modelo 4, selección que se basa en los criterios de información de Schwarz y Akaike. Nótese, además, que los umbrales son positivos y significativos por lo que el modelo probit ordenado resulta ser aceptable para el análisis.⁹

La interpretación de los coeficientes obtenidos *a priori* consiste en que el signo de los mismos se mantiene para la alternativa de mayor jerarquía y tiene signo contrario aquella que corresponde a la de menor jerarquía. *A priori* no se puede establecer un efecto positivo o negativo para la alternativa

⁸ Para una revisión de los estudios sobre la PTF en el Perú, ver Céspedes y Ramírez-Rondán (2014).

⁹ Los regresores podrían entenderse como endógenos o variables de decisión de las firmas. Pero se pueden considerar como variables predeterminadas, débilmente exógenas, al menos en el corto plazo.

CUADRO 3. Estimaciones

VARIABLES	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4
Tamaño	0.4906*** (0.0835)	0.3892*** (0.0729)	0.4047*** (0.0694)	0.4101*** (0.0706)
Éxito en programas de apertura de nuevos mercados	1.1252*** (0.1317)	1.0989*** (0.1184)	1.1560*** (0.1186)	1.1073*** (0.1182)
Propiedad Extranjera	0.0057** (0.0024)	0.0057*** (0.0020)	0.0048** (0.0019)	0.0053*** (0.0020)
Reputación de Exportación	0.5979*** (0.1343)	0.7204*** (0.1213)	0.7511*** (0.1199)	0.7080*** (0.1212)
Calidad del Producto	0.2129* (0.1279)	0.2293** (0.1146)	0.2645** (0.1129)	0.2418** (0.1139)
Destreza de los trabajadores	0.0055** (0.0027)	0.0081*** (0.0022)	0.0058*** (0.0021)	0.0079*** (0.0022)
ICR	0.1751** (0.0785)	0.1770** (0.0711)	0.2627*** (0.0652)	0.1819*** (0.070)
Sector		0.6805*** (0.1548)		0.6476*** (0.1517)
Edad 1	0.0012 (0.0031)			
Innovación del producto	-0.0386 (0.1140)			
Cumplimiento de contratos	-0.0463 (0.0732)			
Patentes 1	0.2239 (0.2240)			
Patentes 2	0.0629 (0.1195)			
Patentes 3	0.0995 (0.1326)			
Edad 2		0.0135 (0.0140)		
Edad 3		0.1787 (0.2566)		
TCR Bilateral		0.0088 (0.0126)		
TCR Multilateral		0.0056 (0.0160)		
Costo de Financiamiento		0.0128 (0.0444)		
Primer umbral	2.4368*** (0.3231)	3.8176*** (0.9542)	2.7716*** (0.2598)	3.0284*** (0.2737)
Segundo umbral	3.0696*** (0.3268)	4.3919*** (0.9580)	3.3280*** (0.2609)	3.5987*** (0.2775)
Pseudo R^2	0.3046	0.3319	0.3138	0.3279
Criterio de Schwarz	1.5496	1.3792	1.3624	1.3443
Criterio de Akaike	1.4400	1.2917	1.3100	1.2860

NOTAS: Errores estándares robustos en paréntesis. *** denota p - value < 0.05 y * denota p - value < 0.10.

CUADRO 4. Efectos marginales y cambios en probabilidad

Variable	Prob(y = 0)	Prob(y = 1)	Prob(y = 2)	Suma
Propiedad extranjera	-0.002	0.001	0.001	0
Tamaño = 1	0.745	0.145	0.109	1
Tamaño = 2	0.599	0.195	0.206	1
Tamaño = 3	0.436	0.223	0.341	1
Cambio de probabilidad de 1 a 2	-0.147	0.050	0.097	0
Cambio de probabilidad de 2 a 3	-0.162	0.027	0.135	0
Cambio total (de 1 a 3)	-0.309	0.077	0.232	0
Éxito en programas ... = 0	0.726	0.153	0.121	1
Éxito en programas ... = 1	0.305	0.219	0.476	1
Cambio de probabilidad	-0.421	0.066	0.355	0
Reputación de exportaciones = 0	0.674	0.172	0.154	1
Reputación de exportaciones = 1	0.397	0.224	0.378	1
Cambio de probabilidad	-0.276	0.052	0.224	0
Calidad del producto = 0	0.637	0.184	0.179	1
Calidad del producto = 1	0.544	0.208	0.248	1
Cambio de probabilidad	-0.093	0.024	0.069	0
ICR = 1	0.76	0.14	0.10	1
ICR = 2	0.71	0.16	0.13	1
ICR = 3	0.64	0.18	0.18	1
ICR = 4	0.57	0.20	0.23	1
Cambio de probabilidad de 1 a 2	-0.06	0.02	0.03	0
Cambio de probabilidad de 2 a 3	-0.06	0.02	0.04	0
Cambio de probabilidad de 3 a 4	-0.07	0.02	0.05	0
Cambio total (de 1 a 4)	-0.19	0.06	0.13	0
Sector = 0	0.78	0.13	0.09	1
Sector = 1	0.55	0.21	0.25	1
Cambio de probabilidad	-0.23	0.08	0.15	0
<i>Efectos marginales (continuos)</i>				
Propiedad extranjera	-0.002	0.001	0.001	0
Destreza de los trabajadores	-0.003	0.001	0.002	0

FUENTE: : Cálculos en base a la encuesta a las empresas privadas del Banco Mundial en el 2010, CNC. En la última columna, las probabilidades deben sumar 1 y los cambios en probabilidad o efectos marginales 0. Conforme a Liao (1994), esta condición es necesaria pero no suficiente y verifica la exactitud de los resultados.

intermedia, por lo que se realizan los cálculos de efectos marginales presentados en el Cuadro 4 (p. 71), para una especificación que incluye únicamente los coeficientes con un grado de significancia de al menos a un 10 por ciento (Modelo 4). En adelante se discute los resultados por cada variable explicativa.

Tamaño

Esta variable discreta se define por el número de trabajadores de la empresa y toma 3 valores: 1 si la empresa tiene entre 5 y 19 trabajadores (pequeña), 2 si tiene entre 20 y 99 trabajadores (mediana), y 3 si

está en el rango de más de 100 trabajadores (grande). De acuerdo con [Abel-Koch \(2013\)](#), existe evidencia empírica de una fuerte relación entre el tamaño de las firmas medida por su número de trabajadores y la productividad de las mismas.

Los resultados de la estimación muestran que el impacto que tiene en la modalidad de vender sólo al mercado interno es negativo (-0.31) y se reduce conforme aumenta el tamaño (de -0.15 a -0.16). El impacto en la probabilidad de exportar indirectamente y servir al mercado interno, si bien positivo (0.08), se reduce o es decreciente conforme el tamaño aumenta (de 0.05 a 0.03), y el impacto en la probabilidad de exportar directamente y vender al mercado interno es positivo (0.23) y aumenta o es creciente conforme se incrementa el tamaño (de 0.10 a 0.13). Su coeficiente estimado es positivo, alto y significativo (0.41).

Se generaliza a las hipótesis respecto del tamaño de [Abel-Koch \(2013\)](#) y [Tello \(2012\)](#), dado que cada autor sólo considera la elección binaria de exportar indirectamente o directamente, y exportar o no hacerlo, respectivamente, junto con las consideraciones de [Verma y McWilliams \(2013\)](#). En la misma línea, [Pagano y Schivardi \(2003\)](#) demuestran que firmas de mayor tamaño fomentan mayor productividad al permitir a las empresas aprovechar economías de escala y alcance. Por último, el tamaño podría ser adicionalmente una *proxy* del nivel de integración vertical u horizontal de la firma.

Éxito de programas para la apertura de nuevos mercados

Esta variable discreta se define como la percepción de las firmas encuestadas del éxito del uso de servicios o programas, financiados por el gobierno, en la apertura de nuevos mercados en los últimos tres años. Toma 2 valores: 1 si se percibe éxito y 0 si no. En particular, esta variable recoge el éxito percibido de programas o servicios realizados por la firma en asistencia técnica, formación en tecnologías de información, administración, contabilidad, marketing, logística, entre otros.

El cambio en probabilidad es negativo para la elección de no exportar y producir para el mercado interno (-0.42) y es positivo para las opciones de exportar aunque menor para la de exportar indirectamente y vender al mercado interno (0.07) que directamente y vender al mercado interno (0.36). Su coeficiente estimado es positivo, es más alto que el resto de variables explicativas y significativo (1.107).

Propiedad Extranjera

Esta variable continua indica el porcentaje de propiedad de la firma poseído por inversores privados foráneos. Siguiendo a [Abel-Koch \(2013\)](#), la propiedad foránea puede aliviar los problemas de información asociados a la entrada a mercados externos y por tanto minimizar la probabilidad de vender al mercado interno y el uso de intermediarios.

Se halla que el efecto marginal es negativo para la decisión de vender al mercado interno (-0.002), positivo para la decisión de exportar con intermediarios comerciales y vender al mercado interno (0.0006) pero menor al efecto marginal positivo de exportar directamente y vender al mercado interno (0.0015). No obstante, estos efectos marginales resultan ser muy pequeños dado el nivel del coeficiente estimado (0.005), aunque sea significativo.

Reputación de Exportación

Esta variable discreta revela la decisión de promoción de exportaciones en los últimos 3 años por parte de las firmas, con valor de 1 si toma esta decisión y 0 en caso contrario. De acuerdo con [Felbermayr y Jung \(2011\)](#), la productividad depende de la reputación de la marca. Por tanto, esta es una variable que representa la reputación de la marca de los productos de exportación.

El cambio en probabilidad es negativo para la elección de no exportar y producir para el mercado

interno (-0.28) y positivo para las opciones de exportar aunque menor para la de exportar indirectamente y vender al mercado interno (0.05) que directamente y vender al mercado interno (0.22). Su coeficiente estimado es positivo, alto y significativo (0.708).

Calidad del Producto

Esta variable discreta se define como la obtención de certificados de calidad (o de exportación) con valor de 1 si se obtuvieron y 0 en caso contrario. Conforme a [Abel-Koch \(2013\)](#), firmas con alta calidad de sus productos confían menos en intermediarios comerciales. A su vez, es usual que los mercados extranjeros sean más exigentes que el interno.

Se encuentra que el cambio en probabilidad es negativo para la elección de no exportar y producir para el mercado interno (-0.09) y positivo para las opciones de exportar aunque menor para la de exportar indirectamente y vender al mercado interno (0.02) que directamente y vender al mercado interno (0.07). Su coeficiente estimado es positivo y significativo (0.242).

Sector

Esta variable es discreta. Permite evaluar si la firma que pertenece al sector manufacturero exhibe mayor productividad. Captura las brechas de productividad entre sectores.

El cambio en probabilidad es negativo para la elección de no exportar y producir para el mercado interno (-0.23) y positivo para las opciones de exportar aunque menor para la de exportar indirectamente y vender al mercado interno (0.08) que directamente y vender al mercado interno (0.15). Su coeficiente estimado es positivo, alto y significativo (0.648).

Destreza de los trabajadores

Esta variable continua indica la fracción de trabajadores permanentes que han tenido un grado universitario a 2009, como medida de la destreza de los trabajadores dentro de cada firma. La exportación de bienes sofisticados requiere de una alta destreza de la mano de obra. Asimismo, tal como lo señala [Abel-Koch \(2013\)](#), el riesgo de extracción de rentas por parte de intermediarios comerciales reducen los incentivos a elaborar productos sofisticados, intensivos en innovación, que dependen de mano de obra con destrezas elevadas.

Se halla que el efecto marginal es negativo para la decisión de vender sólo al mercado interno (-0.003), positivo para la decisión de exportar con intermediarios comerciales y producir para el mercado interno (0.001) pero menor al efecto marginal positivo de exportar directamente y producir para el mercado interno (0.002). Sin embargo, estos efectos marginales resultan ser muy pequeños dado el nivel del coeficiente estimado (0.008), aunque significativos.

Índice de Competitividad Regional (ICR)

El ICR es construido anualmente por el CNC y está compuesto por ocho pilares: a saber, institucionalidad, infraestructura, salud, educación, innovación, medio ambiente, evolución sectorial y desempeño económico. A través de este indicador se presenta el desempeño de las regiones en la mejora de su competitividad en los últimos cinco años. Es una variable discreta de cuatro valores que pretende capturar las brechas de productividad entre las ciudades. El valor de 1 es si la firma pertenece al departamento de La Libertad (ciudad de Trujillo) que en 2010 consiguió el octavo lugar según el ICR, 2 si es del departamento de Lambayeque (ciudad de Chiclayo) que obtuvo el sexto lugar, 3 si es de Arequipa (ciudad de Arequipa) que logró el segundo lugar y 4 si es de Lima (ciudad de Lima) que obtuvo el primer lugar.

El impacto es negativo para la decisión de vender al mercado interno (-0.19) y decreciente (baja de -0.059 a -0.065 y a -0.07) conforme aumenta el valor de la variable ICR. El impacto es positivo para la decisión de exportar indirectamente y producir para el mercado interno (0.06) pero se reduce o es decreciente conforme aumenta el valor de la variable ICR (de 0.024 a 0.022 y luego a 0.02). El impacto es positivo para la decisión de exportar a través de filiales de distribución establecidas en el exterior y producir para el mercado interno (0.13) y es mayor al de exportar vía intermediarios comerciales. Asimismo, es creciente (de 0.03 a 0.04 y a 0.05) conforme aumenta el valor de la variable. Su coeficiente es positivo y significativo (0.182).

Edad

Son tres las variables continuas de edad que se han considerado para la estimación. La primera (edad 1) es medida por los años que han transcurrido desde que la empresa comenzó sus operaciones. Tal como [Abel-Koch \(2013\)](#) establece, ésta es una variable *proxy* de la experiencia de la firma o aprendizaje. La segunda (edad 2) es medida por los años transcurridos desde 1992, año en el que se hizo efectiva la Ley de Preferencias Arancelarias Andinas y Erradicación de la Droga, ATPDEA (promulgada el 4 de diciembre de 1991). Es decir, si la firma se creó después de ese año, se cuentan el número de años hasta el 2010. La tercera (edad 3) es medida de la misma manera que la anterior pero desde 2006, año en el que se firmó el Tratado de Libre Comercio (TLC) con EEUU y si la firma se creó después de ese año, se cuentan el número de años hasta 2010. Estas variables también tratan de recoger si puede cumplirse la hipótesis de *learning by exporting*, en contraste de la hipótesis de autoselección, la cual indicaría una causalidad contraria de exportaciones hacia productividad.

A la luz de los resultados, se rechaza esta variable dado que no es significativa. Este resultado para la variable edad o experiencia puede deberse a que impacta de igual forma a las tres modalidades o a que la experiencia o el aprendizaje de las firmas no tienen efectos permanentes, como en [Kneller \(2012\)](#).

Innovación del producto

Esta variable discreta asume el valor de 1 si se realizaron actividades de innovación del producto en los últimos tres años y 0 en caso contrario. No obstante, se rechaza a esta variable como determinante de los modos de exportación al no ser significativa. La innovación puede ser una variable compartida por las tres opciones. Asimismo, [CEPAL \(2010\)](#) sostiene que desde 1990 hasta fines de la década siguiente, los sectores manufactureros latinoamericanos adoptaron tecnología pero principalmente la importaron y han mostrado falta de capacidad endógena de innovación.

Cumplimiento de contratos

Esta variable discreta toma valores de 0 a 4 e indica la valoración del sistema judicial peruano, *proxy* del cumplimiento de contratos. De acuerdo con [Abel-Koch \(2013\)](#), un sistema judicial que provea mayor cumplimiento de contratos y de los derechos de propiedad reduciría el riesgo de extracción de rentas de los intermediarios comerciales. No obstante, resulta no ser significativa.

Patentes

Son tres las variables de patentes que se han considerado para la estimación. La primera es la obtención de patentes fuera del país (patente 1), la segunda similar pero dentro del país (patente 2) y la tercera el uso de patentes para nuevos productos o procesos (patente 3). Estas tres variables son discretas y toman valores de 1 si la respuesta es afirmativa y 0 si es negativa. Pero resultan no ser significativas, pudiendo reflejar el bajo énfasis de las empresas en el uso de patentes.

Tipo de cambio real

Esta variable es definida como el precio relativo de bienes extranjeros en términos de bienes internos. Son dos las variables de tipo de cambio real (TCR) las consideradas para la estimación. La primera consiste en la variación porcentual del tipo de cambio real bilateral desde que la firma empezó a operar (si lo hizo antes de 1992, es desde 1992) hasta 2010. La segunda sigue la misma lógica pero emplea el TCR multilateral. De acuerdo con [Rodrik \(2008\)](#), aumentos del TCR, una depreciación real, funciona como un subsidio a la producción de transables y como un impuesto al consumo de transables por lo que se presume un impacto positivo en el modo de exportación de la firma. Esta variable resulta ser no significativa, lo que va en línea con [Tello \(2012\)](#). Es decir, que los instrumentos tradicionales para fomentar exportaciones como el TCR no influyen en su capacidad exportable.

Costos de financiamiento

Esta variable contrasta el acceso al financiamiento como un obstáculo para la firma. Se espera una mayor probabilidad de vender al mercado interno, menor para las exportaciones vía intermediarios comerciales y aún menor para las que deciden hacerlo directamente. Sin embargo, tiene el signo contrario al esperado y no es significativo. Este costo podría estar siendo recogido en los umbrales estimados.

4 CONCLUSIONES

En este trabajo se propone un modelo para analizar el proceso de elección de las firmas de las principales ciudades del país de tres modos de exportación: (i) no exportar y orientarse únicamente al mercado interno, (ii) exportar vía intermediarios comerciales, y (iii) exportar a través de filiales de distribución establecidas en el exterior. Se verifica la hipótesis modificada de autoselección de las firmas, que indica que las firmas se autoseleccionan de acuerdo a su nivel de productividad. Por ende, se debe considerar el rol que tienen los intermediarios comerciales y los riesgos de extracción de rentas de los mismos.

Los resultados muestran que las variables asociadas a la productividad factorial total, no observable, que representan características de las firmas son su tamaño, su tipo de propiedad (extranjera o no), calidad del producto, destreza de los trabajadores, índice de competitividad regional, éxito en programas de apertura de nuevos mercados, reputación de exportación y si pertenece al sector manufacturero.

Finalmente, queda en agenda emplear datos de panel para darle dimensión temporal al modelo y realizar un análisis de la entrada y salida de las firmas, los cambios intertemporales en las decisiones de elección en los modos de exportación, el cálculo de la tasa de mortandad y extensión de vida de las firmas. Se podría, además, evaluar el modelo con firmas formales e informales y ampliar el estudio a las empresas de todos los sectores económicos, evaluando a cada sector, así como incorporar a todas las regiones del Perú. Asimismo, es deseable evaluar el rol de los intermediarios comerciales en el comercio inter e intrarregional dentro del Perú. Por último, se pueden incorporar fallas de mercado y de gobierno al modelo, así como endogeneizar las decisiones de innovación de la firma.

REFERENCIAS

- Abel-Koch, J. (2013), "Who uses intermediaries in international trade? Evidence from firm-Level survey data", *The World Economy*, 36(8), 1041-1064.
- Bai X., K. Krishna y M. Hong(2012), "How you export matters: Export mode, learning and productivity in China", Edición mimeografiada.

- CEPAL (2010), “Structural heterogeneity and productivity gaps: from fragmentation to convergence”, capítulo 3 de *Time for equality: Closing the gaps, Opening Trails*.
- Céspedes, N. y N. Ramirez-Rondán (2014), “Total factor productivity estimation in Peru: Primal and dual approaches”, Pontificia Universidad Católica del Perú, *Economía*, 37(73), 9-39.
- Céspedes, N., M. Aquije, A. Sánchez y R. Vera-Tudela (2014), “Productividad y tratados de libre comercio a nivel de empresas en Perú”, Banco Central de Reserva del Perú, Documento de Trabajo 2014-14.
- Felbermayr, G. y B. Jung (2011), “Trade intermediation and the organization of exporters”, *Review of International Economics*, 19(4), 634-648.
- Helpman, E., M. J. Melitz y S. Yeaple S. (2004), “Export versus FDI with heterogeneous firms”, *American Economic Review*, 94(1), 300-316.
- Hessels, J. y S. Terjesen (2010), “SME choice of indirect and direct export modes: Resource dependency and institutional theory perspectives”, *Small Business Economics*, 34(2), 203-220.
- Kneller, R. (2012), “Exports and productivity: The issue of causality”, University of Nottingham, 15th FIW-Workshop: The Trade-Productivity Nexus in the European Economy.
- Liao, T. (1994), *Interpreting Probability Models*, Sage Publications.
- Matha, T. (2001), “Non-tariff barriers, market access, and trade”, SSE/EFI Working Paper Series in Economics and Finance 455.
- Melitz, M. (2003), “The impact of trade on intraindustry reallocations and aggregate industry Productivity”, *Econometrica*, 64(6), 1695-1725.
- Pagano, P. y F. Schivardi (2003), “Firm size distribution and growth”, *Scandinavian Journal of Economics*, 105(2), 255-274.
- Petrovito, F., A. Pozzolo y L. Salvataci (2013), “Internationalization choices: an ordered probit analysis at industry level”, Università degli Studi del Molise, Economics and Statistics Discussion Paper 071.
- Rodrik, D. (2008), “The real exchange rate and economic growth”, *Brookings Papers on Economic Activity*, 39(2), 365-439.
- Tello, M. (2005), “Los factores de competitividad en el Perú”. Centrum: Centro de Negocios.
- Tello, M. (2008), “Barreras no arancelarias y protección externa e interna de los productos transables agropecuarios: el caso del Perú, 2000-2008”. Informe Final. Consorcio de Investigación Económica y Social.
- Tello, M. (2012), “Costos de entrada a exportar, diversificación y productividad: Un enfoque a nivel de firmas manufactureras en el Perú: 2002-2007”. Centrum: Centro de Negocios.
- Tello, M. (2014), “La capacidad exportable del Perú”. Centrum: Centro de Negocios.
- Tirole, J. (1988), *The Theory of Industrial Organization*, MIT Press.
- Vaughan, D. (2005), “Tratado de libre comercio y barreras no arancelarias. Un análisis crítico”, Dirección de Estudios Económicos, Departamento Nacional de Planeación, República de Colombia, Archivos de Economía, Documento 281.
- Verma, R. y B. McWilliams (2013), “The U-Shaped relationship between firm productivity and export intensity”. Latin American and Caribbean Economic Association (LACEA) and Latin American Meeting of the Econometric Society (LAMES).



CONVOCATORIA PARA PUBLICACIÓN EN LA REVISTA ESTUDIOS ECONÓMICOS

La *Revista Estudios Económicos* (REE) es una publicación del Banco Central de Reserva del Perú que tiene como objetivo la divulgación de investigaciones económicas en temas de interés para el Banco Central de Reserva del Perú y la economía peruana. Las principales áreas de interés de la REE incluyen macroeconomía, política monetaria, economía internacional, política económica y finanzas.

El Comité Editorial de la REE invita a investigadores del BCRP y de otras instituciones a enviar trabajos para ser evaluados para su publicación en esta revista.

INSTRUCCIONES PARA AUTORES

1. **Envíos.** Se recomienda el envío del manuscrito por vía electrónica a la dirección **ree@bcrp.gob.pe**.

Alternativamente, los manuscritos pueden ser enviados en 3 copias impresas, a una cara por página, a la siguiente dirección postal:

Editores Revista de Estudios Económicos
Sub Gerencia de Investigación Económica
Banco Central de Reserva del Perú
Jr. Miró Quesada 441 - 445
Lima 1, Perú.

- (a) Los manuscritos presentados deben ser trabajos originales no publicados en ningún otro medio. Asimismo no deben ser sometidos para publicación en algún otro medio al mismo tiempo que son sometidos para la publicación en la REE.
 - (b) Las remisiones pueden ser hechas en formatos PDF, Word o TeX.
 - (c) Los manuscritos deben ser escritos en **español**. Debe evitarse utilizar términos en otro idioma. De ser absolutamente necesario, estos términos deben ser escritos en letras cursivas.
 - (d) Los manuscritos serán sometidos a una evaluación por parte de los Editores de la REE, quienes se reservan el derecho de rechazar cualquier manuscrito que no cumpla con los estándares de la REE.
 - (e) La remisión de trabajos a la REE implica la aceptación por parte de los autores de las condiciones aquí especificadas.
2. **Manuscrito.** Los trabajos deben ser escritos a doble espacio, en formato A4 y sobre una sola cara. El artículo debe ser dividido en secciones. El tamaño del manuscrito no debe exceder la longitud de 40 páginas escritas a doble espacio, incluyendo bibliografía, anexos, gráficos y cuadros. Los autores son responsables de revisar el texto y las referencias bibliográficas para evitar errores que entorpezcan la labor editorial de los Editores de la REE.

3. **Portada.** La primera página debe contener el título completo del artículo así como nombres, afiliaciones, dirección completa, número de teléfonos y correos electrónicos de los autores. Debe contener además un resumen con un máximo de 300 palabras. Se deben incluir al menos tres “palabras clave” y tres códigos de la clasificación JEL. Los agradecimientos aparecerán en la primera nota al pie del texto.
4. **Gráficos y cuadros.** Los gráficos y cuadros deben aparecer al final del texto o ser enviados en archivos separados. Los cuadros y gráficos deben ser numerados de manera independiente y consecutiva utilizando los términos “Cuadro” y “Gráfico” (por ejemplo, Cuadro 1, Gráfico 1, Cuadro 2,...). No utilizar los términos “Tabla” o “Figura”.

De ser necesario, los Editores de la REE podrán solicitar los cuadros o los datos de los gráficos en formatos que permitan incorporar modificaciones o ediciones de forma, de acuerdo con el estilo de la REE (por ejemplo, en MS Excel).

5. **Notas al pie de página.** Las notas deben aparecer al pie de la página respectiva y su numeración debe ser consecutiva. Se recomienda minimizar el uso de notas al pie de página y evitar el uso de las mismas para referencias bibliográficas.
6. **Referencias bibliográficas.** Las citas en el texto serán de la siguiente manera: Engle (1982), Gonzalo y Ng (2001), Céspedes y otros (2004). Toda cita textual debe aparecer entre comillas “...” y su referencia debe contener el número de las páginas de donde proviene el texto: (Adolfson, 2007, p. 470), (Gordon y Leeper, 1994, p. 1244), (Vega y otros, 2009, pp. 52-53). Del mismo modo, de tratarse de una monografía o libro, debería incluirse el número de sección, capítulo o página: Hamilton (1994, sección 18.2), Durbin y Koopman (2001, cap. 4), Carnot y otros (2011, pp. 103-115).

Las referencias bibliográficas deben aparecer listadas en orden alfabético al final del texto y comprender únicamente citas incluidas en el texto. A continuación, se describe el estilo de citación de la REE.

Los artículos provenientes de **revistas académicas especializadas** y ampliamente conocidas (“journals”) deben ser citados de la siguiente manera:

Adolfson, M. (2007), “Incomplete exchange rate pass-through and simple monetary policy rules”, *Journal of International Money and Finance*, 26(3), 468-494.

Céspedes, L., R. Chang y A. Velasco (2004), “Balance sheet and exchange rate policy”, *American Economic Review*, 94(4), 1183-1193.

Engle, R. F. (1982), “Autoregressive conditional heteroskedasticity with estimates of the variance of the United Kingdom inflation”, *Econometrica*, 50(4), 987-1007.

Gonzalo, J. y S. Ng (2001), “A systematic framework for analyzing the dynamic effects of permanent and transitory shocks”, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 25(10), 1527-1546.

Gordon, D. y E. Leeper (1994), “The dynamic impacts of monetary policy: An exercise in tentative identification”, *Journal of Political Economy*, 102(6), 1228-1247.

En el caso de artículos de **revistas especializadas editadas por bancos centrales** u otras instituciones afines, debe incluirse el nombre de la institución. Los artículos de la REE y de la Revista *Moneda* corresponden a esta categoría:

Armesto, M. T., K. M. Engemann y M. T. Owyang (2010), “Forecasting with mixed frequencies”, Federal Reserve Bank of St. Louis, *Review*, November/December, 521-536.

McLaren, N. y R. Shanbhogue (2011), “Using internet search data as economic indicators”, Bank of England, *Bank of England Quarterly Bulletin*, 51(2), 134-140.

Monge, A. and D. Winkelried (2009), “PPC y convergencia de precios: Un análisis para las ciudades del Perú”, Banco de la República, *Ensayos de Política Económica*, 27(58), 56-105.

Vega, M., S. Bigio, D. Florián, G. Llosa, S. Miller, N. Ramírez, D. Rodríguez, J. Salas y D. Winkelried (2009), “Un modelo semi-estructural de proyección para la economía peruana”, Banco Central de Reserva del Perú, *Revista Estudios Económicos*, 17, 51-83.

Winkelried, D. (2010), “Sobre los determinantes de la inflación”, Banco Central de Reserva del Perú, *Revista Moneda*, 145, 12-16.

Para artículos que forman **parte de compilaciones** debe especificarse el nombre de los editores o compiladores y los datos editoriales de la compilación:

Caballero, R. (1999), “Aggregate investment”, en Taylor, J. y M. Woodford (eds.), *Handbook of Macroeconomics*, Elsevier, vol. 1, cap. 12, 813-862.

Levine, R. (2005), “Finance and growth: Theory and evidence”, en P. Aghion y S. N. Durlauf (eds.), *Handbook of Economic Growth*, Elsevier, vol. 1A, cap. 12, 865-934.

Mihaljek, D. y M. Klau (2008), “Exchange rate pass-through in emerging market economies: What has changed and why?”, en Bank for International Settlements (ed.), *Transmission Mechanisms for Monetary Policy in Emerging Market Economies*, BIS Papers chapters 35, 103-130.

Reinhart, C. y V. Reinhart (2002), “What hurts emerging markets most? G-3 exchange rate or interest rate volatility?”, en Edwards, S. y J. Frankel (eds.), *Preventing Currency Crises in Emerging Markets*, University of Chicago Press for the National Bureau of Economic Research, 133-170.

Romer, C. y D. Romer (1989), “Does monetary policy matter? A new test in the spirit of Friedman and Schwartz”, en Blanchard, O. y S. Fischer (eds.), *NBER Macroeconomics Annual*, MIT Press, 9, 13-57.

En el caso de documentos pertenecientes a series de **documentos de trabajo** (*working papers*), debe especificarse la institución de la serie y el número del documento:

Abiad, A., B. Gultekin, R. Mariano y T. Shabbir (2002), “Markov chains in predictive models on currency crises, with application to Southeast Asia”, Penn Institute for Economic Research, Working Paper 02-013.

Carrera, C. y M. Binici (2006), “Exchange rate pass-through and monetary policy: Evidence from OECD countries”, Banco Central de Reserva del Perú, Documento de Trabajo 2006-009.

Edwards, S. (2002), “Does the current account matter?”, NBER Working Paper 8275.

Elekdag, S. e I. Tchakarov (2004), “Balance sheets, exchange rate policy and welfare”, IMF Working Paper 04/63.

Escobal J. y M. Castillo (1994), “Sesgos en la medición de la inflación en contextos inflacionarios: El caso peruano”, Grupo de Análisis para el Desarrollo (GRADE), Documento de Trabajo 21.

Finalmente, el estilo de citación para **monografías y libros** es el siguiente:

Amemiya, T. (1985), *Advanced Econometrics*, Harvard University Press.

Cameron, A. C. y P. K. Trivedi (2005), *Microeconometrics: Methods and Applications*, Cambridge University Press.

Durbin, J. y S. J. Koopman (2001), *Time Series Analysis by State Space Methods*, Oxford Statistical Science Series 24, Oxford University Press.

Rao, C. R., H. Toutenburg, Shalabh y C. Heumann (2008), *Linear Models and Generalizations: Least Squares and Alternatives*, 3era edición extendida, Springer Series in Statistics, Springer-Verlag.

7. **Pruebas de imprenta.** Los editores de la REE se reservan el derecho de modificar fragmentos del texto para fines editoriales, de diagramación y de estilo narrativo. El autor de correspondencia recibirá pruebas del manuscrito electrónicamente para su revisión y corrección. Las pruebas deben ser corregidas en un lapso 48 horas, de otro modo la publicación podría ser pospuesta.

8. **Distribución de copias.** El autor de correspondencia recibirá vía correo electrónico una copia en PDF de su artículo aceptado. Si el autor deseara recibir copias impresas por correspondencia postal, deberá solicitarlas a la oficina de publicación, en cuyo caso recibirá 3 ejemplares gratuitos. Copias adicionales pueden ser solicitadas a la oficina de publicación a un costo adicional.
9. **Derechos de publicación.** Una vez que un manuscrito es aceptado para su publicación, los respectivos autores deberán enviar el formulario de derechos de publicación cumplimentado a la oficina de publicación. Dicho documento es requisito para la publicación del manuscrito y asegura la correcta y amplia disseminación de la investigación. Los autores pueden utilizar el artículo publicado en otros ámbitos, toda vez que soliciten el permiso correspondiente al Comité Editorial de la REE.

Comité Editorial

Revista Estudios Económicos

Banco Central de Reserva del Perú



REVISTA ESTUDIOS ECONÓMICOS

NÚMERO 27 - Junio 2014

Intervención cambiaria en el Perú: 2007 a 2013. *R. Rossini, Z. Quispe y E. Serrano*

Medidas macroprudenciales aplicadas en el Perú. *M. Choy y G. Chang*

El canal de crédito en el Perú: Una aproximación SVAR. *H. Viladegut y M. Cabello*

La duración del desempleo en Lima Metropolitana. *V. Belapatiño, N. Céspedes y A. Gutiérrez*

Un modelo para el sistema de pensiones en el Perú. *J. Alonso, R. Sánchez y D. Tuesta*

NÚMERO 26 - Diciembre 2013

Modelo de Proyección Trimestral del BCRP: Actualización y novedades. *D. Winkelried*

Grado de inversión y flujos de inversión directa extranjera a economías emergentes. *E. Sánchez*

Construyendo un índice coincidente de recesión: Una aplicación para la economía peruana. *L. Mendoza y D. Morales*

Regímenes cambiarios y desempeño macroeconómico: Una evaluación de la literatura. *E. Lahura y M. Vega*

NÚMERO 25 - Junio 2013

La autoridad macroprudencial: Poderes, alcance y rendición de cuentas. *C. A. E. Goodhart*

El rol del dinero en modelos neokeynesianos. *B. T. McCallum*

Flujo de capitales, política monetaria e intervención cambiaria en el Perú. *R. Rossini, Z. Quispe y D. Rodríguez*

El crecimiento del crédito en América Latina: ¿Desarrollo financiero o *boom* crediticio? *N. J. H. Hansen y O. Sulla*

Socios comerciales y crecimiento en América Latina. *D. Winkelried y M. A. Saldarriaga*

NÚMERO 24 - Diciembre 2012

Fricciones financieras y el diferencial de tasas de interés en una economía dolarizada. *H. Vega*

Respuestas de política a la crisis financiera global: ¿Qué hicieron diferente las economías emergentes? *F. Ceballos, T. Didier, C. Hevia y S. L. Schmukler*

El crecimiento del crédito y la efectividad de los requerimientos de encaje y otros instrumentos macroprudenciales en América Latina. *C. E. Tovar, M. Garcia-Escribano y M. Vera Martin*

Desigualdad monetaria en un contexto de rápido crecimiento económico. *G. Yamada, J. F. Castro y J. L. Bacigalupo*

Dinámica inflacionaria regional y el esquema de metas de inflación en el Perú. *D. Winkelried y J. E. Gutiérrez*

La relación histórica de los números de la Revista Estudios Económicos se encuentra en:

<http://www.bcrp.gob.pe/publicaciones/revista-estudios-economicos/ejemplares-publicados.html>