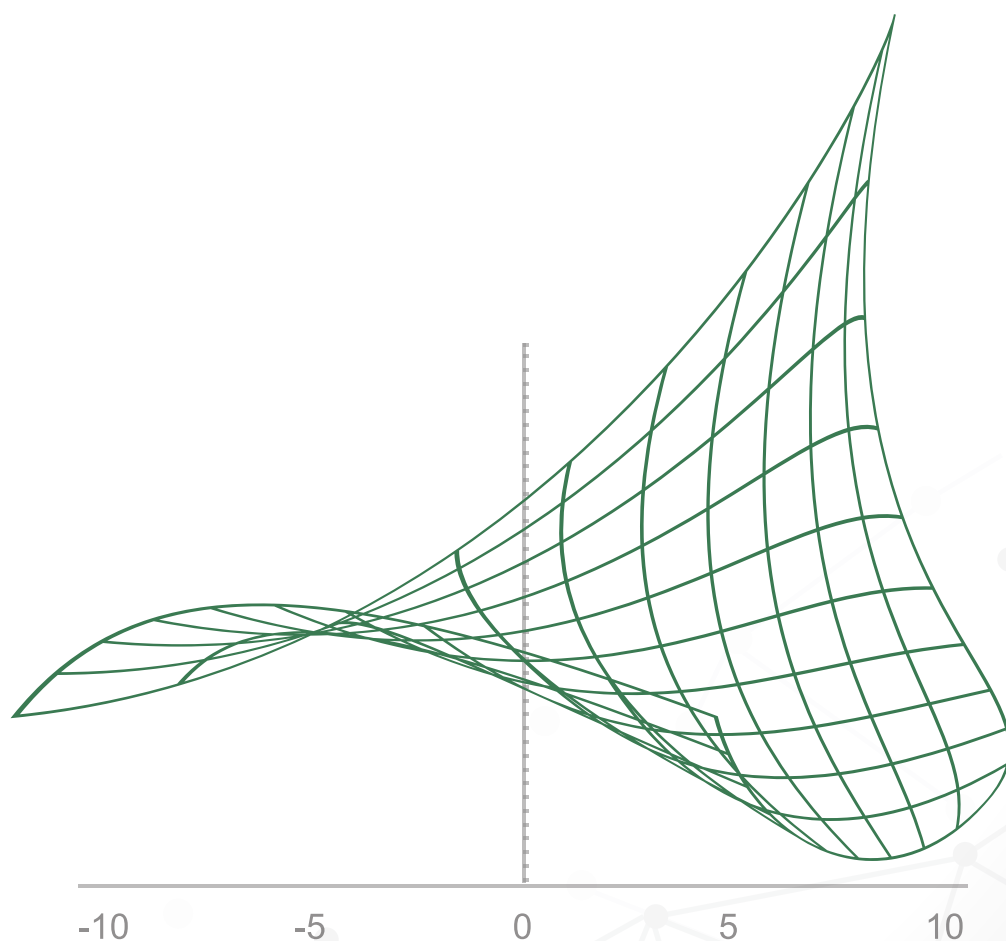




REVISTA ESTUDIOS ECONÓMICOS



Página en blanco

Derechos reservados conforme a ley
© Banco Central de Reserva del Perú
Jr. Santa Rosa 441-445
Lima 1
Perú

El material de esta revista puede ser citado, reproducido o distribuido parcialmente siempre y cuando se acredite a la *Revista Estudios Económicos* y a los autores correspondientes. La reproducción o reimpresión total de artículos requiere del permiso escrito del Banco Central de Reserva del Perú.

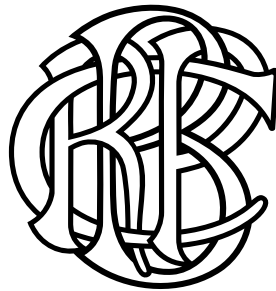
ESTUDIOS ECONÓMICOS

ISSN 1028-6438

Hecho el depósito legal en la Biblioteca Nacional del Perú 97-1316

ESTUDIOS ECONÓMICOS 40

BANCO CENTRAL DE RESERVA DEL PERÚ



DICIEMBRE 2022

Página en blanco

ESTUDIOS ECONÓMICOS 40

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)

Paul Castillo Carlos Montoro Fernando Vásquez Marco Vega

EDITORES ASOCIADOS

Marco Ortiz (Universidad del Pacífico)

Gabriel Rodríguez (Pontificia Universidad Católica del Perú)

Diego Winkelried (Universidad del Pacífico)

EDITORES DE PUBLICACIÓN

Juan Carlos Aquino 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

Los Efectos de la Política Fiscal sobre la Actividad Económica en el Perú 9

Teresa Castillo y Erick Lahura

El objetivo de esta investigación es estimar los efectos de la política fiscal sobre la actividad económica en el Perú. Para esto se utilizan datos trimestrales que abarcan el período 2000-2018 y se estiman vectores autorregresivos estructurales (SVARs). La identificación de los choques estructurales se basa en la metodología propuesta por Blanchard y Perotti (2002), en la cual los choques tributarios y de gasto público son identificados a partir de un modelo semi-estructural que explota la información sobre los rezagos en la implementación de la política fiscal y la elasticidad de las variables fiscales respecto a la actividad económica. Los resultados obtenidos indican que un aumento en el gasto tiene un efecto positivo, significativo y persistente sobre la actividad económica, mientras que una mayor carga impositiva tiene un efecto negativo, poco significativo y temporal. También se encuentra que el impacto del gasto es mayor al de los ingresos tributarios, y que el impacto de gasto de capital predomina frente al del gasto corriente. Los resultados obtenidos se mantienen estables para diferentes submuestras, diferentes supuestos sobre la elasticidad de la recaudación respecto del PBI y diferentes medidas de PBI.

La Migración Interna en el Perú, 2012-2017 35

Mario Huarancca, Willy Alanya y Renzo Castellares

Este documento analiza la migración interna reciente a nivel distrital y provincial, así como sus determinantes, utilizando información de los censos de población y vivienda de 2007 y 2017. Entre los principales resultados se encuentra que la menor pobreza y ruralidad, así como el mayor acceso a servicios (agua por red pública, electricidad y educación) en los distritos de destino, explican la migración entre los años 2012-2017. Asimismo, los datos recientes revelan que la emigración se orienta hacia los distritos de mayor población antes que a ciudades intermedias, y que tanto la migración como el crecimiento poblacional se concentran en pocos distritos.

**Desarrollo de un Indicador de Actividad Económica Regional y
Pronósticos del Valor Agregado Bruto: El Caso de Loreto. 59**
Fritz Gian Pier Alva Da Silva y Mario André López Rojas

Haciendo uso de un modelo de factor dinámico bayesiano y utilizando series económicas con frecuencia mixta se obtiene una herramienta para la estimación trimestral latente no observada de la actividad económica de Loreto. Asimismo, ello permite generar pronósticos de manera adelantada a la publicación oficial correspondiente al Valor Agregado Bruto anual de la región. Los resultados muestran que el indicador de actividad económica es coincidente con el comportamiento económico regional y nacional. Además, se evidencia que los pronósticos sobre el Valor Agregado Bruto de Loreto tienen un buen nivel de precisión ya que los pronósticos se desvían en promedio un 1,5% (resultado de la raíz del error cuadrático medio – RECM) de los datos reales.



CONTENTS

The Effects of Tax Policy on Economic Activity in Peru 9

Teresa Castillo and Erick Lahura

We estimate the effects of fiscal policy on economic activity in Peru by using quarterly data for the period 2000-2018. The empirical analysis is based on the estimation of a structural VAR model. The tax and government spending shocks are identified by using the Blanchard and Perotti (2002) approach, which exploits information on the timing of fiscal policy implementation and the elasticity of fiscal variables with respect to economic activity. The results show that an increase in government spending has a positive, significant and persistent effect on economic activity, whereas a higher tax burden has a negative, insignificant and temporary effect on the economy. We also find that the impact of government spending is greater than the impact of tax revenues. Furthermore, government capital spending is more important than government current spending. These results remain stable across different subsamples, different assumptions on GDP tax elasticities, and different measures of GDP.

Internal Migration in Peru, 2012-2017 35

Mario Huarancca, Willy Alanya, and Renzo Castellares

This document analyzes the determinants of recent internal migration in Peru at the district and provincial level by using census data of 2007 and 2017. The main results show that less poverty and rurality, as well as greater access to public services (water, electricity and education) in destination districts, explained migration during 2012-2017. Also, recent data reveals that migration is oriented towards more populated districts rather than to intermediary cities, and that migration and growth population are concentrated in a few districts.

**Developing an Regional Economic Activity Indicator and
Gross Added Value Forecasts: The Case of Loreto..... 59**

Fritz Gian Pier Alva Da Silva and Mario André López Rojas

By making use of a bayesian dynamic factor model and using economic series at mixed frequencies, a tool is obtained for the estimation of unobserved quarterly latent economic activity in Loreto. In addition, it allows forecasts to be generated in advance of the official publication corresponding to the annual Aggregate Gross Value of the region. The results show that the indicator of economic activity coincides with the regional and national economic behavior. Furthermore, it is evident that the forecasts on the Gross Added Value of Loreto have a good accuracy level since the forecasts deviate on average 1,5% (resulting from the root mean square error – RMSE) from real data.



Los Efectos de la Política Fiscal sobre la Actividad Económica en el Perú*

TERESA CASTILLO Y ERICK LAHURA**

El objetivo de esta investigación es estimar los efectos de la política fiscal sobre la actividad económica en el Perú. Para esto se utilizan datos trimestrales que abarcan el período 2000-2018 y se estiman vectores autorregresivos estructurales (SVARs). La identificación de los choques estructurales se basa en la metodología propuesta por Blanchard y Perotti (2002), en la cual los choques tributarios y de gasto público son identificados a partir de un modelo semi-estructural que explota la información sobre los rezagos en la implementación de la política fiscal y la elasticidad de las variables fiscales respecto a la actividad económica. Los resultados obtenidos indican que un aumento en el gasto tiene un efecto positivo, significativo y persistente sobre la actividad económica, mientras que una mayor carga impositiva tiene un efecto negativo, poco significativo y temporal. También se encuentra que el impacto del gasto es mayor al de los ingresos tributarios, y que el impacto de gasto de capital predomina frente al del gasto corriente. Los resultados obtenidos se mantienen estables para diferentes submuestras, diferentes supuestos sobre la elasticidad de la recaudación respecto del PBI y diferentes medidas de PBI.

Palabras Clave : SVAR, política fiscal, gasto público, impuestos, gasto público corriente, gasto público de capital.

Clasificación JEL : C32, E62, H54.

1. INTRODUCCIÓN

La política fiscal ha sido usada a nivel mundial para estimular la economía a través de aumentos en el gasto público y/o reducciones de impuestos. En el caso peruano, algunos ejemplos recientes de medidas fiscales orientadas al estímulo de la economía¹ son la reducción progresiva del impuesto a la renta empresarial de 30% hasta 28% para los años 2015 y 2016² y el anuncio del incremento del gasto en

* Este trabajo se basa en la tesis de licenciatura de Teresa Castillo (Castillo, 2020). Los autores agradecen los valiosos comentarios y sugerencias de Eduardo Moreno y Oscar Dancourt, así como también a los participantes del XXXVII Encuentro de Economistas del BCRP (Lima 29 y 30 de octubre de 2019). Las opiniones expresadas en esta investigación corresponden a los autores y no reflejan necesariamente la posición de las instituciones a las cuales están afiliados.

** Castillo: Licenciada en Economía, Pontificia Universidad Católica del Perú (correo electrónico: teresa.cas.or@gmail.com). Lahura: Banco Central de Reserva del Perú (correo electrónico: erick.lahura@bcrp.gob.pe).

1 Este trabajo se escribió en el año 2019; sin embargo, se han incluido algunas referencias recientes.

2 Esta medida formó parte de la “Ley No. 30296 que promueve la Reactivación de la Economía”. Esta medida tributaria fue modificada posteriormente.

infraestructura para salud y educación³. ¿Cuáles son los efectos de estas medidas fiscales sobre la actividad económica? La respuesta a esta pregunta es muy importante pues permite cuantificar la capacidad que tiene el gobierno de contribuir a la dinámica de la actividad económica a través del gasto y de los impuestos.

Esta investigación tiene como objetivo analizar empíricamente el efecto de choques de gasto público e ingresos tributarios sobre la actividad económica. Las hipótesis que se plantean son las siguientes: (i) un choque de gasto público, de manera agregada o desagregada, tiene un efecto positivo y significativo sobre la actividad económica, (ii) un choque tributario tiene un efecto negativo y poco significativo sobre la actividad económica, y (iii) el efecto positivo de un choque de gasto de capital predomina frente al choque de gasto corriente. Para evaluar estas hipótesis se aplicó la metodología propuesta por Blanchard y Perotti (2002), la cual consiste en estimar modelos de vectores autorregresivos estructurales (SVAR) a partir de los cuales se identifican los choques de gasto e impuestos; esta identificación explota información sobre los rezagos en la implementación de la política fiscal y la elasticidad de las variables fiscales respecto a la actividad económica. En particular, se utilizan dos supuestos alternativos: (i) los ingresos tributarios no responden inmediatamente a un aumento del gasto público, y (ii) los ingresos tributarios responden a un aumento del gasto público.

Los datos empleados son de frecuencia trimestral y abarcan el período que empieza el primer trimestre de 2000 y termina el cuarto trimestre de 2018. La información fue obtenida del Banco Central de Reserva del Perú (BCRP) y de la Superintendencia Nacional de Aduanas y de Administración Tributaria (SUNAT). Los resultados obtenidos son consistentes con los que existen en la literatura internacional y nacional: un aumento de gasto tiene un efecto positivo, significativo y persistente sobre la actividad económica, mientras que una mayor carga impositiva tiene un efecto negativo, significativo y temporal sobre la actividad económica. Específicamente, ante un choque positivo de gasto público equivalente a 1%, el PBI real se incrementa contemporáneamente entre 0,79 (supuesto 1) y 0,80 (supuesto 2) puntos porcentuales en el primer trimestre, registrando un incremento máximo entre 2,07 (supuesto 1) puntos porcentuales luego de tres trimestres y 2,09 (supuesto 2) puntos porcentuales luego de tres trimestres. Asimismo, ante un choque positivo de impuestos equivalente a 1%, el PBI real disminuye entre 0,88 (supuesto 1) y 0,86 (supuesto 2) puntos porcentuales en el primer trimestre, registrando una caída máxima entre 1,32 (supuesto 1) y 1,27 (supuesto 2) puntos porcentuales luego de dos trimestres. Estos resultados sugieren que la política fiscal es una herramienta contracíclica que ha sido útil en el Perú.

En el caso del gasto público, también se analiza el efecto de choques en sus dos principales componentes: gasto corriente y gasto de capital. Los resultados muestran que un choque positivo en el gasto de capital tiene un efecto mayor sobre el PBI real que un choque en el gasto corriente. Finalmente, se realizan cuatro ejercicios de robustez, mediante los cuales se analiza la sensibilidad de los resultados obtenidos: (i) se re-estiman las funciones de impulso respuesta (FIR) para los diferentes valores de la elasticidad de los impuestos sobre el PBI, considerando un rango de valores entre 1 y 2, (ii) se re-estiman las FIR para dos submuestras: 1990:T1 - 2018:T4 y 1994:T1 - 2018:T4, (iii) se re-estiman las FIR considerando PBI no primario y (iv) se re-estiman las FIR considerando las variables sin suavizamiento (no se usan promedios móviles). Los resultados confirman los efectos encontrados inicialmente.

El resto del documento se divide en cinco secciones. En la segunda sección se presenta una breve revisión de la literatura internacional y nacional que estudia el impacto de la política fiscal sobre la actividad económica. En la tercera sección, se describe la metodología empírica utilizada. La

3 Se concretizó con la publicación del Decreto de Urgencia N 004-2019, mediante el cual se establecen medidas extraordinarias que contribuyen a estimular la economía a través del gasto público.

cuarta sección describe los datos utilizados y las transformaciones realizadas. En la quinta sección se presentan los resultados y el análisis de robustez de los mismos. Finalmente, se presentan las conclusiones en la sexta sección, además de algunas limitaciones y posibles extensiones futuras.

2. REVISIÓN DE LA LITERATURA

Bajo el enfoque keynesiano, la política fiscal expansiva tiene efectos positivos sobre el consumo y la actividad económica, mientras que bajo el enfoque neoclásico dichos efectos podrían ser opuestos. En términos de crecimiento, los modelos neoclásicos endógenos indican que la política fiscal puede tener efectos transitorios y permanentes sobre la tasa de crecimiento económico y que dichos efectos pueden depender del tipo de gasto (Jones y Manuelli, 2005). Por el lado empírico, existe mucha literatura que proporciona evidencia sobre los efectos del gasto público, la cual incluye a Barro (1981) Gavin y Perotti (1997), Blanchard y Perotti (2002), Perotti (2004a), Perotti (2004b), Gavin y otros (2011), Auerbach y Gorodnichenko (2012), Kraay (2012), Ilzetzki y otros (2013), Berger y Vavra (2014), Warner (2014), Arin y otros (2019), García-Albán y otros (2021) y Rahaman y Leon-Gonzalez (2021), entre otros.

Blanchard y Perotti (2002) proponen una metodología para estimar los multiplicadores fiscales que ha sido la base de muchos trabajos recientes. La idea consiste estimar un modelo de vector autor-regresivo en el cual se identifican los choques de gasto e ingreso a través de supuestos que se basan en la información institucional sobre los sistemas de transferencias e impuestos. Sus resultados indican que un choque positivo en el gasto público tiene un efecto positivo sobre el producto, mientras que un choque positivo de impuestos tiene un efecto negativo. Estos resultados son consistentes con las predicciones del modelo keynesiano; sin embargo, el efecto de un choque positivo de gasto público sobre la inversión es negativo.

La metodología propuesta por Blanchard y Perotti (2002) ha sido aplicada a nivel internacional para estimar los multiplicadores fiscales (gasto e impuestos) tanto a nivel agregado como por tipo de gasto. Perotti (2004a) estudia los efectos de la política fiscal sobre el PBI de cinco países de la Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económicos - OECD (Estados Unidos, Reino Unido, Alemania, Canadá y Australia). Los resultados indican que: i) Los efectos de la política fiscal sobre el PBI tienden a ser muy pequeños, los multiplicadores de gasto del gobierno mayores a la unidad se pueden estimar solo para EE. UU. considerando la muestra antes del año 1980 y ii) No hay evidencia que el efecto del gasto de gobierno es más efectivo e inmediato a comparación del efecto de los impuestos. Por su parte, Perotti (2004b) analiza los efectos del gasto del gobierno desagregado en inversión y en consumo; sus resultados indican que los multiplicadores no son diferentes entre sí.

Entre las investigaciones sobre los multiplicadores fiscales en América Latina, se puede mencionar el trabajo de Restrepo y Rincón (2006), quienes investigan los casos de Chile y Colombia, aplicando un modelo SVAR y un modelo de vector de corrección de errores (SVEC), respectivamente, usando datos trimestrales desde el año 1989 hasta el año 2005. Los resultados indican que, por cada peso adicional en el gasto público, el impacto en el PBI es positivo de 1,37 pesos para el caso de Chile y de 0,15 para el caso de Colombia. Por otro lado, por cada peso adicional en impuestos, el impacto en el PBI es negativo de 0,40 centavos para el caso de Chile y no tiene impacto para el caso de Colombia. Los autores precisan que cuando las finanzas públicas están bajo control, la política fiscal tiende a ser más efectiva.

Otro trabajo es el de Rezk y otros (2006), quienes estudian el efecto dinámico de un shock de política fiscal sobre la actividad económica en Argentina, estimando un modelo SVAR. Utilizan datos

con una periodicidad trimestral, que abarca desde el año 1984 hasta el año 2005, en logaritmos y términos reales. Los resultados indican que el efecto de la política fiscal sobre la actividad económica es positivo pero poco significativo.

Evidentemente, existen otras metodologías que han sido utilizadas para estimar los multiplicadores fiscales. Entre ellas, destacan aquellas que se basan en modelos VAR e identifican los choques fiscales utilizando restricciones de signo (Mountford y Uhlig, 2009), las que asumen efectos no lineales e incorporan cambios de régimen (Auerbach y Gorodnichenko, 2012) o parámetros cambiantes y volatilidad estocástica (Berg, 2015; Glocker y otros, 2019). Otra alternativa utilizada en la literatura es el enfoque narrativo propuesto por Romer y Romer (2010) y aplicado en el caso peruano por Lahura y Castillo (2018).

En el caso de Perú, la literatura que estudia los multiplicadores fiscales incluye los trabajos de Mendoza y Melgarejo (2008), Dancourt y Jiménez (2009), Dancourt y Mendoza (2011), Sánchez y Galindo (2013), Salinas y Chuquilín (2014), Vtyurina y Leal (2016) y Jimenez y Rodriguez (2020) quienes analizan el efecto de choques en el gasto público e impuestos, y Lahura y Castillo (2018) quienes analizan el efecto de choques tributarios sobre la actividad económica. Además, se pueden mencionar a Rossini y otros (2012), BBVA (2014) y Consejo Fiscal (2018), quienes reportan resultados de multiplicadores fiscales como parte de otros trabajos.

Los trabajos que han utilizado la metodología de Blanchard y Perotti (2002) son Mendoza y Melgarejo (2008) y Sánchez y Galindo (2013). Mendoza y Melgarejo (2008) utilizan un modelo que fusiona los efectos contractivos o expansivos de una expansión fiscal, en función al estado inicial de las finanzas públicas y evalúa empíricamente las predicciones de dicho modelo utilizando información agregada de gasto e impuestos. Los resultados sugieren que en el período 1980-1990, caracterizado por la fragilidad de las finanzas públicas, el efecto de la política fiscal es débil; mientras que en el período 1990-2006, período de fortalecimiento de las finanzas públicas, la potencia de la política fiscal es mayor.

Sánchez y Galindo (2013) también utilizan series agregadas de gasto del gobierno y encuentran que el efecto multiplicador del gasto es 1,2 y el de los impuestos 0,2. Es decir, si se incrementa el gasto público en un nuevo sol, el efecto positivo en el PBI sería de 1,2 nuevos soles; mientras que un aumento de los ingresos fiscales de un nuevo sol tendría un efecto negativo de 0,2 nuevos soles. Además, estiman un modelo VAR no lineal e identifican asimetrías en los multiplicadores.

Por otro lado, existen trabajos como Salinas y Chuquilín (2014), Vtyurina y Leal (2016) y Jiménez y Rodríguez (2020), que usan series de gasto desagregadas y las analizan usando modelos VAR no lineales. Salinas y Chuquilín (2014) utilizan un modelo TVAR para analizar el efecto de cambios en el gasto corriente, gasto de capital e impuestos usando información trimestral para el período 1992T1-2013T2. Sus resultados indican que el gasto de capital es el que tiene el mayor multiplicador en fases contractivas; por otro lado, durante las fases expansivas y prolongadas, un aumento de las tasas de impuestos o una reducción del gasto corriente pueden reducir de manera importante la demanda interna. Por su parte, Vtyurina y Leal (2016) evalúan si los multiplicadores fiscales cambian en función al ciclo económico. Para ello estiman los multiplicadores fiscales a partir de un modelo VAR con un umbral (*threshold* VAR o TVAR) en el que el umbral depende de la tasa de crecimiento de la economía. Recientemente, Jiménez y Rodríguez (2020) utilizan modelos híbridos VAR con parámetros cambiantes y volatilidad estocástica (TVP-VAR-SV) e información desagregada del gasto. Sus resultados indican que el multiplicador del gasto de inversión es el más importante para explicar el crecimiento del producto.

La presente investigación contribuye a esta literatura al usar la metodología propuesta por [Blanchard y Perotti \(2002\)](#) para analizar series de gasto de gobierno agregadas y desagregadas, como lo hizo a nivel internacional [Perotti \(2004b\)](#). Así, el objetivo principal de este trabajo es estimar los efectos de choques del gasto del gobierno a nivel agregado y por tipo de gasto.

Finalmente, cabe señalar que [Rossini y otros \(2012\)](#), [BBVA \(2014\)](#) y [Consejo Fiscal \(2018\)](#) reportan resultados de estimaciones basadas en un modelo SVAR similar a [Blanchard y Perotti \(2002\)](#) y usando series desagregadas de gasto, pero que se describen de manera general (por ejemplo, no se reportan niveles de significancia estadística). En todos los casos, el multiplicador del gasto de inversión es ligeramente superior al gasto corriente: (S/ 2,46 versus S/ 0,59, S/ 1,6 versus S/ 0,2 y S/ 1,08 soles versus S/ 0,98 soles, respectivamente).

3. METODOLOGÍA EMPÍRICA

Siguiendo a [Blanchard y Perotti \(2002\)](#), la especificación del modelo de vector autorregresivo (VAR) es la siguiente:

$$Y_t = A(L, q)Y_{t-1} + E_t \quad (1)$$

donde $Y_t = [T_t, G_t, X_t]'$ es un vector que contiene los valores reales per cápita de los ingresos tributarios T_t , el gasto del gobierno G_t y el PBI X_t , todos expresados en logaritmos. Para la identificación de los errores estructurales, se utiliza el siguiente sistema de ecuaciones que relaciona los choques estructurales de impuestos, gasto y producto (u_t^t, u_t^g y u_t^x , respectivamente) con los errores o movimientos no esperados en impuestos, gasto y producto (t_t, g_t y x_t , respectivamente):

$$t_t = a_1 x_t + a_2 u_t^g + u_t^t \quad (2)$$

$$g_t = b_1 x_t + b_2 u_t^t + u_t^g \quad (3)$$

$$x_t = c_1 t_t + c_2 g_t + u_t^x \quad (4)$$

La [ecuación 2](#) indica que los movimientos inesperados en los impuestos en un trimestre t_t , pueden ser causados por movimientos inesperados en el PBI x_t y choques estructurales de gasto público u_t^g e impuestos u_t^t . La [ecuación 3](#) tiene una interpretación análoga. Por su parte, la [ecuación 4](#) establece que los movimientos inesperados en el producto responden a movimientos inesperados en los impuestos y en el gasto, pero además también responden a choques estructurales de PBI.

Para identificar los choques estructurales se establecen varios supuestos. En primer lugar, se asume que la autoridad fiscal no puede reaccionar contemporáneamente a movimientos en el PBI, toda vez que cambios en el gasto público deben ser formulados con anticipación en el presupuesto gubernamental o mediante créditos suplementarios, mecanismos que requieren de la aprobación del poder legislativo antes de ser implementados. Es decir, se asume que $b_1 = 0$. Dado que los datos utilizados son trimestrales, es razonable asumir que al gobierno le toma más de un trimestre para disponer de los mayores recursos solicitados.

Por otro lado, tal como sugieren [Restrepo y Rincón \(2006\)](#), el efecto del PBI sobre la recaudación tributaria (a_1) puede ser obtenido mediante la estimación de la elasticidad de los ingresos tributarios

respecto del PBI a través de Mínimos Cuadrados en Dos Etapas (MC2E), usando como instrumentos los rezagos del PBI y de los ingresos tributarios (además de variables *dummy* para capturar el efecto de los períodos de mayor inestabilidad). Sin embargo, para fines del presente trabajo, se asumirán diversos valores de a_1 basado en la narrativa existente.

Los ingresos tributarios y el PBI se afectan mutuamente, por lo cual existe una correlación entre el error estructural u_t^x y t_t en la ecuación 4. Dado esto, la estimación de la ecuación 4 por Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) proporcionará un estimado sesgado de c_1 . Una forma tradicional de evitar este problema es construyendo una variable ajustada por el ciclo económico: $t_t' = t_t - a_1 x_t$, de tal forma que guarde una correlación con t_t , pero no con el error estructural u_t^x . Esta variable ajustada por el ciclo se usa como instrumento en la estimación de los coeficientes de la ecuación 4 a través de MC2E. Adicionalmente, se utilizaron como instrumentos los rezagos de los residuos t_t , g_t y x_t .

Respecto a los parámetros a_2 y b_2 se analizarán dos casos. Primero, se asume que los ingresos tributarios no responden contemporáneamente a un aumento del gasto público ($a_2 = 0$), debido a la dificultad de ampliar la base y presión tributaria en el mismo trimestre como respuesta a mayores gastos; además, se asume que los gastos sí responden inmediatamente a un aumento de los ingresos, lo cual resulta lógico, en particular cuando se opera con una meta de déficit fiscal. En este caso, el parámetro b_2 sería el único que se estimaría a partir de los errores del modelo VAR.

En el segundo caso, se asume que los ingresos tributarios responden a un aumento del gasto público; sin embargo, este último no reacciona a la evolución de los tributos ($b_2 = 0$). En este caso, solo se requiere estimar el coeficiente a_2 . Este supuesto puede ser visto como una medida de política que impediría perjudicar la sostenibilidad fiscal, incrementando los ingresos tributarios cuando se expande el gasto, e impidiendo que este último crezca ante mayores recursos.

4. DATOS

La información utilizada es de frecuencia trimestral y abarca desde el primer trimestre del año 2000 hasta el cuarto trimestre del año 2018. Las series de gasto público no financiero, gasto corriente y gasto de capital, así como el PBI real y los ingresos del gobierno central fueron obtenidos de la base de datos del BCRP. La serie de gasto público no financiero está compuesta por el gasto corriente (gasto en remuneraciones, bienes y servicios y transferencias) y gasto de capital (gasto en formación bruta de capital y otros gastos de capital).

El gasto corriente está compuesto por los egresos de naturaleza periódica destinados a la adquisición y contratación de bienes y servicios así como a la transferencia de recursos a otras entidades del sector público y/o al sector privado. Se clasifican de acuerdo a las siguientes partidas: (i) Remuneraciones, (ii) Bienes y servicios, y (iii) Transferencias corrientes.

Las remuneraciones se definen como el gasto en sueldos y salarios. Incluye la bonificación por escolaridad y los aguinaldos por Fiestas Patrias y Navidad, las asignaciones por refrigerio y movilidad y cualquier otra bonificación otorgada a los trabajadores, los bienes y servicios comprenden los gastos efectuados por la adquisición de bienes con vida útil menor a un año, el alquiler de servicios por todos los pliegos del gobierno central, los gastos destinados a la seguridad nacional y el mantenimiento de carreteras. Las transferencias corrientes incluyen: gasto en pensiones, los montos transferidos al resto del sector público, en particular a los gobiernos locales a través del Fondo de Compensación Municipal y del Programa del Vaso de Leche, los aportes del gobierno central al Seguro Social de

Salud (EsSalud) en su carácter de empleador, así como otros gastos corrientes de todas las entidades consideradas dentro del gobierno central.

El gasto de capital corresponde a aquellos gastos en bienes cuya vida útil es mayor a un año. Hace referencia a los gastos realizados en adquisición, instalación y acondicionamiento de bienes duraderos y transferidos a otras entidades con la finalidad de destinarlos a bienes de capital. Asimismo, se incluye en cuentas fiscales la concesión neta de préstamos.

Todas las series están expresadas en términos reales (usando el deflactor del PBI) y per cápita. La estimación utiliza el logaritmo de las series reales per cápita. Dada la estacionalidad de las series, el análisis se basó en los promedios móviles de los cuatro últimos trimestres de cada serie.

5. RESULTADOS

5.1. SERIES AGREGADAS

El **Gráfico 1** muestra los resultados de un choque estructural en el gasto público e impuestos sobre el PBI real para el periodo 2000:T1 - 2018:T4. Los subgráficos (a) y (b) corresponden al efecto de un choque estructural en el gasto público e impuestos sobre el PBI real, respectivamente, asumiendo el supuesto N° 1: los ingresos tributarios no responden contemporáneamente a la evolución del gasto público, pero éste sí responde contemporáneamente al comportamiento de los ingresos tributarios $a_2 = 0$, lo cual resulta lógico, en particular cuando se opera con una meta de déficit fiscal.

Por otro lado, los subgráficos (c) y (d) corresponden al efecto de un choque estructural en el gasto público e impuestos sobre el PBI real, respectivamente, asumiendo el supuesto N° 2: los ingresos tributarios responden contemporáneamente a la evolución del gasto público, pero éste no responde contemporáneamente al comportamiento de los ingresos tributarios $b_2 = 0$.

Considerando el supuesto N° 1, las funciones de impulso respuesta inciden en el efecto positivo de un choque estructural en el gasto público sobre la actividad económica, mostrando que el PBI respondería significativamente con un aumento de 0,79 puntos porcentuales ante un choque de gasto público equivalente a 1%, mientras que el mayor impacto se identificaría al tercer trimestre con 2,07 puntos porcentuales sobre la actividad económica.

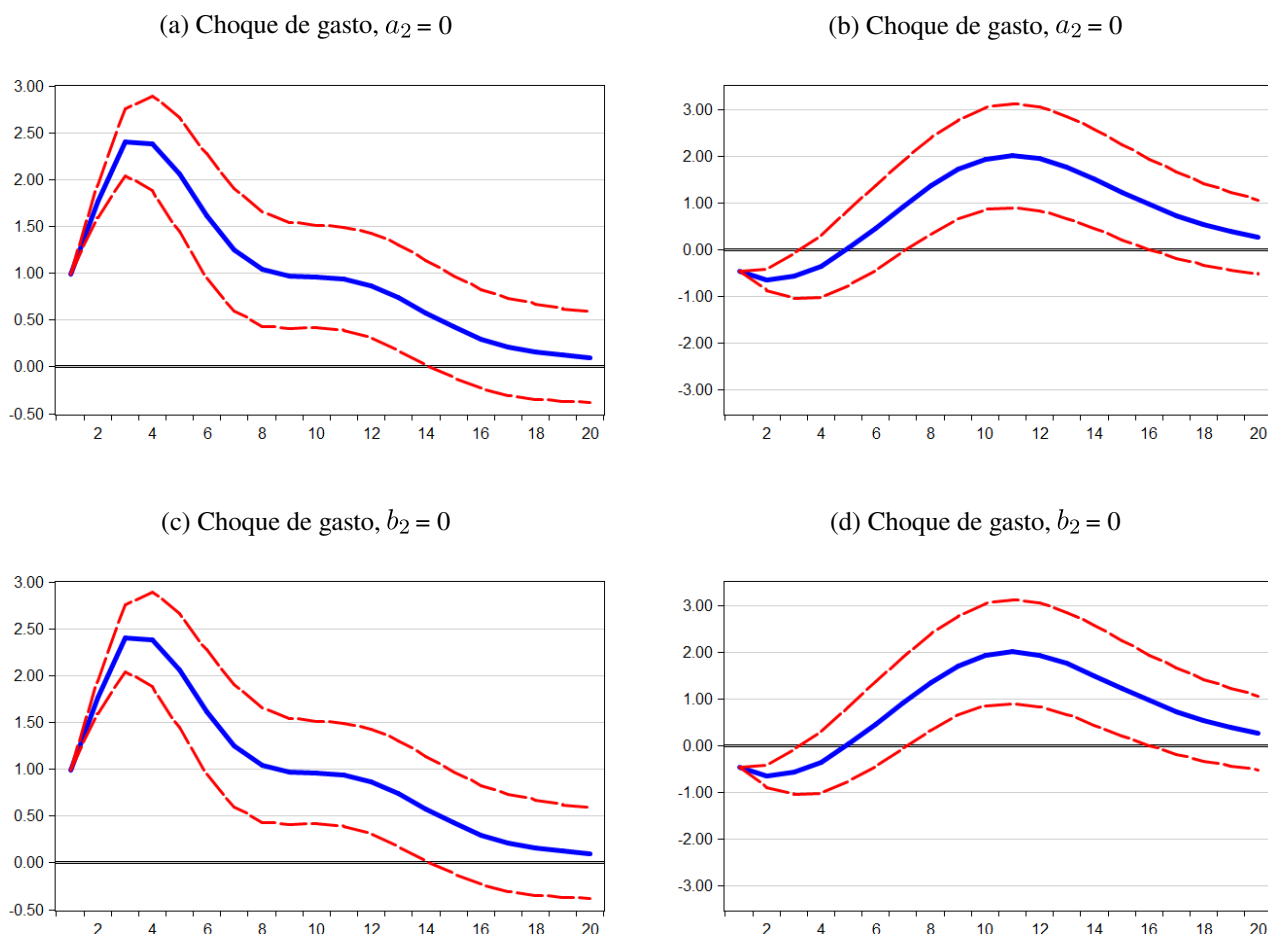
Asimismo, las funciones de impulso respuesta inciden en el efecto negativo de un choque estructural en impuestos sobre la actividad económica mostrando que el PBI respondería con una disminución de 0,80 puntos porcentuales ante un choque de impuestos equivalente a 1%, mientras que el mayor impacto se identificaría al tercer trimestre con 1,32 puntos porcentuales sobre la actividad económica.

Considerando el supuesto N° 2, las funciones de impulso respuesta inciden en el efecto positivo de un choque estructural en el gasto público sobre la actividad económica, ya que los resultados muestran que el PBI respondería significativamente con un aumento de 0,80 puntos porcentuales ante un choque de gasto público equivalente a 1%, mientras que el mayor impacto se identificaría al tercer trimestre con 2,09 puntos porcentuales sobre la actividad económica.

Asimismo, las funciones de impulso respuesta inciden en el efecto negativo de un choque estructural en impuestos sobre la actividad económica, ya que los resultados muestran que el PBI respondería con una disminución de 0,88 puntos porcentuales ante un choque de impuestos equivalente a 1%, mientras que el mayor impacto se identificaría al segundo trimestre con 1,32 puntos porcentuales sobre la actividad económica.

Como se muestra en el **Gráfico 1**, las estimaciones realizadas asumiendo los supuestos N° 1 y N° 2, coinciden en el efecto positivo de un choque estructural de gasto público y el efecto negativo de un choque estructural de impuestos sobre la actividad económica.

GRÁFICO 1. Supuestos N° 1: $a_2 = 0$ y N° 2: $b_2 = 0$. Efecto de un choque estructural en el gasto público y en los impuestos sobre el PBI real con una elasticidad de $a_1 = 1,4$.



NOTA: En las cuatro figuras, las unidades de medida del eje izquierdo son porcentajes.

ELABORACIÓN: Propia.

5.2. SERIES DESAGREGADAS

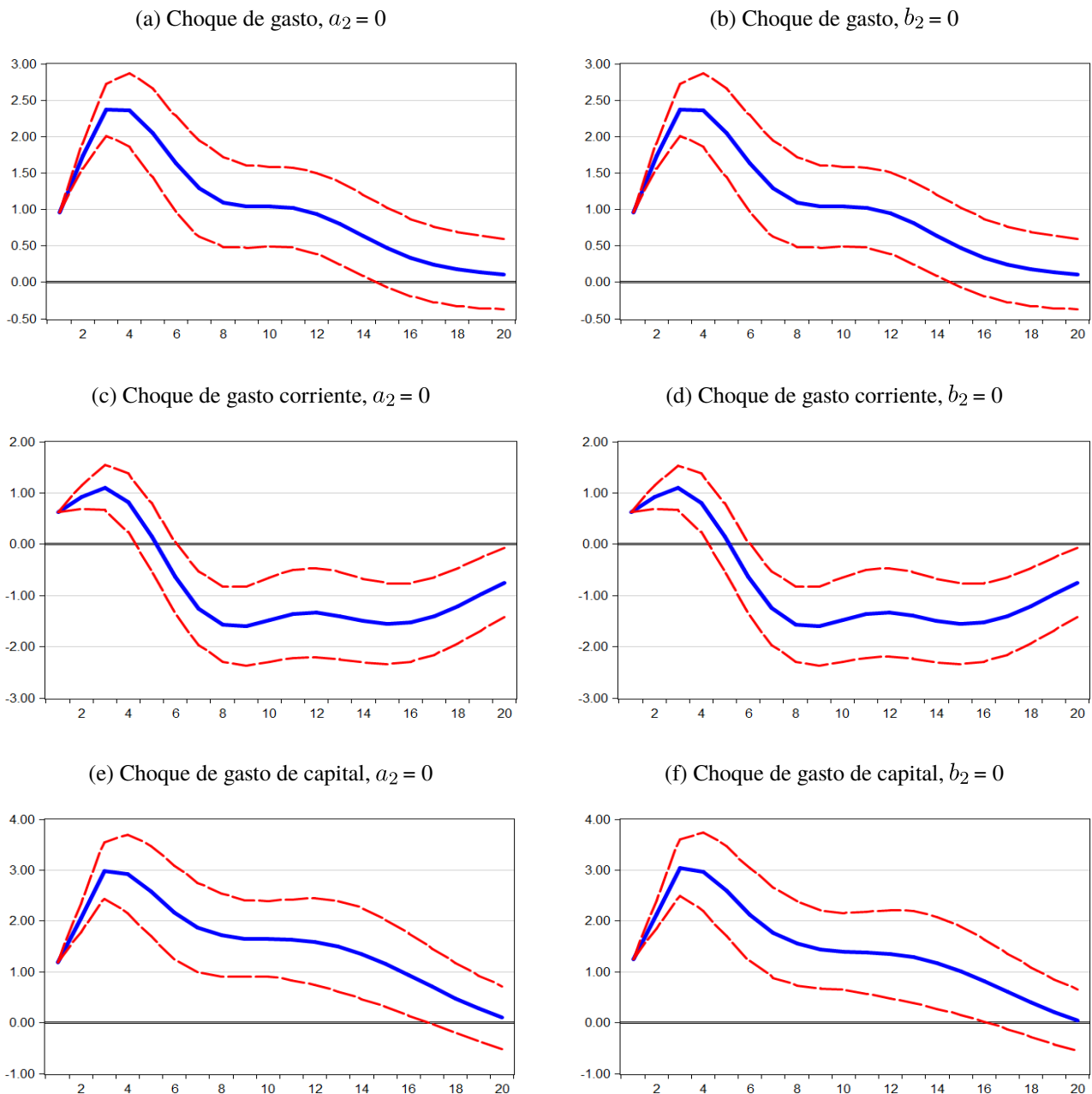
Por otro lado, cuando se desagrega el gasto público entre gasto corriente y gasto de capital, se identifica que el impacto sobre la actividad económica es más significativo cuando se lleva a cabo el choque de gasto de capital frente al gasto corriente, esto se explica ya que este último está asociado al gasto de bienes de capital.

El **Gráfico 2** muestra los resultados de un choque estructural en el gasto público sobre el PBI real para el periodo 2000:T1 - 2018:T4. Los subgráficos (a), (c) y (e) corresponden al efecto de un choque estructural en el gasto público total, gasto corriente y gasto de capital sobre el PBI real, respectivamente, asumiendo el supuesto N° 1: los ingresos tributarios no responden contemporáneamente a la evolución

del gasto público, pero éste sí responde contemporáneamente al comportamiento de los ingresos tributarios $a_2 = 0$.

Los subgráficos (b), (d) y (f) corresponden al efecto de un choque estructural en el gasto público total, gasto corriente y gasto de capital sobre el PBI real, respectivamente, asumiendo el supuesto No. 2: los ingresos tributarios responden contemporáneamente a la evolución del gasto público, pero éste no responde contemporáneamente al comportamiento de los ingresos tributarios $b_2 = 0$.

GRÁFICO 2. Supuesto N° 1 ($a_2 = 0$) y N° 2 ($b_2 = 0$). Efecto de un choque estructural de gasto público desagregado sobre el PBI real con una elasticidad de $a_1 = 1,4$.



NOTA: En las seis figuras, las unidades de medida del eje izquierdo son porcentajes.

ELABORACIÓN: Propia.

Considerando el supuesto N° 1 ($a_2 = 0$), los resultados indican que el impacto de un choque positivo de gasto corriente equivalente a 1%, el PBI real se incrementa contemporáneamente en 0,48 puntos porcentuales y alcanza su máximo impacto al tercer trimestre con un aumento de 0,95 puntos porcentuales. Mientras que el impacto de un choque positivo de gasto de capital equivalente a 1%, el PBI real se incrementa contemporáneamente en 0,80 puntos porcentuales y alcanza su máximo impacto al tercer trimestre con un aumento de 2,71 puntos porcentuales.

Considerando el supuesto N° 2 ($b_2 = 0$), los resultados indican que el impacto de un choque positivo de gasto corriente equivalente a 1%, el PBI real se incrementa contemporáneamente en 0,47 puntos porcentuales y alcanza su máximo impacto al tercer trimestre con un aumento de 0,91 puntos porcentuales. Mientras que el impacto de un choque positivo de gasto de capital equivalente a 1%, el PBI real se incrementa contemporáneamente en 0,83 puntos porcentuales y alcanza su máximo impacto al tercer trimestre con un aumento de 2,61 puntos porcentuales.

Como se muestra en el [Gráfico 2](#), las estimaciones realizadas asumiendo el supuesto N° 1 ($a_2 = 0$) y N° 2 ($b_2 = 0$), coinciden en que el efecto positivo de un choque estructural de gasto público de manera desagregada sobre el PBI.

Teniendo en cuenta la desagregación del gasto público en gasto corriente y gasto de capital, se procedió a evaluar los choques de impuestos para cada tipo de gasto sobre el PBI. El [Gráfico 3](#) muestra los resultados de un choque estructural en impuestos sobre el PBI real para el periodo 2000:T1 - 2018:T4. Los subgráficos (a), (c) y (e) corresponden al efecto de un choque estructural en impuestos sobre el PBI real, considerando el gasto público total, gasto corriente y gasto de capital, respectivamente, asumiendo el supuesto N° 1: los ingresos tributarios no responden contemporáneamente a la evolución del gasto público, pero éste sí responde contemporáneamente al comportamiento de los ingresos tributarios $a_2 = 0$.

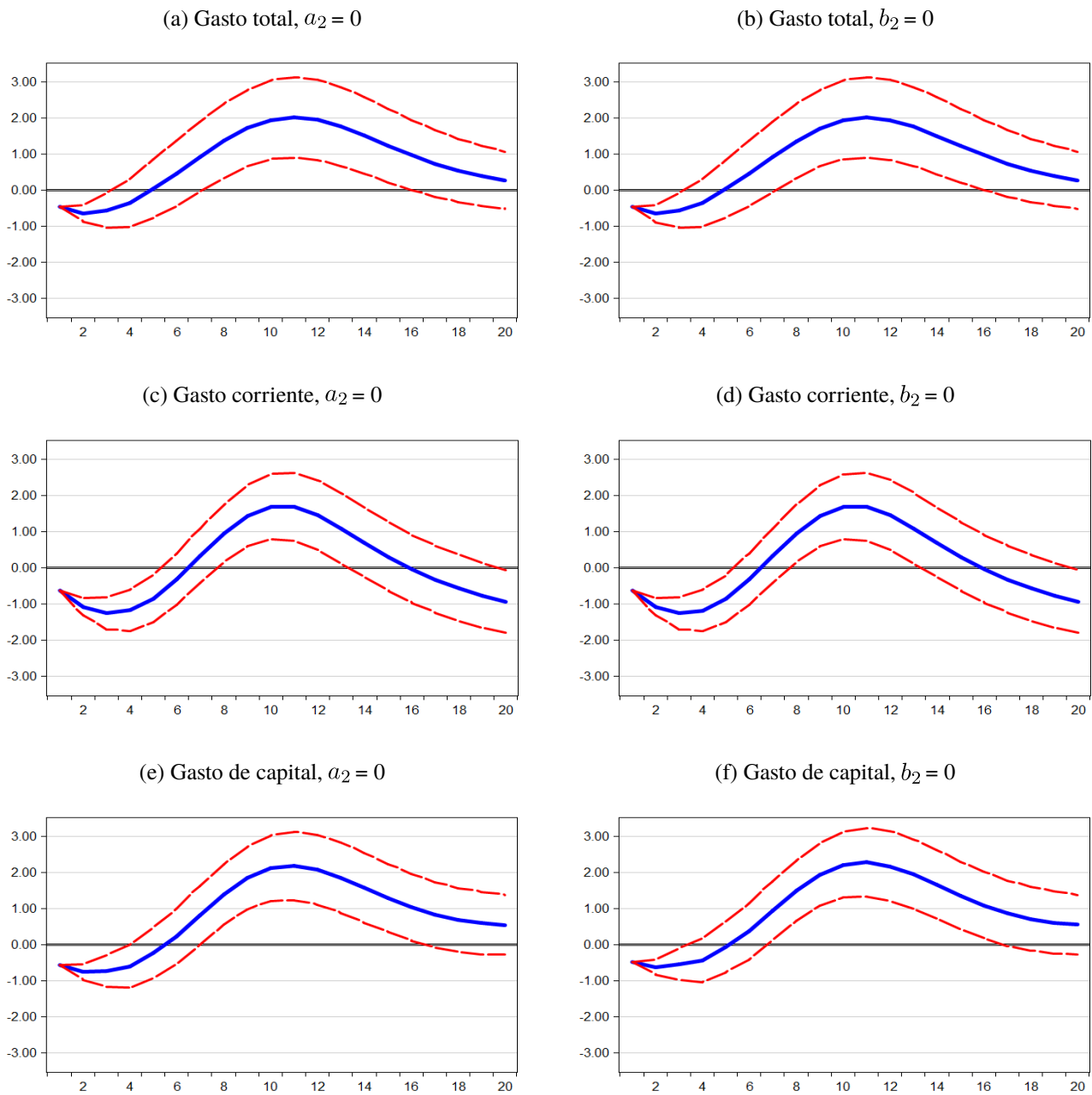
Los subgráficos (b), (d) y (f) corresponden al efecto de un choque estructural en impuestos sobre el PBI real, considerando el gasto público total, gasto corriente y gasto de capital, respectivamente, asumiendo el supuesto N° 2: los ingresos tributarios responden contemporáneamente a la evolución del gasto público, pero éste no responde contemporáneamente al comportamiento de los ingresos tributarios $b_2 = 0$.

Asumiendo el supuesto N° 1 ($a_2 = 0$), los resultados indican que el impacto de un choque positivo de impuestos equivalente a 1%, el PBI real disminuye contemporáneamente en 0,89 puntos porcentuales y alcanza su máximo impacto al segundo trimestre con una disminución de 1,41 puntos porcentuales en el PBI real considerando como variable de gasto al gasto corriente. Mientras que el impacto de un choque positivo de impuestos equivalente a 1%, el PBI real disminuye contemporáneamente en 0,21 puntos porcentuales en el PBI real considerando como variable de gasto al gasto de capital.

Asumiendo el supuesto N° 2 ($b_2 = 0$), los resultados indican que el impacto de un choque positivo de impuestos equivalente a 1%, el PBI real disminuye contemporáneamente en 0,89 puntos porcentuales y alcanza su máximo impacto al segundo trimestre con una disminución de 1,43 puntos porcentuales en el PBI real considerando como variable de gasto al gasto corriente. Mientras que el impacto de un choque positivo de impuestos equivalente a 1%, el PBI real disminuye contemporáneamente en 0,14 puntos porcentuales en el PBI real considerando como variable de gasto al gasto de capital.

Como se muestra en el [Gráfico 3](#), las estimaciones realizadas asumiendo el supuesto N° 1 ($a_2 = 0$) y N° 2 ($b_2 = 0$), coinciden en el efecto negativo de un choque estructural de impuestos considerando el gasto público de manera desagregada sobre el PBI.

GRÁFICO 3. Supuesto N° 1 ($a_2 = 0$) y N° 2 ($b_2 = 0$). Efecto de un choque estructural en los impuestos sobre el PBI real con una elasticidad de $a_1 = 1,4$.



NOTA: En las seis figuras, las unidades de medida del eje izquierdo son porcentajes.

ELABORACIÓN: Propia.

A continuación se presenta en el [cuadro 1](#) un resumen de los coeficientes estimados en las funciones de impulso respuesta de un choque de gasto público de manera agregada y por cada uno de sus componentes sobre la actividad económica, considerando el supuesto N° 1 ($a_2 = 0$) y N° 2 ($b_2 = 0$), y una elasticidad de $a_1 = 1,4$.

Asimismo, se presenta en el [cuadro 2](#) un resumen de los coeficientes estimados en las funciones de impulso respuesta de un choque de impuestos sobre la actividad económica, considerando el supuesto N° 1 ($a_2 = 0$) y N° 2 ($b_2 = 0$), y una elasticidad de $a_1 = 1,4$.

CUADRO 1. Consolidado de los choques de gasto público en el PBI.

Periodicidad	Supuesto 1: $a_2 = 0$			Supuesto 2: $b_2 = 0$		
	GG	GCC	GCK	GG	GCC	GCK
T1	0.79	0.48	0.80	0.80	0.47	0.83
T3	2.07	0.95	2.71	2.09	0.91	2.61
T4	1.96	0.55	2.60	1.98	0.51	2.46

CUADRO 2. Consolidado de los choques de impuestos en el PBI.

Periodicidad	Supuesto 1: $a_2 = 0$			Supuesto 2: $b_2 = 0$		
	GG	GCC	GCK	GG	GCC	GCK
T1	-0.88	-0.89	-0.21	-0.86	-0.89	-0.14
T2	-1.32	-1.41	0.43	-1.27	-1.43	0.50
T4	-1.17	-1.40	0.66	-1.10	-1.41	0.88

5.3. ANÁLISIS DE ROBUSTEZ

Para validar los resultados base y desagregados, se realiza cuatro ejercicios de robustez cuyos resultados se detallan en esta sección: i) cambio del valor de elasticidad impuesto - PBI $a_1 \in [1, 2]$, ii) estimación considerando dos submuestras 1990:T1 - 2018:T4 y 1999:T1 - 2018:T4, iii) utilizar el PBI no primario como variable de la actividad económica y iv) estimación sin promedios móviles.

5.3.1. El valor de elasticidad impuesto - PBI (a_1)

De acuerdo a lo propuesto por [Blanchard y Perotti \(2002\)](#), el procedimiento de identificación de los errores estructurales usa la variable t'_t como un instrumento, la cual depende directamente del valor que asume el coeficiente a_1 . Por ello, una interrogante es cuán sensible son los resultados frente a los posibles valores que asume la elasticidad impuestos y PBI, representada por el coeficiente a_1 .

En el [Gráfico 4](#), se asume una elasticidad impuesto-PBI equivalente a $a_1 = 1,0$, los subgráficos (a), (c) y (e) muestran los resultados de choques estructurales de gasto total, gasto corriente y de capital, respectivamente, sobre la actividad económica, asumiendo el Supuesto N° 1 ($a_2 = 0$). Mientras que los subgráficos (b), (d) y (f), muestran los resultados de choques estructurales de gasto total, gasto corriente y gasto de capital, respectivamente, sobre la actividad económica, asumiendo el supuesto N° 2 ($b_2 = 0$).

Asimismo, el [Gráfico 5](#) asume una elasticidad impuesto-PBI equivalente a $a_1 = 1,2$, los subgráficos (a), (c) y (e) muestran los resultados de choques estructurales de gasto total, gasto corriente y de capital, respectivamente, sobre la actividad económica, asumiendo el Supuesto N° 1 ($a_2 = 0$). Mientras que los subgráficos (b), (d) y (f), muestran los resultados de choques estructurales de gasto total, gasto corriente y gasto de capital, respectivamente, sobre la actividad económica, asumiendo el supuesto No. 2 ($b_2 = 0$).

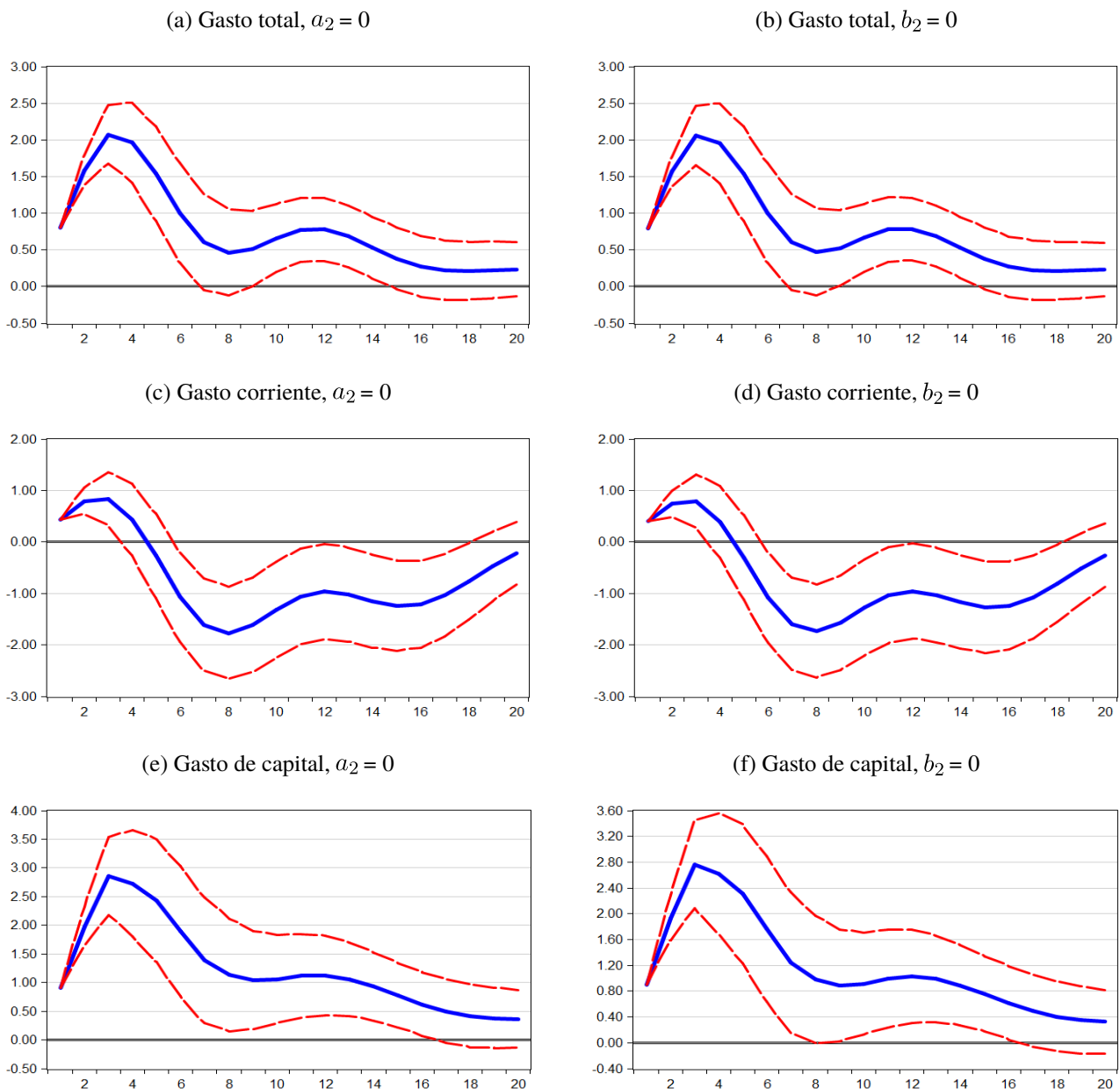
El [Gráfico 6](#) asume una elasticidad impuesto-PBI a lo [Blanchard y Perotti \(2002\)](#) equivalente a $a_1 = 2,0$, los subgráficos (a), (c) y (e) muestran los resultados de choques estructurales de gasto total, gasto corriente y de capital, respectivamente, sobre la actividad económica, asumiendo el Supuesto N° 1 ($a_2 = 0$). Mientras que los subgráficos (b), (d) y (f), muestran los resultados de choques estructurales de

gasto total, gasto corriente y gasto de capital, respectivamente, sobre la actividad económica, asumiendo el supuesto N° 2 ($b_2 = 0$).

Por otro lado, los Gráficos 7, 8 y 9, muestran el efecto de un choque estructural en los impuestos sobre el PBI real asumiendo las elasticidades de $a_1 = 1,0$, $a_1 = 1,2$ y $a_1 = 2,0$, respectivamente. Se precisa que los subgráficos (a), (c) y (e) tienen en cuenta el Supuesto N° 1 ($a_2 = 0$), mientras que los subgráficos (b), (d) y (f), tienen en cuenta el Supuesto N° 2 ($b_2 = 0$).

Luego de haber realizado el primer ejercicio de robustez, se precisa que las funciones de impulso-respuesta (FIR) de la actividad económica frente a los diversos choques estructurales de gastos total e impuestos, mantienen el signo positivo y negativo, respectivamente, confirmando los resultados estimados en el capítulo precedente.

GRÁFICO 4. Supuesto N° 1 ($a_2 = 0$) y N° 2 ($b_2 = 0$). Efecto de un choque estructural en el gasto público sobre el PBI real considerando una elasticidad de $a_1 = 1,0$.

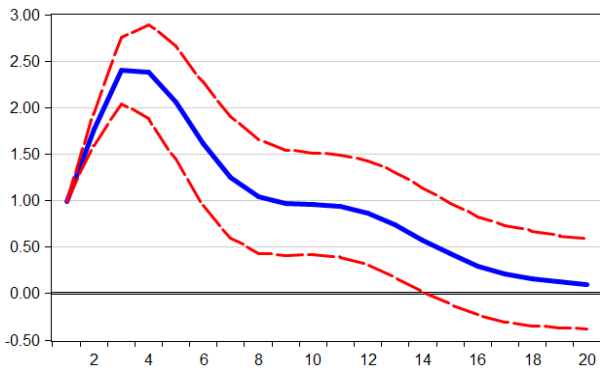


NOTA: En las seis figuras, las unidades de medida del eje izquierdo son porcentajes.

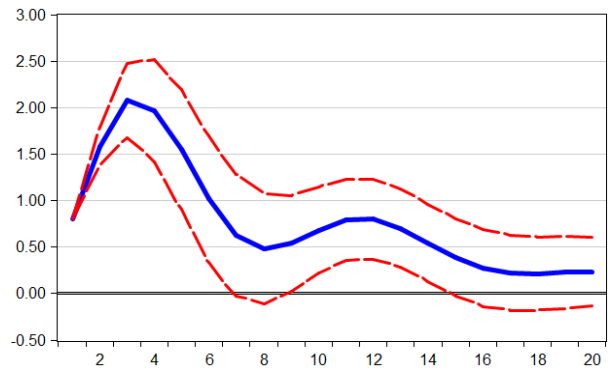
ELABORACIÓN: Propia.

GRÁFICO 5. *Supuesto N° 1 ($a_2 = 0$) y N° 2 ($b_2 = 0$). Efecto de un choque estructural en el gasto público sobre el PBI real considerando una elasticidad de $a_1 = 1,2$.*

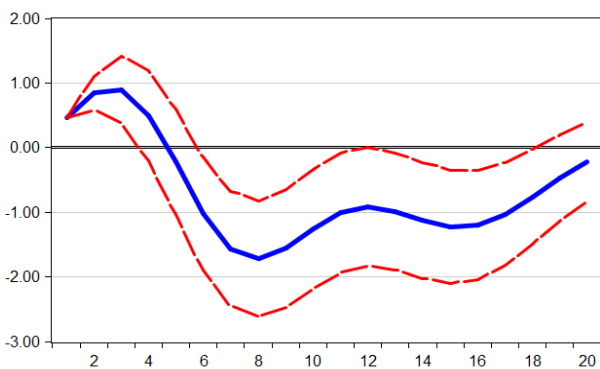
(a) Gasto total, $a_2 = 0$



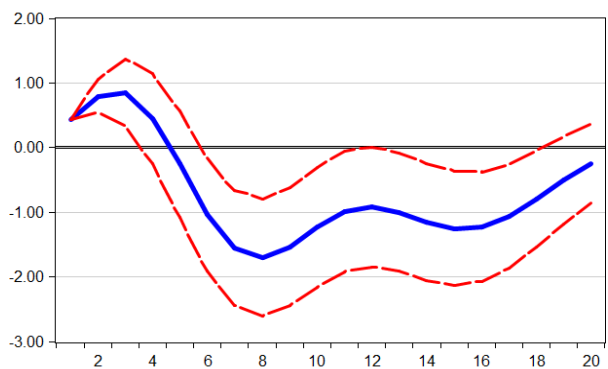
(b) Gasto total, $b_2 = 0$



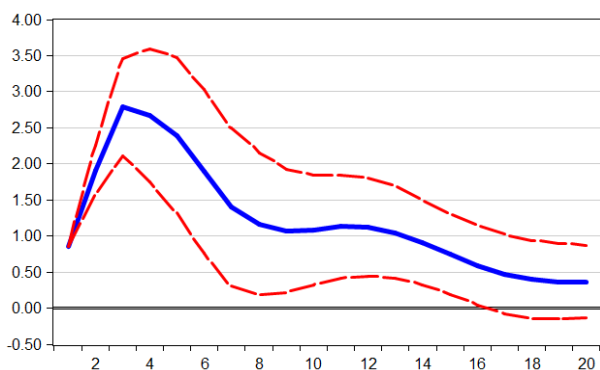
(c) Gasto corriente, $a_2 = 0$



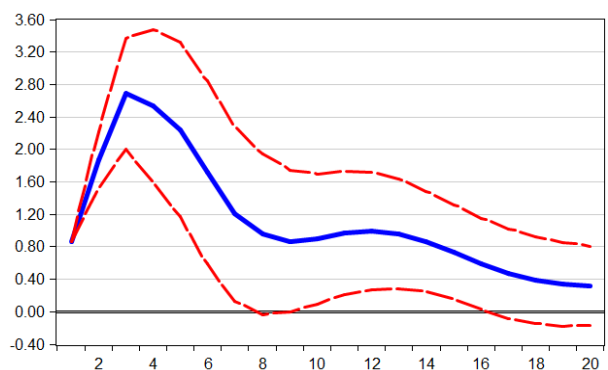
(d) Gasto corriente, $b_2 = 0$



(e) Gasto de capital, $a_2 = 0$



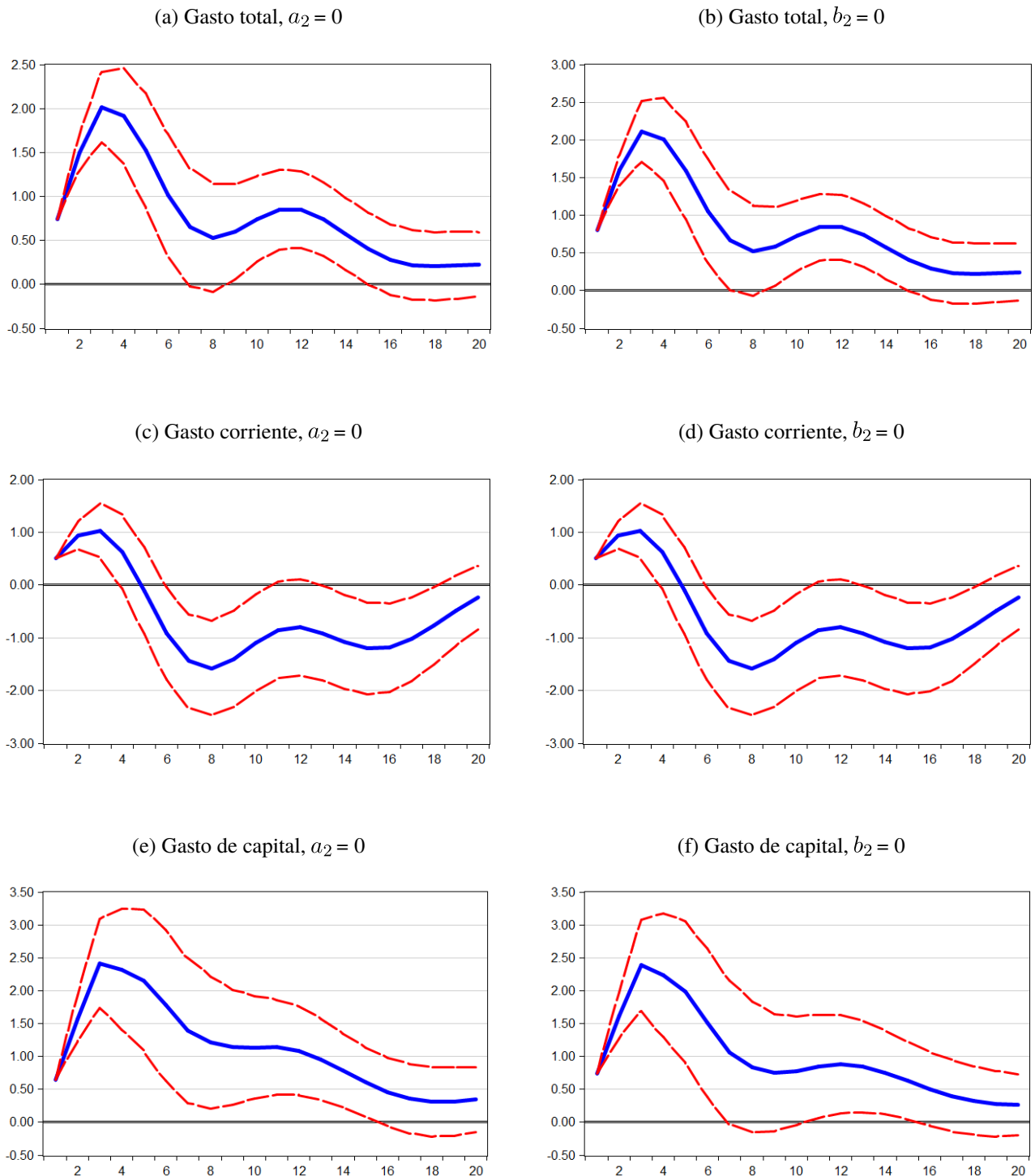
(f) Gasto de capital, $b_2 = 0$



NOTA: En las seis figuras, las unidades de medida del eje izquierdo son porcentajes.

ELABORACIÓN: Propia.

GRÁFICO 6. Supuesto N° 1 ($a_2 = 0$) y N° 2 ($b_2 = 0$). Efecto de un choque estructural en el gasto público sobre el PBI real considerando una elasticidad de $a_1 = 2,0$.

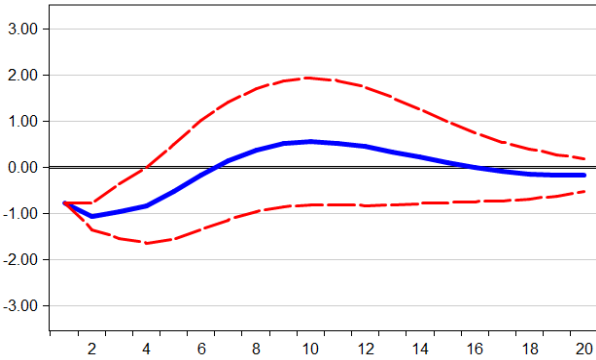


NOTA: En las seis figuras, las unidades de medida del eje izquierdo son porcentajes.

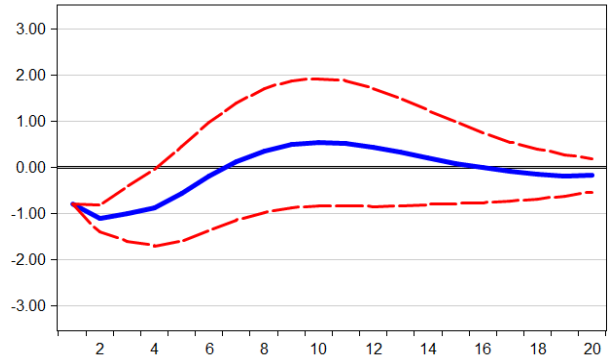
ELABORACIÓN: Propia.

GRÁFICO 7. *Supuesto N° 1 ($a_2 = 0$) y N° 2 ($b_2 = 0$). Efecto de un choque estructural en los impuestos sobre el PBI real considerando una elasticidad $a_1 = 1,0$.*

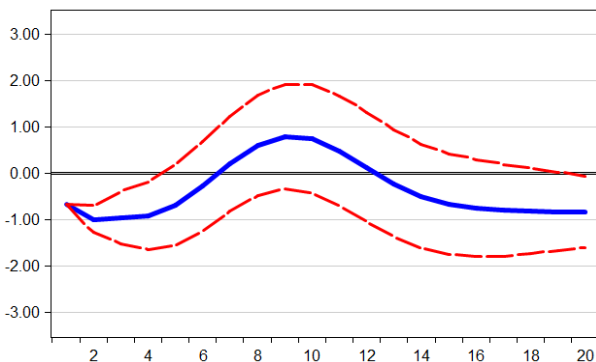
(a) Gasto total, $a_2 = 0$



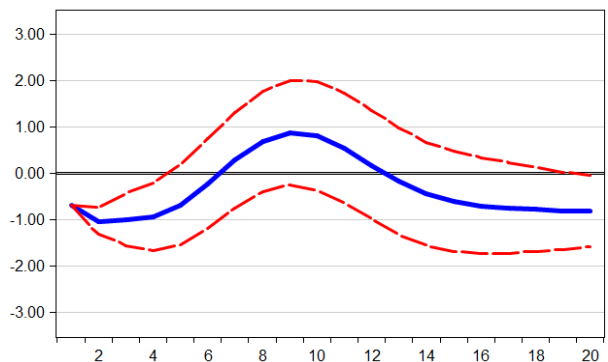
(b) Gasto total, $b_2 = 0$



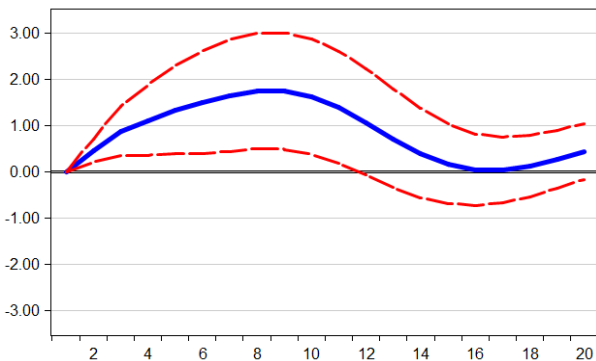
(c) Gasto corriente, $a_2 = 0$



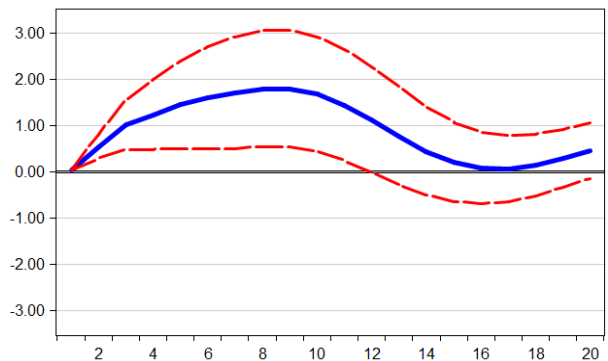
(d) Gasto corriente, $b_2 = 0$



(e) Gasto de capital, $a_2 = 0$



(f) Gasto de capital, $b_2 = 0$

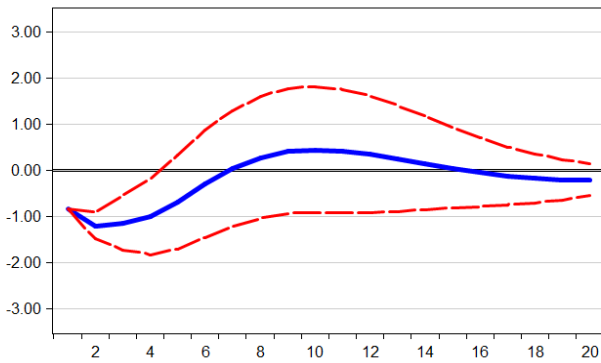


NOTA: En las seis figuras, las unidades de medida del eje izquierdo son porcentajes.

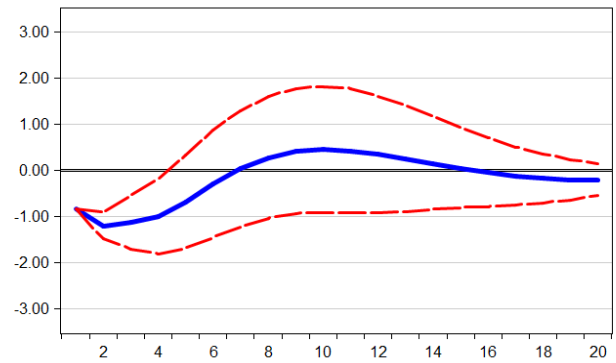
ELABORACIÓN: Propia.

GRÁFICO 8. Supuesto N° 1 ($a_2 = 0$) y N° 2 ($b_2 = 0$). Efecto de un choque estructural en los impuestos sobre el PBI real considerando una elasticidad $a_1 = 1,2$.

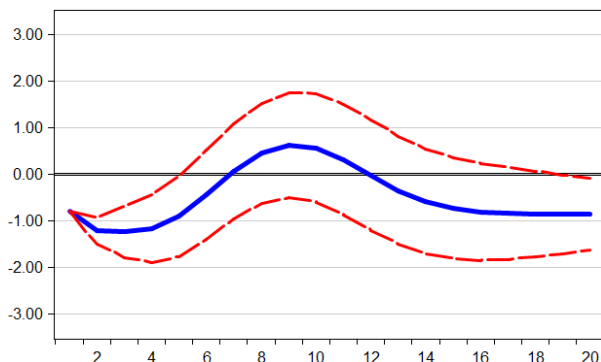
(a) Gasto total, $a_2 = 0$



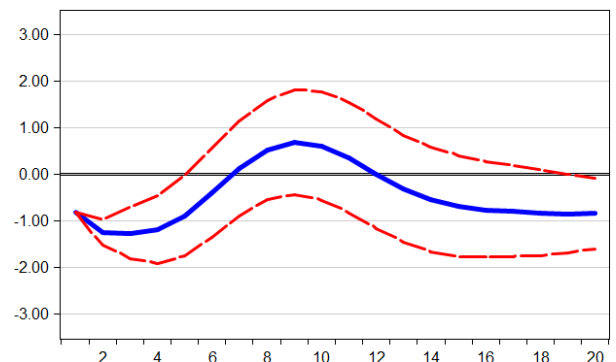
(b) Gasto total, $b_2 = 0$



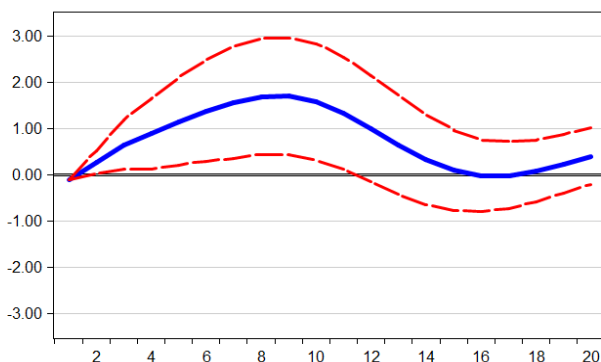
(c) Gasto corriente, $a_2 = 0$



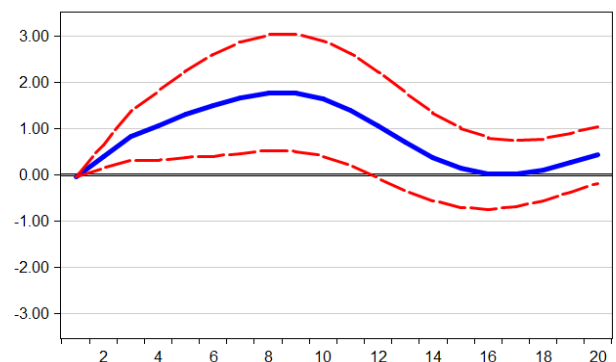
(d) Gasto corriente, $b_2 = 0$



(e) Gasto de capital, $a_2 = 0$



(f) Gasto de capital, $b_2 = 0$

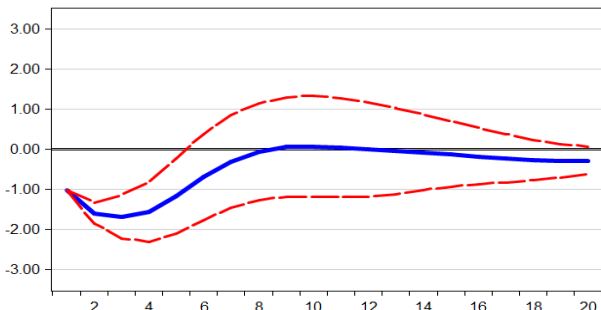


NOTA: En las seis figuras, las unidades de medida del eje izquierdo son porcentajes.

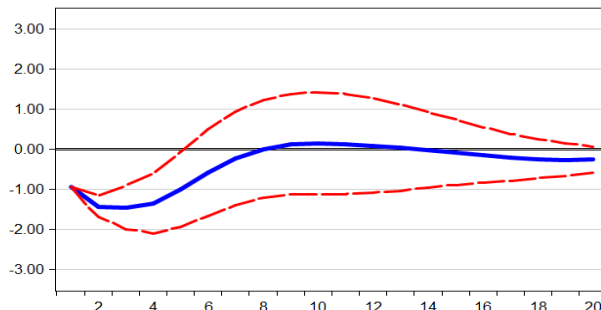
ELABORACIÓN: Propia.

GRÁFICO 9. *Supuesto N° 1 ($a_2 = 0$) y N° 2 ($b_2 = 0$). Efecto de un choque estructural en los impuestos sobre el PBI real considerando una elasticidad de $a_1 = 2,0$.*

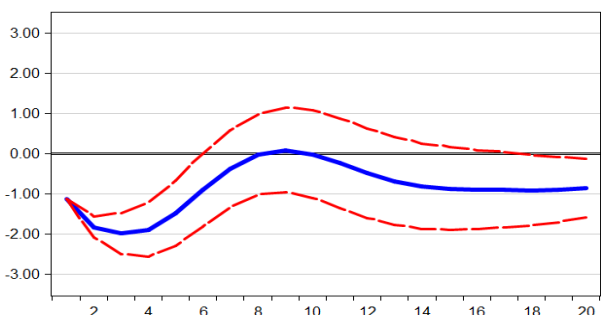
(a) Gasto total, $a_2 = 0$



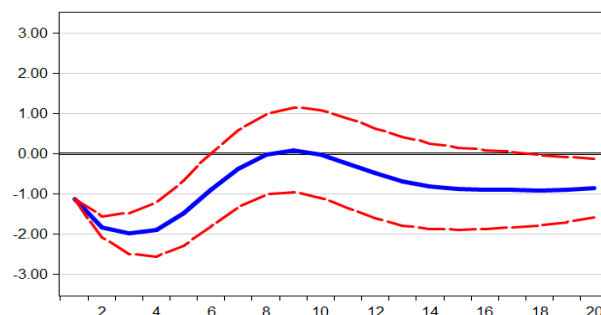
(b) Gasto total, $b_2 = 0$



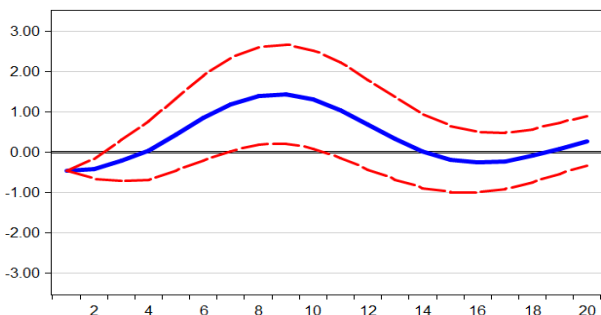
(c) Gasto corriente, $a_2 = 0$



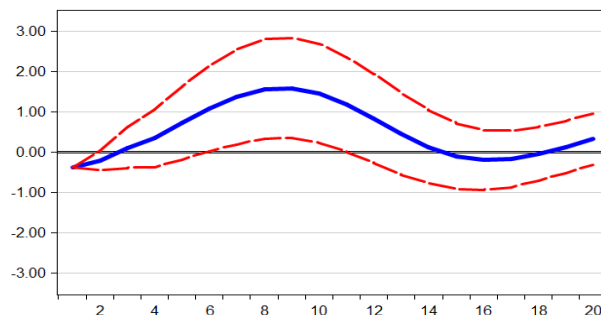
(d) Gasto corriente, $b_2 = 0$



(e) Gasto de capital, $a_2 = 0$



(f) Gasto de capital, $b_2 = 0$



NOTA: En las seis figuras, las unidades de medida del eje izquierdo son porcentajes.

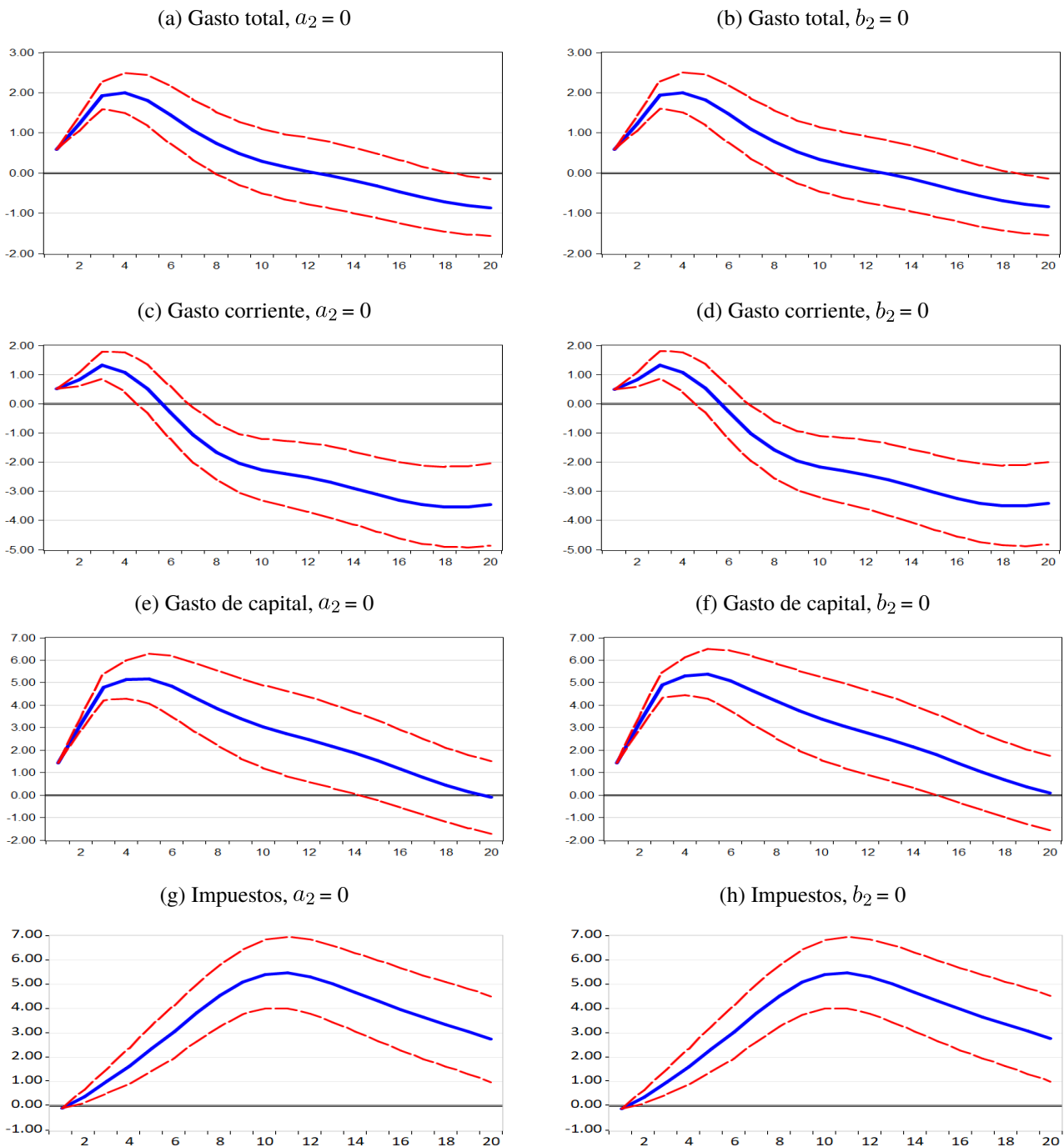
ELABORACIÓN: Propia.

5.3.2. Submuestras: 1990:T1 - 2018:T4 y 1994:T1 - 2018:T4

La segunda prueba de robustez consiste en la re-estimación de las FIR de la actividad económica frente a los choques de política fiscal (gasto e impuestos) para dos submuestras: 1990:T1-2018:T4 y 1994:T1-2018:T4.

El **Gráfico 10** muestra las estimaciones de las FIR de la actividad económica frente a los choques de política fiscal para la submuestra: 1990:T1 - 2018:T4, los subgráficos (a), (c), (e) y (g) presentan los resultados de los choques de gasto total, gasto corriente, gasto de capital e impuestos, respectivamente, sobre la actividad económica asumiendo el Supuesto N° 1 ($a_2 = 0$). Mientras que los subgráficos (b), (d), (f) y (h), presentan los resultados de los choques estructurales de gasto total, gasto corriente, gasto de capital e impuestos, respectivamente, sobre la actividad económica, asumiendo el supuesto N° 2 ($b_2 = 0$).

GRÁFICO 10. Supuestos $a_1 = 1,4$; $a_2 = 0$ y $b_2 = 0$. Efecto de un choque estructural en el gasto público e impuestos sobre el PBI real: 1990-2018.

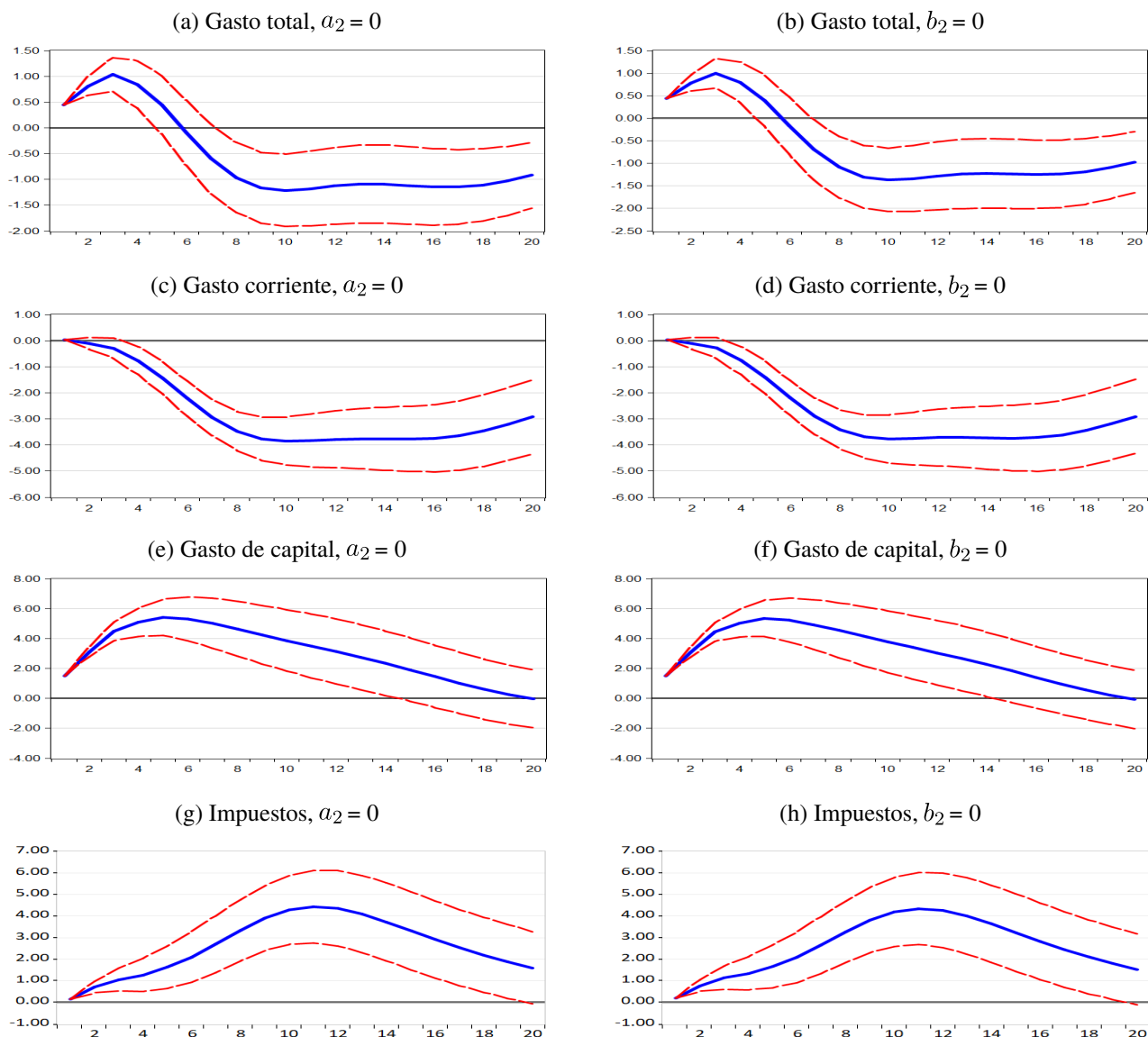


NOTA: En las ocho figuras, las unidades de medida del eje izquierdo son porcentajes.

ELABORACIÓN: Propia.

El **Gráfico 11** muestra las estimaciones de las FIR de la actividad económica frente a los choques de política fiscal para la submuestra: 1994:T1 - 2018:T4, los subgráficos (a), (c), (e) y (g) presentan los resultados de los choques de gasto total, gasto corriente, gasto de capital e impuestos, respectivamente, sobre la actividad económica asumiendo el Supuesto N° 1 ($a_2 = 0$). Mientras que los subgráficos (b), (d), (f) y (h), presentan los resultados de los choques estructurales de gasto total, gasto corriente, gasto de capital e impuestos, respectivamente, sobre la actividad económica, asumiendo el supuesto N° 2 ($b_2 = 0$).

GRÁFICO 11. Supuestos $a_1 = 1,4$; $a_2 = 0$ y $b_2 = 0$. Efecto de un choque estructural en el gasto público e impuestos sobre el PBI real: 1994-2018.



NOTA: En las ocho figuras, las unidades de medida del eje izquierdo son porcentajes.

ELABORACIÓN: Propia.

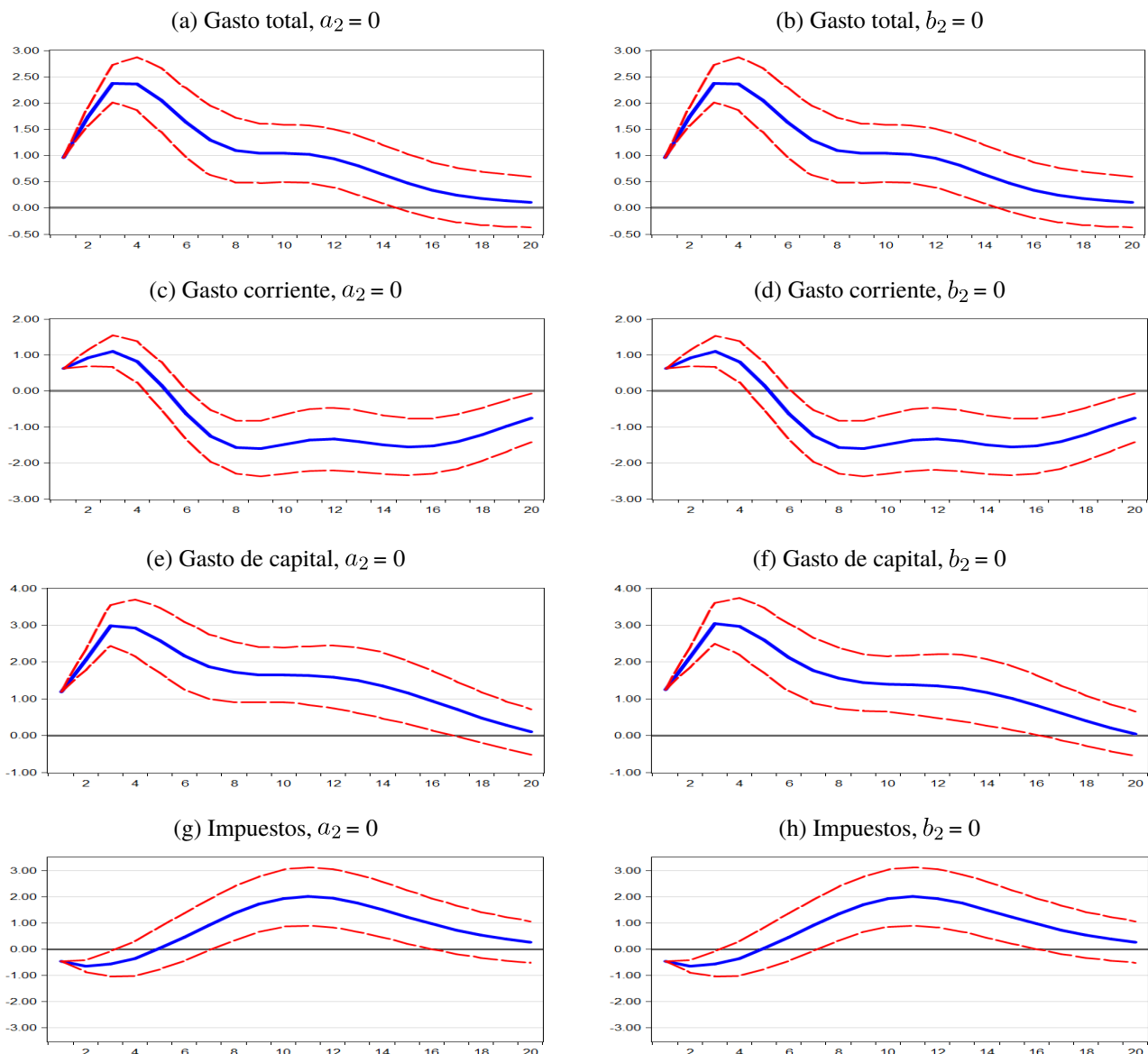
Los resultados obtenidos indican que un aumento de gasto posee un impacto positivo sobre la actividad económica, mientras que una mayor carga impositiva tiene un efecto negativo sobre la actividad económica, demostrando robustez en los resultados, ya que los impactos (positivo o negativo) se mantienen pese al rango de valores que pueda asumir el coeficiente a_1 y para las dos submuestras (1990:T1 - 2018:T4 y 1999:T1 - 1999:T4). Asimismo, se menciona que las modificaciones se ven reflejadas en la magnitud y permanencia del impacto a lo largo de los trimestres, así como en la desagregación del gasto público entre sus componentes de gasto corriente y gasto de capital.

5.3.3. Uso del PBI no primario

La tercera prueba de robustez utiliza el PBI no primario como una variable relacionada a la demanda interna, ya que considera sectores como: manufactura no primaria, construcción, comercio, electricidad y agua y otros servicios.

En el **Gráfico 12** se muestran las estimaciones de las FIR de la actividad económica (pbi no primario) frente a los choques estructurales en el gasto público e impuestos para la submuestra 2000:T1 - 2018:T4. Lo subgráficos (a), (c), (e) y (g) presentan los resultados de los choques de gasto total, gasto corriente, gasto de capital e impuestos, respectivamente, sobre la actividad económica (pbi no primario) asumiendo el Supuesto N° 1 ($a_2 = 0$). Mientras que los subgráficos (b), (d), (f) y (h), presentan los resultados de los choques estructurales de gasto total, gasto corriente, gasto de capital e impuestos, respectivamente, sobre la actividad económica (pbi no primario), asumiendo el supuesto N° 2 ($b_2 = 0$).

GRÁFICO 12. Supuestos $a_1 = 1,4$; $a_2 = 0$ y $b_2 = 0$. Efecto de un choque estructural en el gasto público e impuestos sobre el PBI no primario real: 2000-2018.



NOTA: En las ocho figuras, las unidades de medida del eje izquierdo son porcentajes.

ELABORACIÓN: Propia.

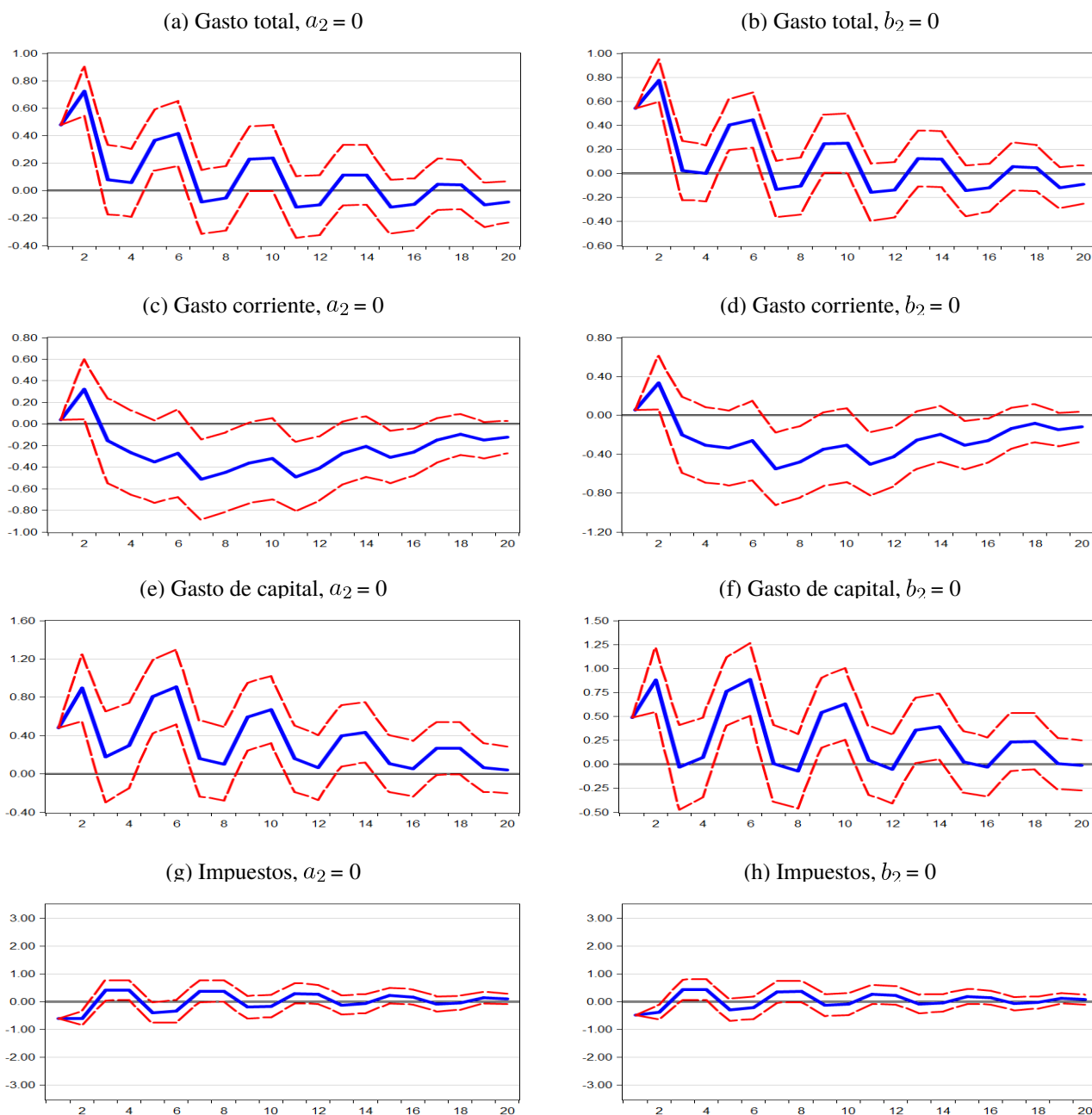
Los resultados obtenidos indican que un aumento de gasto posee un impacto positivo sobre el pbi no primario, mientras que una mayor carga impositiva tiene un efecto negativo sobre el pbi no primario, demostrando robustez en los resultados, ya que el uso del PBI no primario intensifica los impactos de choque de gasto e impuestos sobre el pbi no primario.

5.3.4. Estimación sin medias móviles

El cuarto ejercicio de robustez consiste en modelar las variables del VAR estructural sin medias móviles. Se procede a re-estimar las FIR de la actividad económica frente a choques estructurales en el gasto público e impuestos para la submuestra 2000:T1 - 2018:T4 considerando las variables en términos reales per capita.

En el **Gráfico 13** se muestran las estimaciones de las FIR de la actividad económica frente a los choques estructurales en el gasto público e impuestos, considerando los supuestos N° 1 y N° 2 para el periodo de 2000:T1 - 2018:T4 con una elasticidad de $a_1 = 1,4$.

GRÁFICO 13. Supuestos $a_1 = 1,4$; $a_2 = 0$ y $b_2 = 0$. Efecto de un choque estructural en el gasto público e impuestos sobre el PBI real: 2000-2018.



NOTA: En las ocho figuras, las unidades de medida del eje izquierdo son porcentajes.

ELABORACIÓN: Propia.

Los subgráficos (a), (c), (e) y (g) presentan los resultados de los choques de gasto total, gasto corriente, gasto de capital e impuestos, respectivamente, sobre la actividad económica asumiendo el Supuesto N° 1 ($a_2 = 0$). Mientras que los subgráficos (b), (d), (f) y (h), presentan los resultados de los choques estructurales de gasto total, gasto corriente, gasto de capital e impuestos, respectivamente, sobre la actividad económica, asumiendo el supuesto N° 2 ($b_2 = 0$).

Los resultados obtenidos en este cuarto ejercicio de robustez indican que un aumento de gasto posee un impacto positivo sobre la actividad económica, mientras que una mayor carga impositiva tiene un efecto negativo sobre la actividad económica, demostrando robustez en los resultados, ya que los impactos (positivo o negativo) se mantienen pese que se haya modificado el modelamiento de las series del VAR estructural. Asimismo, se menciona que las modificaciones entre el uso o no de medias móviles y se ven reflejadas en la magnitud y permanencia del impacto a lo largo de los trimestres, así como en la desagregación del gasto público entre sus componentes de gasto corriente y gasto de capital.

6. CONCLUSIONES

En esta investigación se estimaron los efectos de la política fiscal sobre la actividad económica en el Perú, utilizando información trimestral y modelos SVAR donde choques fiscales se identificaron usando la metodología propuesta por Blanchard y Perotti (2002). En particular, se utilizaron dos supuestos: (i) los ingresos tributarios no responden inmediatamente a un aumento del gasto público, y (ii) los ingresos tributarios responden a un aumento del gasto público.

Los resultados indican que un aumento en el gasto público tiene un efecto positivo, significativo y persistente sobre la actividad económica, mientras que una mayor carga impositiva tiene un efecto negativo, poco significativo y temporal sobre la actividad económica. Además, al desagregar el gasto público en gasto corriente y de gasto de capital, los resultados indican que el efecto de un choque de gasto de capital sobre la actividad económica es más importante que el efecto de un choque de gasto corriente. Estos resultados no cambian significativamente para diferentes submuestras, diferentes supuestos sobre la elasticidad de la recaudación respecto del PBI y diferentes medidas de PBI.

Los resultados obtenidos sugieren que una política fiscal contracíclica puede contribuir a reactivar la economía, y que dicho efecto es mayor si la política fiscal se basa en el gasto de capital. Sin embargo, consideramos importante profundizar y extender esta investigación en diferentes dimensiones. Una de ellas es analizar la desagregación sectorial del gasto público no financiero, ya que de acuerdo a la información revisada, los sectores como transporte, vivienda, salud y educación son predominantemente intensivos en gasto de capital. Otra dimensión consiste en incluir el efecto de la interacción de la política monetaria y la política fiscal sobre la reactivación económica. Alternativamente, sería importante usar metodologías para analizar el gasto desagregado, como por ejemplo el enfoque narrativo y modelos VAR aumentado con factores (FAVAR).

REFERENCIAS

- Auerbach, A. J. y Y. Gorodnichenko (2012), “Measuring the Output Responses to Fiscal Policy”, *American Economic Journal: Economic Policy* 4(2), 1-27.
- Arin, K. P., E. Braunfels, y G. Doppelhofer (2019), “Revisiting the growth effects of fiscal policy: A Bayesian model averaging approach”, *Journal of Macroeconomics*, 62, 103158.
- Barro, R. (1981), “Output Effects of Government Purchases”, *Journal of Political Economy* 86(6), 1086-1121.
- BBVA Research (2014), *Situación Perú: cuarto trimestre de 2014*.
- Blanchard, O. y R. Perotti (2002), “An Empirical Characterization of the Dynamic Effects of Changes in Government Spending and Taxes on Output”, *Quarterly Journal of Economics*, 117(4), 1329-1368.
- Berg, T. O. (2015), “Time Varying Fiscal Multipliers in Germany”, *Review of Economics* 66(1), 13-46.
- Berger, D. y J. Vavra (2014), “Measuring How Fiscal Shocks Affect Durable Spending in Recessions and Expansions”, *American Economic Review*, 104(5), 112-115.
- Castillo, T. (2020), “Los efectos de la política fiscal en el Perú: 2000-2018”, Tesis de Licenciatura en Economía, Pontificia Universidad Católica del Perú.
- Consejo Fiscal (2018), “Las finanzas públicas en el Perú: efectividad y sostenibilidad”, Informe Anual 2017.
- Dancourt, O. y F. Jiménez (Eds.) (2009), *Crisis internacional: impactos y respuestas de política económica en el Perú*. Fondo Editorial de la Pontificia Universidad Católica del Perú.
- Dancourt, O. y W. Mendoza (2011), “Recesión de 2008-2009: lecciones de política macroeconómica”, *Revista Economía y Sociedad*, 45 – 50.
- García-Albán, F., M. González-Astudillo y C. Vera-Avellán (2021), “Good policy or good luck? Analyzing the effects of fiscal policy and oil revenue shocks in Ecuador”, *Energy Economics*, 100, 105321.
- Gavin, M., R. Hausmann, R. Perotti y E. Talvi (2011), “Managing fiscal policy in Latin America and the Caribbean: Volatility, procyclicality, and limited creditworthiness”, Inter-American Development Bank, Working Paper 326.
- Gavin, M. y R. Perotti (1997), “Fiscal Policy in Latin America”, *NBER Macroeconomics Annual*, 12, 11-72.
- Glocker, C., G. Sestieri y P. Towbin (2019), “Time-varying government spending multipliers in the UK”, *Journal of Macroeconomics* 60, 180-197.
- Ilzetzki, E., E. G. Mendoza y C. A. Végh (2013), “How big (small?) are fiscal multipliers?”, *Journal of Monetary Economics*, 60(2), 239-254.

- Jiménez, A. y G. Rodríguez (2020), “Time-Varying Impact of Fiscal Shocks over GDP Growth in Peru: An Empirical Application using Hybrid TVP-VAR-SV Models”, Documento de Trabajo 489, Departamento de Economía, Pontificia Universidad Católica del Perú.
- Jones, L. y R. Manuelli (2005), “Neoclassical Models of Endogenous Growth: The Effects of Fiscal Policy, Innovation and Fluctuations”, *Handbook of Economic Growth*, 1(A), 13-65.
- Kraay, A. (2012), “How Large Is the Government Spending Multiplier? Evidence from World Bank Lending”, *Quarterly Journal of Economics*, 127(2), 829-87.
- Lahura, E. y G. Castillo (2018), “El efecto de cambios tributarios sobre la actividad económica en Perú: Una aplicación del enfoque narrativo”, Banco Central de Reserva del Perú, *Revista Estudios Económicos*, 36, 31-53.
- Mendoza, W. y K. Melgarejo (2008), *La efectividad de la política fiscal en el Perú: 1980-2006*. Fondo Editorial de la Pontificia Universidad Católica del Perú.
- Mountford, A. y H. Uhlig (2009), “What are the effects of fiscal policy shocks?”, *Journal of Applied Econometrics* 24(6), 960-992.
- Perotti, R. (2004a), Estimating the effects of fiscal policy in OECD countries. Innocenzo Gasparini Institute for Economic Research, Bocconi University, Working Paper No. 276. <https://www.frbsf.org/economic-research/wp-content/uploads/sites/4/fpoecd.pdf>
- Perotti, R. (2004b), Public Investment: Another (Different) Look. Innocenzo Gasparini Institute for Economic Research, Bocconi University, Working Paper No. 277. <https://ssrn.com/abstract=637190>
- Rahaman, A. y R. Leon-Gonzales (2021), “The effects of fiscal policy shocks in Bangladesh: An agnostic identification procedure”, *Economic Analysis and Policy*, 71, 626-644.
- Restrepo, J. E. y H. Rincón (2006), “Identifying Fiscal Policy Shocks in Chile and Colombia”, *Borradores de Economía* 397, 1-25.
- Rezk, E., M. C. Avramovich y M. Basso (2006), “Dynamic Effects of Fiscal Shocks Upon Diverse Macroeconomic Variables: A Structural VAR Analysis for Argentina”, mimeo.
- Romer, C. D. y D. H. Romer (2010), “The macroeconomic effects of tax changes: Estimates based on a new measure of fiscal shock”, *American Economic Review*, 100(3), 763-801.
- Rossini, R., Z. Quispe, y J. Loyola (2012), “Fiscal policy considerations in the design of monetary policy in Peru”, Documento de trabajo 2012-022, Banco Central de Reserva del Perú.
- Salinas, C. y M. Chuquilín (2014), “Las asimetrías de la política fiscal en una economía emergente: el caso del Perú, 1992-2013”, En F. B. Galarza (Ed.), *Economía aplicada: Ensayos de investigación económica 2013*, Capítulo 8, Fondo Editorial de la Universidad del Pacífico.
- Sanchez, W. y H. Galindo (2013), “Multiplicadores Asimétricos del Gasto Público y de los Impuestos”, Dirección General de Política Macroeconómica, Ministerio de Economía y Finanzas.

- Vtyurina, S. y Z. Leal (2016), “Fiscal Multipliers and Institutions in Peru: Getting the Largest Bang for the Sol”, IMF Working Paper 2016/144, International Monetary Fund.
- Warner, A. (2014), “Public Investment as an Engine of Growth”, IMF Working Paper 14/148, International Monetary Fund.



La Migración Interna en el Perú, 2012 – 2017

MARIO HUARANCCA, WILLY ALANYA Y RENZO CASTELLARES*

Este documento analiza la migración interna reciente a nivel distrital y provincial, así como sus determinantes, utilizando información de los censos de población y vivienda de 2007 y 2017. Entre los principales resultados se encuentra que la menor pobreza y ruralidad, así como el mayor acceso a servicios (agua por red pública, electricidad y educación) en los distritos de destino, explican la migración entre los años 2012-2017. Asimismo, los datos recientes revelan que la emigración se orienta hacia los distritos de mayor población antes que a ciudades intermedias, y que tanto la migración como el crecimiento poblacional se concentran en pocos distritos.

Palabras Clave : Migración, determinantes, interna, población, tamaño.
Clasificación JEL : E43, E44, E58, H63.

1. INTRODUCCIÓN

Entre los años 2007 y 2017 existió un aumento poblacional en solo un tercio de los distritos de Perú. Este crecimiento, en su mayoría registrado en los distritos de la costa, habría estado vinculado principalmente a la mayor llegada de inmigrantes locales, antes que a una mayor tasa de natalidad. En efecto, los departamentos de esta región registraron las menores tasas de natalidad intercensal en el Perú.

Debido a los retos que plantea la migración interna para la política social y regional, es importante analizar los factores que influyen en ésta. El censo de población y vivienda de 2017 permite analizar la migración reciente a nivel distrital, es decir, la migración que se dio entre los años 2012 y 2017. En este sentido, este trabajo compara las características e indicadores socioeconómicos de los distritos de origen y de destino de los migrantes, analiza los principales rasgos de los flujos migratorios, y luego evalúa formalmente las razones subyacentes que condicionan la migración interna.

Para dicho fin, se utiliza la información del flujo de migrantes a nivel distrital del Censo 2017, así como indicadores de calidad de vida obtenidos del Censo 2007. Para la identificación de los determinantes se utiliza un modelo lineal que controla por características específicas de los distritos de origen y de destino,

* Huarancca: Banco Central de Reserva del Perú (correo electrónico: mario.huarancca@bcrp.gob.pe). Alanya: Banco Central de Reserva del Perú (correo electrónico: willy.alanya@bcrp.gob.pe). Castellares: Banco Central de Reserva del Perú (correo electrónico: renzo.castellares@bcrp.gob.pe).

Agradecemos los comentarios recibidos por Samuel Martel en la elaboración de este documento. Las opiniones expresadas en este trabajo así como los errores subsistentes son de exclusiva responsabilidad de los autores.

con lo cual se reduce el problema de sesgo por variables omitidas. Asimismo, y a diferencia de trabajos previos, se utiliza información del Censo de 2007 para evitar potenciales problemas de endogeneidad.

Los resultados muestran que gran parte de los migrantes buscan mejorar su condición de vida al momento de dejar sus distritos de origen. Esto, debido a que existe una relación positiva entre los años promedio de educación y el acceso a servicios públicos (agua y electricidad) dentro del distrito de destino, con el flujo migratorio que recibe el distrito. Adicionalmente, se encuentra una relación negativa entre el nivel promedio de pobreza, el nivel de ruralidad, y la altitud del distrito de destino, con el flujo migratorio que recibe. Finalmente, los resultados indican que la migración se realiza de distritos pequeños a grandes, y que el crecimiento poblacional se concentra en distritos de mayor población, independientemente de si estos se encuentran en la costa, sierra o selva.

Los resultados de esta investigación se convierten en un punto de partida para la estimación de los futuros flujos migratorios. Dada la dirección de dichos flujos desde los distritos menos poblados hacia los más poblados, se origina una oportunidad para el aprovechamiento de economías de escala en la provisión de servicios públicos.

El desarrollo del documento continúa de la siguiente manera: la [sección 2](#) documenta una breve revisión de literatura sobre los posibles determinantes de la migración interna. La [sección 3](#) analiza el reciente crecimiento poblacional a nivel distrital y su vinculación con la migración interna. Además, en esta sección se comparan algunos indicadores de condición de vida de los distritos de origen y de destino y otras características detrás de los flujos migratorios. Posteriormente, en la [sección 4](#) se abordan aspectos metodológicos, en tanto que en la [sección 5](#) se realiza un análisis descriptivo de los datos. Luego, en la [sección 6](#) se interpretan los principales resultados de la estimación y se realiza un análisis de robustez de los resultados. Finalmente, la [sección 7](#) presenta las conclusiones del trabajo.

2. REVISIÓN DE LITERATURA

Existen diversas investigaciones que analizan los determinantes de la migración interna y aquella que se da entre países. Uno de los primeros trabajos que estudia los flujos migratorios es el de [Lewis \(1954\)](#), quien explica la dinámica de la inmigración y la exportación de capital para el caso de una economía abierta, ante la existencia de un exceso de oferta laboral en otros países.

Por otro lado, [Young \(2013\)](#) encuentra que la condición de urbanidad y los mejores ingresos relativos que ofrecen las regiones menos rurales son factores que explican los procesos migratorios. En esta línea, y entre los estudios para América Latina, [Rodríguez \(2008\)](#) argumenta que los países de la región experimentan una creciente migración entre zonas urbanas, enfatizando los flujos migratorios hacia las ciudades relativamente más grandes y las migraciones intra-metropolitanas. Complementario a estos trabajos, [Kinnan y otros \(2018\)](#) exploran los beneficios que los hogares rurales reciben por migrar y como esto contribuyó en la reducción de la pobreza rural y desigualdad.

Respecto a la distancia como determinante de la migración, [Aroca y Maloney \(2005\)](#), similar a [Kinnan y otros \(2018\)](#), encuentran que una mayor distancia entre las regiones de origen y destino desalienta la migración al incurrir en mayores costos de transporte.

En el Perú, los estudios se centran en las migraciones de zonas rurales a urbanas, así como en las mejores oportunidades laborales y de provisión de servicios que se encuentran en los distritos de destino. En particular, [Pessino \(1991\)](#)¹ argumenta que los migrantes tienen información incompleta acerca de

1 Pessino (1991) emplea la encuesta *Peru Living Standards Survey* elaborada por el Banco Mundial en colaboración con el Instituto Nacional de Estadística e Informática en los años 1985 -1986.

las condiciones y oportunidades laborales en zonas distantes y desconocidas, por lo que el conocerlas proporciona un incentivo natural para las movilizaciones. Así, el migrar brinda la oportunidad de completar la información para luego tomar la decisión de quedarse o regresar. Los migrantes primarios que se mudan de las áreas rurales y menos urbanizadas lo hacen por razones de aprendizaje; mientras que los que se mudan desde zonas urbanas son migrantes secundarios.

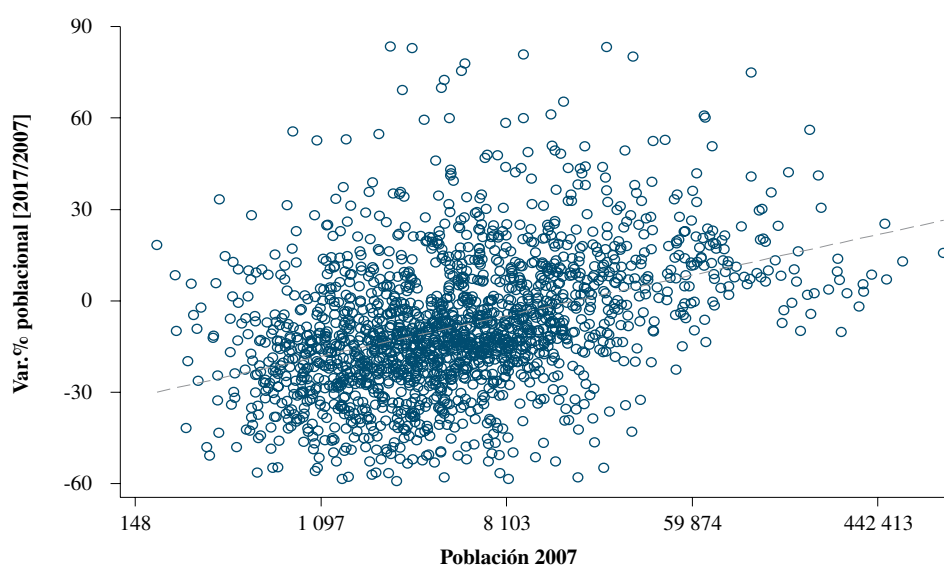
Yamada (2012), empleando los censos 1993 y 2007, muestra que los migrantes toman en cuenta las posibles mejoras en los niveles de vida, conduciendo a una reasignación más eficiente de recursos y a un aumento del bienestar. Adicionalmente, encuentra que la movilidad interna de la mano de obra tiene efectos positivos sobre el mercado laboral. Al respecto, Aldana y Escobal (2016), utilizando información de la Encuesta Nacional de Hogares para los años 2007-2010, muestran que la inmigración tiene un impacto positivo sobre el capital humano, y que este impacto es mayor en las provincias de menor desarrollo. Asimismo, muestran que la emigración aumenta el nivel de envejecimiento de la población y que tiene un impacto negativo sobre el nivel de consumo de las provincias con mayores niveles de desarrollo.

3. LA MIGRACIÓN INTERNA 2012-2017, SUS CARACTERÍSTICAS Y EL CRECIMIENTO POBLACIONAL

De acuerdo a los Censos 2007 y 2017, la población peruana creció, en promedio, 1,0 por ciento cada año. De los 1 874 distritos del Perú en 2017, solo 565 de estos incrementaron su población durante el periodo intercensal. En este grupo destaca San Juan de Lurigancho, distrito capitalino que cuenta con la mayor población a nivel nacional, y que experimentó el mayor crecimiento poblacional durante este periodo (+ 140 052 habitantes). En contraste, la población de 1 268 distritos se redujo entre los años 2007 y 2017, destacándose que, entre los 10 distritos con mayor reducción poblacional, 8 se encuentran en las regiones de la sierra y selva peruana.

El crecimiento poblacional del Perú se habría concentrado en las ciudades de mayor tamaño. De acuerdo al Gráfico 1, los distritos que albergaron un menor número de habitantes en 2007 exhibieron pérdidas poblacionales hacia el 2017, mientras que los distritos con más habitantes en 2007 registraron incrementos.

GRÁFICO 1. *Crecimiento poblacional intercensal y población en 2007 según distritos*



NOTA: Se considera aquellos distritos cuya tasa de crecimiento poblacional intercensal se ubica entre el percentil 1 y 99 de su distribución.

FUENTE: INEI - Censo 2007 y 2017.

El crecimiento poblacional² de los 565 distritos que registraron aumentos de población, y que se ubican mayormente en la región costera, no estaría directamente asociado ni a una mayor tasa de natalidad ni a una menor tasa de mortalidad en dichos distritos, sino más bien, a los flujos de migración interna. En efecto, los departamentos de esta región mostraron las menores tasas de natalidad intercensal. En promedio, la tasa de natalidad de estas regiones fue de 23 por cada 1 000 habitantes, mientras que en el resto del país fue de 29 por cada 1 000 habitantes y cuya tendencia a la baja se mantendría hacia 2020³ según el Instituto Nacional de Estadística e Informática (INEI, 2009). Complementariamente, los niveles de mortalidad proyectados para la región costera muestran niveles superiores al promedio nacional. Específicamente, la esperanza de vida⁴ en esta región aumentó en 1,7 años entre los quinquenios 2005-2010 y 2015-2020, por debajo del promedio nacional el cual aumentó en 2 años. Así, el crecimiento poblacional de estos distritos se explicaría principalmente por la mayor migración interna que recibieron durante este periodo.

3.1. CARACTERÍSTICAS DE LA MIGRACIÓN INTERNA RECIENTE

De acuerdo al Censo de 2007, el porcentaje de la población que migró internamente, entre los años 2002 y 2007 (migración reciente o de los últimos 5 años), fue de 10,6 por ciento. Dicho porcentaje ascendió a 10,9 por ciento para 2017, revelando que una mayor proporción de personas, respecto a la población, cambiaron de distrito de residencia entre 2012 y 2017. A partir de la información de los censos es posible diferenciar los flujos migratorios entre distritos de una misma provincia, de aquellos que se dan fuera de la provincia o departamento. De esta manera, el Cuadro 1 presenta los principales distritos de destino dependiendo del tipo de migración: inter-departamental, inter-provincial pero dentro del departamento, e intra-provincial. En general, se observa que los distritos de Lima concentran el mayor número de inmigrantes inter-departamentales e intra-provinciales⁵.

Tal como se reporta en el Cuadro 1, un porcentaje significativo de los flujos migratorios que reciben los distritos proviene de distritos vecinos. Sin embargo, esta migración puede estar motivada por factores distintos a la migración inter-provincial. Por ejemplo, un individuo que decide mudarse a un distrito ubicado dentro de la provincia de residencia motivado por la cercanía al trabajo principal, difiere de aquel que migra de una provincia o departamento a otro en búsqueda de un mayor acceso a servicios públicos. Es por ello que el análisis descriptivo y econométrico de este documento contempla únicamente la migración inter-provincial e inter-departamental a nivel distrital.

2 El crecimiento poblacional se define como: $\Delta \% Pob_t = \frac{natalidad_t}{Pob_{t-1}} - \frac{mortalidad_t}{Pob_{t-1}} + \frac{\text{saldo migratorio}_t}{Pob_{t-1}}$; donde $\frac{natalidad_t}{Pob_{t-1}}$ representa la tasa de natalidad, $\frac{mortalidad_t}{Pob_{t-1}}$ la tasa de mortalidad, y $\frac{\text{saldo migratorio}_t}{Pob_{t-1}}$ el saldo migratorio como porcentaje de la población en $t-1$.

3 Por ejemplo, Moquegua y Callao registrarían las menores tasas a nivel nacional proyectadas con 14 y 15 hijos nacidos vivos al nacer por cada mil habitantes, respectivamente.

4 Se estima que hacia 2020 la Esperanza de Vida al Nacer (EVN) en el país alcance los 75,9 años; mientras que Lima, Callao, Ica, La Libertad, Lambayeque y Moquegua, una EVN mayor a 77 años.

5 Los migrantes respecto al distrito de destino son considerados inmigrantes, y respecto a los distritos de origen son emigrantes.

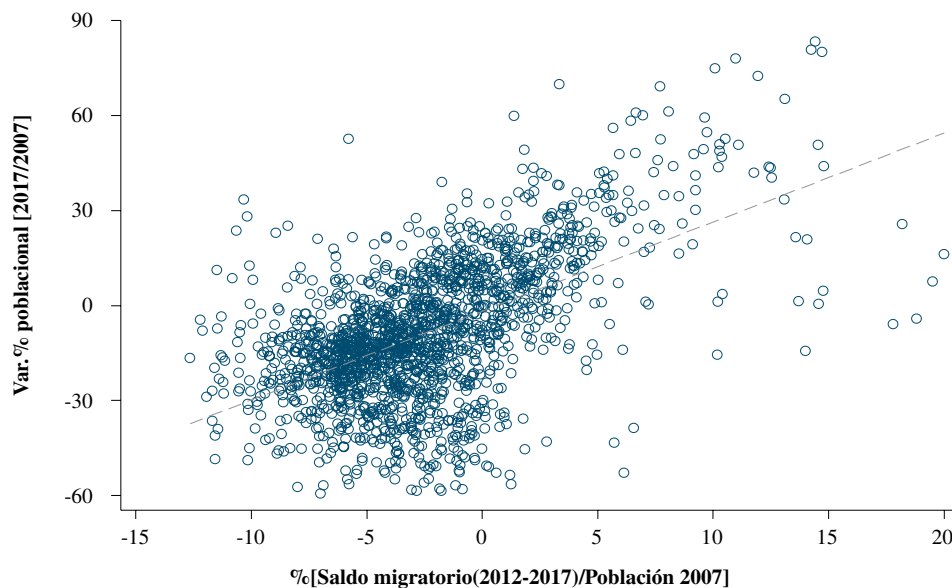
CUADRO 1. *Inmigración departamental, provincial y distrital según distritos: 2012-2017*

Departamento	Provincia	Distrito	Inmigración inter-departamental	% respecto a la población 2017
Lima	Lima	San Juan de Lurigancho	49 431	4,8
Lima	Lima	San Martín de Porres	42 388	6,5
Callao	Callao	Callao	41 217	9,1
Lima	Lima	Ate	35 135	5,9
Callao	Callao	Ventanilla	32 286	10,2
Lima	Lima	Lima	25 589	9,5
Lima	Lima	Puente Piedra	23 170	7,0
Lima	Lima	Comas	19 380	3,7
Lima	Lima	Los Olivos	19 326	5,9
La Libertad	Trujillo	Trujillo	17 853	5,7
Departamento	Provincia	Distrito	Inmigración inter-provincial e intra-departamental	% respecto a la población 2017
Puno	San Roman	Juliaca	15 756	6,9
La Libertad	Trujillo	Trujillo	9 829	3,1
Cajamarca	Cajamarca	Cajamarca	8 444	3,9
Cusco	Cusco	San Sebastián	8 121	7,2
Puno	Puno	Puno	8 000	5,9
La Libertad	Trujillo	El Porvenir	7 233	3,8
Piura	Piura	Castilla	6 700	4,2
Cusco	Cusco	Cusco	6 466	5,6
Junín	Huancayo	El Tambo	6 345	3,8
Puno	San Roman	San Miguel	5 141	8,2
Departamento	Provincia	Distrito	Inmigración intra-provincial	% respecto a la población 2017
Piura	Piura	Veintiséis de Octubre	49 270	29,7
Lima	Lima	San Martín de Porres	48 530	7,4
Lima	Lima	San Juan de Lurigancho	48 530	4,7
Lima	Lima	Carabaylo	41 641	12,5
Lima	Lima	Ate	41 491	6,9
Lima	Lima	Santiago de Surco	39 924	12,1
Puno	San Roman	San Miguel	31 514	50,5
Lima	Lima	Comas	30 862	5,9
Lima	Lima	Puente Piedra	28 317	8,6
Lima	Lima	Los Olivos	25 977	8,0

FUENTE: INEI, Censo 2017.

ELABORACIÓN: BCRP, Dpto. de Políticas Sociales y Regionales.

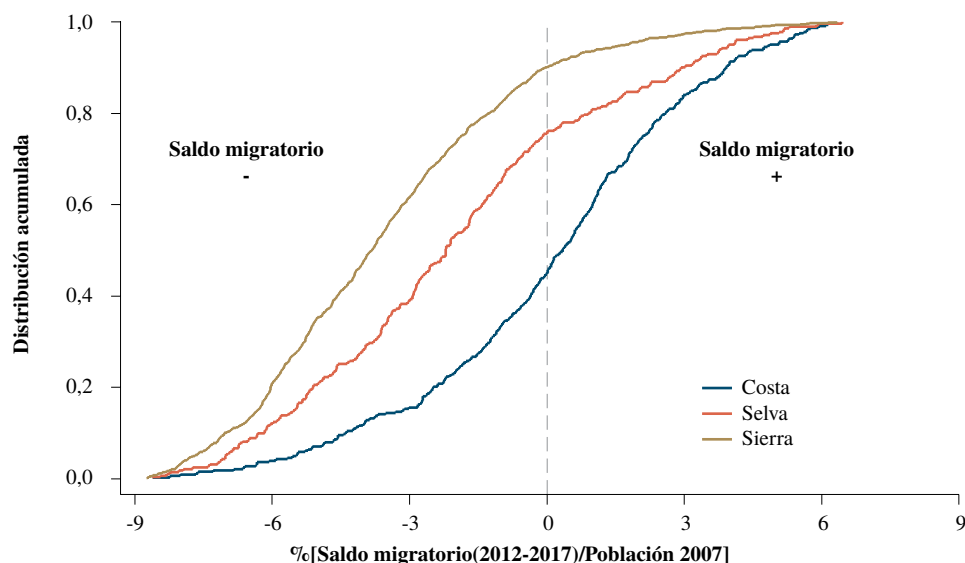
El **Gráfico 2** muestra la relación entre el crecimiento poblacional y el saldo migratorio interno, esto es, la diferencia entre el número de inmigrantes menos emigrantes por distrito. Se observa que, en promedio, los distritos que registran las mayores tasas de crecimiento de la población en 2017 (respecto a 2007) son aquellos distritos que también presentan un mayor ratio de $\frac{\text{saldo migratorio}}{\text{población}}$.

GRÁFICO 2. Crecimiento poblacional y saldo migratorio: 2012-2017

NOTA: Se considera aquellos distritos cuya tasa de crecimiento poblacional intercensal y $\frac{\text{saldo migratorio}}{\text{población en 2007}}$ se ubican entre el percentil 1 y 99 de su distribución.

FUENTE: INEI - Censo 2007 y 2017.

Para observar dónde se concentra el flujo migratorio interno, el [Gráfico 3](#) muestra la distribución acumulada del saldo migratorio por regiones. De acuerdo al gráfico, los distritos de la costa del Perú registran las mayores ganancias poblacionales como consecuencia de la migración interna, puesto que la distribución de los distritos de la costa se posiciona a la derecha de las distribuciones de la selva y sierra del Perú. Asimismo, resalta que el 88,7 por ciento de los distritos de la sierra registraron un saldo migratorio negativo durante el periodo 2012-2017.

GRÁFICO 3. Estimación de la distribución acumulada del ratio $\frac{\text{saldo migratorio 2012-2017}}{\text{población 2007}}$ 

NOTA: Se considera aquellos distritos cuya tasa de crecimiento poblacional intercensal se ubica entre el percentil 1 y 99 de su distribución.

FUENTE: INEI - Censo 2007 y 2017.

Con el objetivo de analizar los flujos migratorios entre regiones, el Cuadro 2 muestra la distribución de los lugares de destino de los emigrantes para cada región de origen. Se observa que los emigrantes de los distritos de la costa se trasladan principalmente a distritos ubicados en esa misma región (66,9 por ciento), a diferencia de lo que sucede con los distritos de la sierra o la selva, quienes prefieren migrar fuera de su región de origen. En el caso de la región selva, el 62 por ciento de sus migrantes se dirigió a distritos de la costa y la sierra.

Por otro lado, la segunda parte del Cuadro 2 reporta la distribución total de las transiciones de los migrantes. Se encuentra que, en términos absolutos, la migración costa-costa, sierra-costa y sierra-sierra, explican los mayores flujos de emigración, con participaciones de 29,2; 18,6 y 15,6 por ciento del total de traslados.

CUADRO 2. *Transiciones de migrantes según regiones*

		Transiciones			Total
		Destino			
		Costa	Sierra	Selva	
Origen	Costa	66,9	21,9	11,3	100,0
	Sierra	49,8	41,9	8,3	100,0
	Selva	47,0	15,3	37,8	100,0
	Total	56,7	28,1	15,2	100,0

		Transición (% Total)			Total
		Destino			
		Costa	Sierra	Selva	
Origen	Costa	29,2	9,6	4,9	43,7
	Sierra	18,6	15,6	3,1	37,3
	Selva	8,9	2,9	7,2	19,0
	Total	56,7	28,1	15,2	100,0

FUENTE: INEI - Censo 2017.

3.2. DETERMINANTES DE LA MIGRACIÓN INTERNA

Para entender los determinantes de la migración interna se requiere aproximar los beneficios que encuentran los emigrantes en los lugares de destino, en comparación con las características de los distritos de residencia.

¿Qué ventajas encuentran los migrantes en las zonas de destino?

El Cuadro 3 muestra las diferencias entre los niveles de pobreza; acceso a servicios públicos de agua y electricidad; y el nivel educativo, entre los distritos de origen y destino para los años 2007 y 2017. Se observa una tendencia de los habitantes de migrar hacia distritos con mejores indicadores socioeconómicos. Así por ejemplo, en 2007 la media de los años promedio de educación para el distrito de destino supera en alrededor de 1 año a la del distrito de origen. Un resultado similar se observa para el año 2017, con la particularidad que, la media de los años de educación de los distritos de origen para dicho año es similar a la de los distritos de destino en 2007. Esto sugeriría que, aun cuando la situación peruana en materia educativa ha mejorado, continúa la tendencia a migrar hacia lugares donde la población encuentre mayores niveles de educación.

El Cuadro 3 también señala que el indicador de pobreza, aproximado por el criterio de Necesidades Básicas Insatisfechas (NBI)⁶, sigue la misma tendencia. El migrante promedio se dirige a destinos menos pobres. En 2007, el nivel de pobreza en los distritos de destino era aproximadamente 12 puntos porcentuales (pp.) menor a la del distrito de origen, sin embargo dicho margen se redujo a 7 pp hacia el 2017. Es decir, si bien un individuo promedio elige un nuevo lugar para vivir con un menor nivel de pobreza, dicha mejora no es tan sustancial como en 2007.

En línea con las mejoras en los niveles de educación y las menores tasas de pobreza, los indicadores de acceso a servicios públicos (agua y electricidad) también resultan significativamente mejores en los distritos de destino. Sin embargo, al igual que los indicadores previos, la diferencia entre los distritos de origen y de destino se redujo en 2017 en comparación a 2007.

CUADRO 3. Pobreza, educación y acceso a servicios públicos en distritos de origen y promedio de destino, 2007 y 2017

2017								
	Pobreza (%)		Agua (%)		Luz (%)		Educación (en años)	
	Origen	Destino	Origen	Destino	Origen	Destino	Origen	Destino
Promedio	25,3	18,6	68,2	75,6	88,3	93,7	8,0	8,8
Mediana	20,0	17,3	74,4	78,9	92,4	94,0	8,3	8,8

2007								
	Pobreza (%)		Agua (%)		Luz (%)		Educación (en años)	
	Origen	Destino	Origen	Destino	Origen	Destino	Origen	Destino
Promedio	40,4	29,5	55,5	69,2	74,6	88,5	7,1	8,2
Mediana	32,7	28,2	65,5	75,6	84,7	91,7	7,6	8,3

FUENTE: INEI - Censo 2007 y 2017.

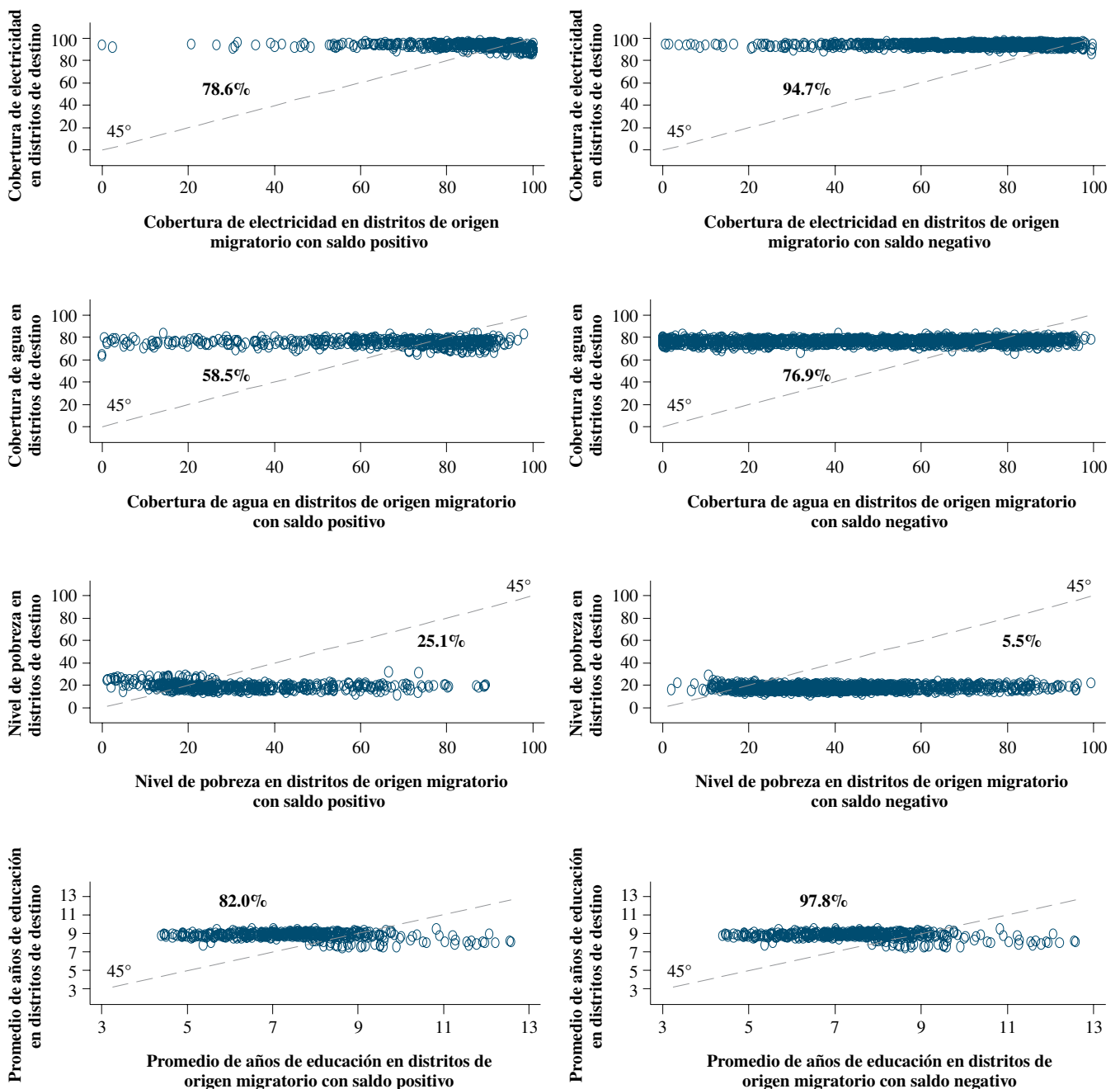
Con el propósito de obtener una descripción más amplia de las diferencias entre los distritos de origen y de destino, el Gráfico 4 compara la distribución de algunos indicadores socioeconómicos como pobreza, años de educación, alumbrado eléctrico y agua por red pública, de los distritos de destino y de origen. En particular, para cada indicador se reportan los valores del distrito de origen y se comparan con los valores promedio de los distritos de destino el cual ha sido ponderado por la participación de los emigrantes (puesto que los habitantes de un distrito de origen pueden arribar a diferentes distritos de destino). La línea de 45 grados indica que el valor del indicador del distrito de origen es igual al promedio del distrito de destino. Además, cada gráfico reporta el porcentaje de distritos de destino que presentan mejores indicadores que los distritos de origen. Finalmente, se dividen los distritos de origen en 2 grupos, el primero para los distritos de origen que presentaron saldo migratorio positivo y el segundo para aquellos con saldo migratorio negativo.

A nivel agregado se observa que los distritos de destino presentan mejores indicadores que los distritos origen en promedio, y que este porcentaje aumenta cuando se trata de un distrito con saldo migratorio

6 Es un método directo para identificar las carencias críticas en una población y caracterizar la pobreza. Este método toma en consideración un conjunto de indicadores relacionados con necesidades básicas estructurales (vivienda, educación, salud e infraestructura pública, etc.) que se requiere para evaluar el bienestar individual.

negativo, es decir, expulsor neto de habitantes. En particular, para las variables de acceso a servicios públicos, el porcentaje promedio de viviendas con acceso a agua potable, así como el de viviendas con acceso a red eléctrica, es mayor en el distrito de destino (una mayor cantidad de observaciones se sitúan por encima de la línea de 45). Esto ocurre en el caso de electricidad en 78,6 y 94,7 por ciento de los distritos de origen con saldo migratorio positivo y negativo, respectivamente. En el caso de agua potable, en el 58,5 por ciento de los casos, los distritos de destino tienen mayor acceso a agua que los distritos de origen con saldo migratorio positivo, aunque este porcentaje se incrementa a 76,9 por ciento si se analizan solo a los distritos de origen con saldo migratorio negativo.

GRÁFICO 4. Pobreza, educación y servicios públicos en distritos de origen y promedio de destino



FUENTE: INEI - Censo 2007 y 2017.

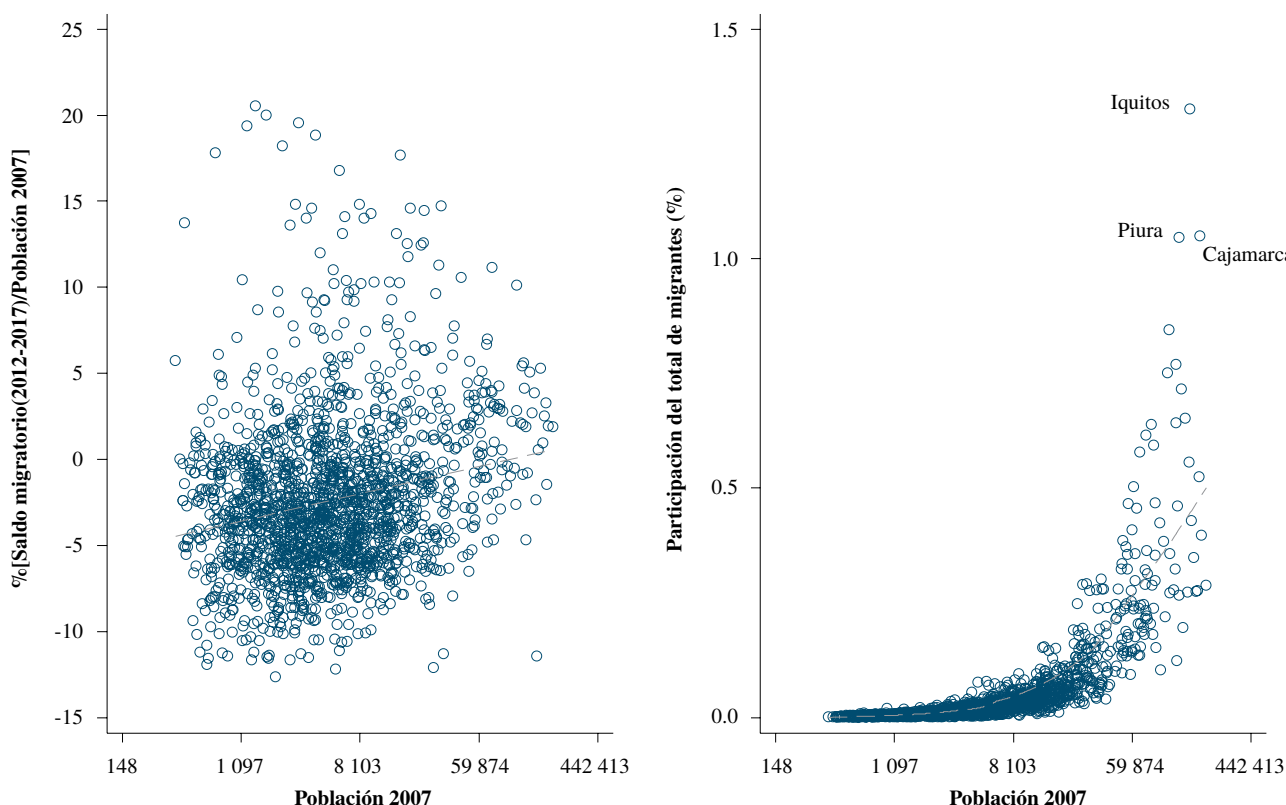
En el caso del indicador de pobreza, el mayor grupo de observaciones se concentra debajo de la línea de 45 grados, es decir, los emigrantes (distritos de origen) transitan hacia distritos menos pobres (distritos de destino). Al comparar las distribuciones de los distritos de origen con saldo migratorio positivo y negativo, se observa que en el segundo, el porcentaje de distritos de origen que emigraron hacia distritos más pobres fue mínimo (5,5 por ciento).

En el caso de los años promedio de educación, el porcentaje de distritos de origen que “migran” hacia distritos con mayor nivel educativo aumenta de 82 por ciento en el caso de los distritos de origen con saldo migratorio positivo, a 97,8 por ciento en aquellos distritos con saldo migratorio negativo.

Tamaño, ruralidad y flujo migratorio

En 2017, los distritos que contaban con una mayor población, en particular los de la región costa, fueron los que atrajeron a una mayor cantidad de inmigrantes, lo cual estaría vinculado a un mejor desempeño económico y/o un mayor acceso a servicios públicos. Como se observa en el **Gráfico 5**, los distritos de Iquitos, Piura y Cajamarca fueron los que captaron más inmigrantes, representando el 3,8 por ciento del total⁷.

GRÁFICO 5. Ratios de saldo migratorio y participación del total de inmigrantes a población en 2007



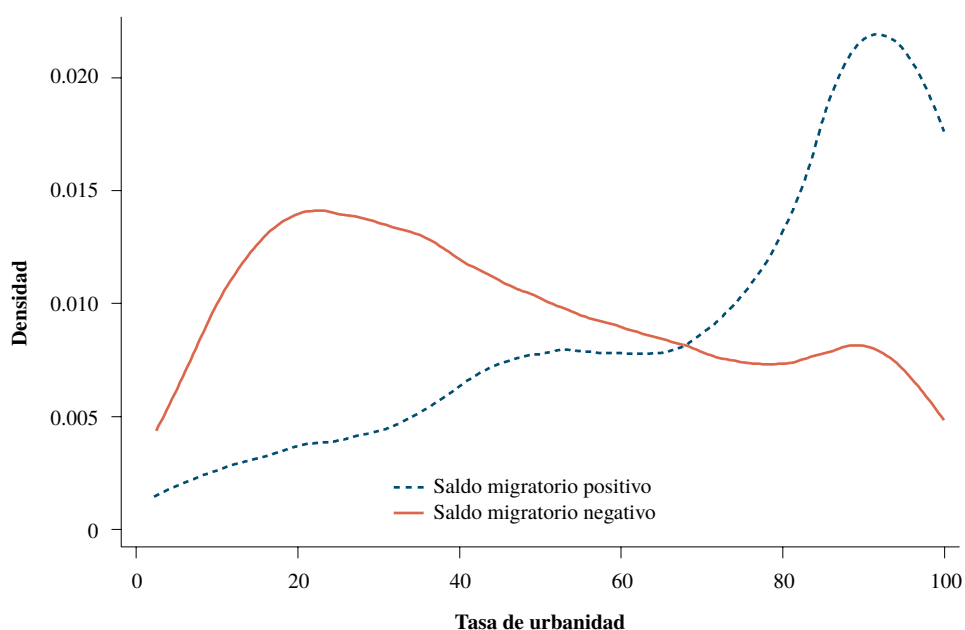
NOTA: Se considera distritos cuya población 2007 y saldo migratorio/población 2017 se ubican entre el percentil 1 y 99 de su distribución.

FUENTE: INEI - Censo 2007 y 2017.

7 Si se considerase toda la muestra, la cual incluye las migraciones intra-provinciales, los distritos de Callao, San Juan de Lurigancho y Lima fueron los que captaron el mayor número de inmigrantes, representando el 5,9 por ciento del total.

La ruralidad es otra variable considerada en la literatura como un factor determinante de la movilidad interna. Por ejemplo, [Young \(2013\)](#), utilizando una muestra de 65 países, encuentra que las personas adultas jóvenes que se desplazan hacia zonas menos rurales, obtienen mayores ingresos en términos reales en comparación a aquellos no migrantes de la misma residencia de origen. En ese sentido, el [Gráfico 6](#) muestra que la concentración de distritos con saldos migratorios negativos es principalmente rural⁸, mientras que los distritos con mayores tasas de urbanidad concentran los flujos migratorios positivos (línea punteada).

GRÁFICO 6. *Estimación de la distribución de la tasa de urbanidad 2017*



NOTA: (i) Se entiende por tasa de urbanidad al porcentaje de personas que viven en áreas urbanas dentro de un distrito. (ii) Se consideran distritos cuyo saldo migratorio se ubican entre el percentil 1 y 99 de su distribución.

FUENTE: INEI - Censo 2007 y 2017.

Flujos migratorios por tamaño poblacional

¿Son las ciudades grandes las que principalmente atraen el mayor flujo de migrantes o existe más bien preferencia por migrar a ciudades intermedias o inmediatamente más grandes? Para responder esa interrogante, el [Cuadro 4](#) presenta una matriz de transiciones por quintiles de la población inicial del distrito (en 2012) y su población en 2017, con el objetivo de observar la dinámica de las migraciones entre distritos de distinto tamaño.

De acuerdo al [Cuadro 4](#), se observa una importante migración hacia los distritos más poblados, puesto que el quinto quintil de destino abarca la mayor proporción de migrantes. A medida que el distrito de

⁸ Corresponde a la población censada en centros poblados con menos de 2 000 habitantes. Cabe precisar que 936 distritos tienen una tasa de ruralidad que oscila entre 16 y 72 por ciento. Por ejemplo, los distritos de Acobamba y Amashca en la región Ancash, y San Juan de Iscos en Junín cuentan con aproximadamente la mitad de su población en condición de ruralidad.

origen es de mayor tamaño, las migraciones procedentes de éstas crecen exponencialmente a distritos de destino de mayor tamaño (concentrando el último quintil cerca del 85 por ciento de los migrantes en cada quintil de origen). Asimismo, la migración entre los quintiles más grandes de población concentra el 63,4 por ciento del total de flujos migratorios.

CUADRO 4. *Transiciones de migraciones según quintiles de población*

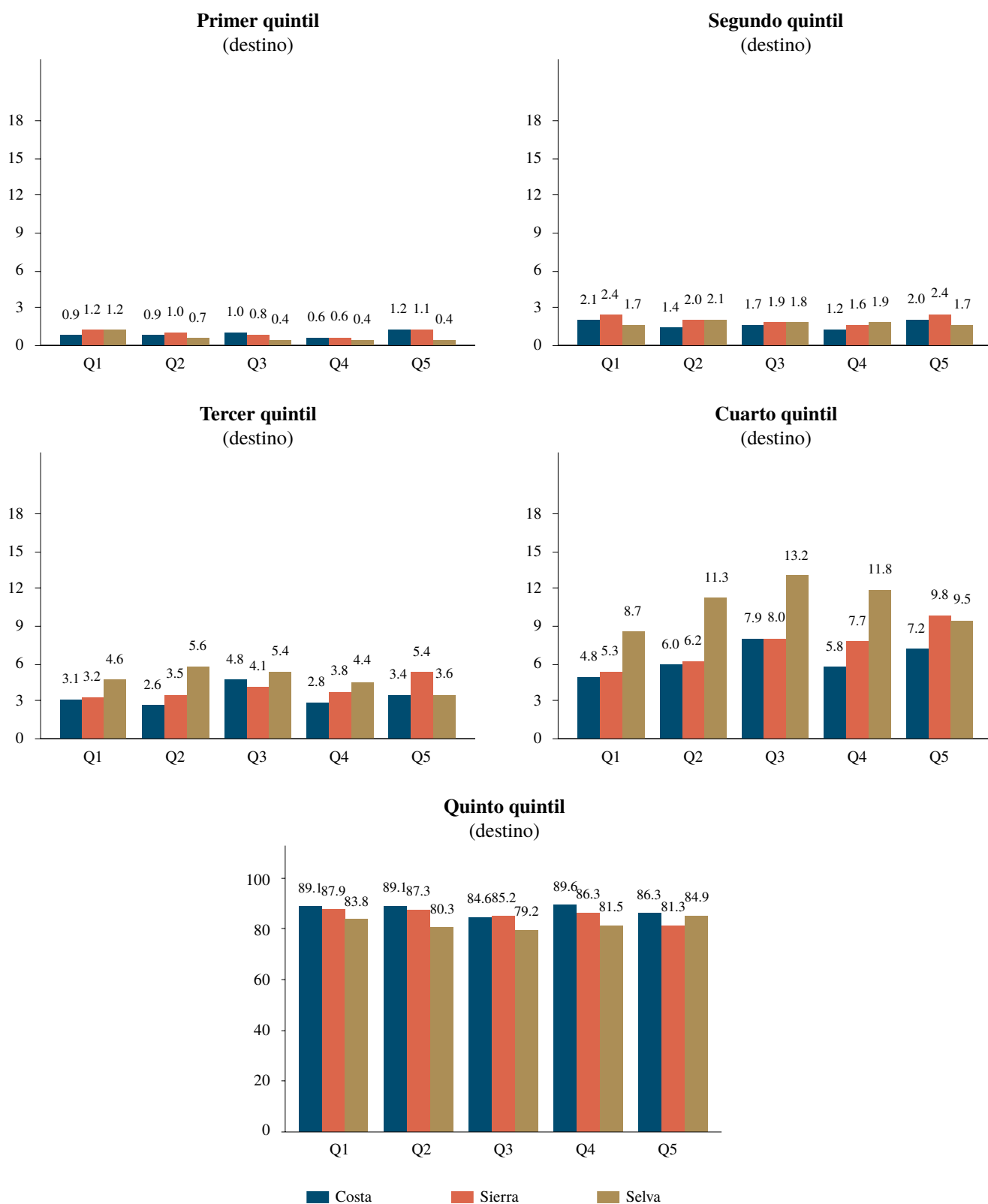
Transiciones a nivel de quintiles						
		Q1	Q2	Q3	Q4	Q5
	Número de habitantes	[149, 1225]	[1226, 2650]	[2653, 5359]	[5368, 13009]	[13028, 1038495]
Q1	[149, 1225]	1,1	2,4	3,3	5,4	87,8
Q2	[1226, 2650]	0,9	2,0	3,6	6,7	86,8
Q3	[2653, 5359]	0,7	1,9	4,4	8,8	84,1
Q4	[5368, 13009]	0,6	1,6	3,8	8,4	85,7
Q5	[13028, 1038495]	1,0	2,0	4,0	8,3	84,7

Transiciones total						
		Q1	Q2	Q3	Q4	Q5
	Número de habitantes	[149, 1225]	[1226, 2650]	[2653, 5359]	[5368, 13009]	[13028, 1038495]
Q1	[149, 1225]	0,0	0,0	0,1	0,1	1,5
Q2	[1226, 2650]	0,0	0,1	0,1	0,3	3,5
Q3	[2653, 5359]	0,0	0,1	0,3	0,6	5,5
Q4	[5368, 13009]	0,1	0,2	0,5	1,1	10,9
Q5	[13028, 1038495]	0,8	1,5	3,0	6,2	63,4

FUENTE: INEI, Censo 2017.

Para un mayor detalle, el [Gráfico 7](#) muestra la migración de la población hacia los distritos de destino pequeños (quintiles 1 y 2), intermedios (quintil 3) y grandes (quintiles 4 y 5), según quintiles de población y región geográfica. Se observa una baja migración hacia los distritos más pequeños para las tres regiones. Por ejemplo, la migración desde los distritos del quintil 5 de la selva hacia los distritos de los quintiles 1 y 2 no superaron el 2,1 por ciento. Este comportamiento es similar al de las regiones costa y sierra. Por su parte, la migración de los distritos de la sierra, y de cualquier tamaño, hacia los distritos intermedios (quintiles 3) representa alrededor del 4 por ciento, mientras que los de la selva y costa, representan el 5 y 3 por ciento, respectivamente. La migración hacia los distritos del quintil 4 es más alta para los distritos de la selva, alcanzando aproximadamente un 11 por ciento cuando la migración se da desde distritos pequeños de la selva. Finalmente, para el caso de la migración a los distritos más grandes (quintil 5), se encuentra una concentración de la migración, con más del 80 por ciento de cada quintil de origen en todas las regiones. La migración más elevada se da desde los distritos más grandes de la costa hacia los distritos más grandes de Perú, llegando a un 89 por ciento.

GRÁFICO 7. Transiciones de migrantes según quintiles de población y región natural



FUENTE: INEI, Censos 2007 y 2017.

4. ESPECIFICACIÓN DEL MODELO

Para analizar formalmente los determinantes de la migración interna reciente entre distritos, pero que además se encuentren necesariamente ubicados en diferentes provincias del Perú, se propone la siguiente especificación:

$$\log(M_{od(2012-2017)}) = \beta_1 \left(\frac{Pop_d - Pop_o}{Pop_d + Pop_o} \right) + \beta_2 \ln(dist_{od}) + \beta_3 \chi_{od} + \alpha_0 + \alpha_d + \varepsilon_{od}, \quad (1)$$

donde $M_{od(2012-2017)}$ es el número de migrantes que partieron del distrito de origen, o , y llegaron al distrito de destino, d . Por su parte, $\left(\frac{Pop_d - Pop_o}{Pop_d + Pop_o}\right)$ captura la diferencia estandarizada de las poblaciones de destino y origen del Censo de 2007, y $\ln(dist_{od})$ es el logaritmo de la distancia (en tiempo o kilómetros) entre los distritos de origen y destino. Asimismo, χ_{od} contiene las diferencias de un grupo de indicadores sociales (pobreza, años promedio de educación, agua y electricidad) entre los distritos de origen y destino en 2007. α_0 y α_d son efectos fijos que capturan características específicas no observables como los niveles de ingresos promedio, seguridad, etc., de los distritos de origen y destino, respectivamente durante 2012 y 2017. Por último, ε_{od} es el término de error.

Cabe mencionar que el efecto de ciertas variables sobre la migración, como la distancia entre ambos distritos, puede variar dependiendo de la ciudad de destino. Así, además de la distancia, las características geográficas o económicas del distrito de arribo pueden potenciar o disminuir el efecto de la distancia. Para capturar este efecto, se agrega a la regresión las interacciones de las variables $\ln(dist_{od}) * costa_d$ y $\ln(dist_{od}) * selva_d$, donde $costa_d$ y $selva_d$ son variables dicotómicas que indican si el distrito de destino pertenece a la región costa y selva, respectivamente.

5. DATOS

Para la estimación de la ecuación principal descrita en la sección anterior se emplean datos de los Censos de 2007 y 2017, los cuales contienen información para los 1 874 distritos⁹. La migración reciente se calcula a partir de las respuestas sobre el lugar de residencia al momento del censo y aquel que el entrevistado tenía cinco años atrás, ambas reportadas en el Censo de 2017. Por su parte, la distancia entre distritos se calcula utilizando la información de las latitudes y longitudes de cada distrito, empleando el servidor *Open Source Routing Machine* que emplea los datos sobre carreteras del proyecto *OpenStreetMap*.

Las variables de población y tasa de ruralidad se obtienen directamente de las preguntas: total de personas censadas y tipo de área censal, respectivamente. Ambas variables se calculan sobre la base de la información publicada en el Censo de 2007. Para evitar problemas de endogeneidad que generen parámetros estimados sesgados, se utiliza información rezagada del año 2007 para el cálculo de los determinantes de la emigración.

El Cuadro 5 muestra las estadísticas descriptivas de las variables incluidas en la ecuación 1. Los valores reportados corresponden a los distritos en los que se observó emigración. En el caso de las emigraciones (M), la media bordea la 8,3 personas, y presenta una desviación estándar de 42. A su vez, el número máximo de emigrantes en un distrito hacia otro distrito fuera de la provincia fue de 9 268 personas.

9 Dado que en 2007 se contaba con 1 833 distritos, se elaboró la consistencia con el Censo de 2017 de tal manera que ambos censos cuentan con 1 874 distritos.

CUADRO 5. Estadísticas descriptivas

Variables	Media	Desviación estándar	Mínimo	Máximo
Migrantes (M)	8,3	42	1,0	9 268
Distancia en KM	683	512	5,1	3 276
Distancia en horas	10,9	8,0	0,1	85
Altitud (m.s.n.m)	1 404	1 435	5,0	4 705
$(Pob_d - Pob_o)/(Pob_o + Pob_d)$	0,0	0,7	-1,0	1,0
Costa _d	0,4	0,5	0,0	1,0
Sierra _d	0,4	0,5	0,0	1,0
Selva _d	0,2	0,4	0,0	1,0
Rural ₂₀₀₇	0,4	0,3	0,0	1,0
Educación ₂₀₀₇ (años)	6,8	1,9	1,8	11,9
Luz ₂₀₀₇	0,5	0,3	0,0	1,0
Agua ₂₀₀₇	0,7	0,3	0,0	1,0
Pobreza ₂₀₀₇	0,5	0,2	0,0	1,0

FUENTE: INEI - Censo 2007 y 2017.

El rango de la distancia entre distritos se sitúa entre 5,1 y 3 276 kilómetros, y/o entre 0,1 y 85 horas, mientras que la máxima altitud que alcanza un distrito en la muestra es de 4 705 m.s.n.m. Al igual que con la variable del número de emigrantes, se toma logaritmo natural a la distancia entre distritos para reducir la dispersión de los datos. $(\frac{Pop_d - Pop_o}{Pop_d + Pop_o})$ es una medida relativa entre las poblaciones del distrito de origen y destino, por tanto, tiene la propiedad de ser simétrica entre los valores de -1 y 1.

Las variables Costa, Sierra y Selva son variables indicadoras que toman el valor de 1 en caso que el distrito de destino se encuentra en alguna de estas regiones, respectivamente, y 0 en caso contrario. Luego, en el caso de estas variables la media denota la proporción de los distritos que pertenecen a cada una de las regiones. La costa tiene la proporción más alta, con 45 por ciento, seguido de la sierra con 36 por ciento y por último, la selva con 19 por ciento.

Finalmente, se reportan las diferencias de los indicadores de calidad de vida entre los distritos de origen y de destino para el año 2007. Se utilizan como indicadores a la tasa de ruralidad, años de educación promedio, promedio del nivel de pobreza, y coberturas de agua y electricidad en el distrito. Se observa un rango amplio para la tasa de ruralidad, con distritos totalmente urbanos y otros con una tasa de ruralidad de 99 por ciento. Por su parte, la media de años de educación y la tasa de pobreza de los distritos de la muestra alcanzan los 6,8 años y 46 por ciento, respectivamente, mientras que la cobertura de electricidad es menor (0,5), en promedio, que la de agua (0,7).

6. RESULTADOS

El Cuadro 6 reporta los resultados de diversas especificaciones de la ecuación descrita en la sección 4. Los estimados, estadísticamente significativos, de las especificaciones (1-8) sugieren que una mayor distancia entre los distritos desincentiva la migración, lo cual estaría asociado a los costos de transporte en que debe de incurrir el migrante (Aroca y Maloney, 2005). Asimismo, los estimados revelan que el efecto negativo de una mayor distancia se amplifica si la migración se da hacia un distrito ubicado en la selva respecto a la de la sierra, pero se atenúa si el distrito de destino pertenece a la costa.

CUADRO 6. Distancia, ruralidad y tamaño de población como determinantes de la migración interna, 2012-2017.
Variable dependiente: Logaritmo de la migración

Variables explicativas	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
$\text{Log}(\text{dist}_{od})$	-0.582*** (0.003)	-0.614*** (0.004)	-0.613*** (0.004)	-0.615*** (0.004)	-0.614*** (0.004)	-0.614*** (0.004)	-0.614*** (0.004)	-0.614*** (0.004)	-0.640*** (0.004)
$(\text{Pop}_d - \text{Pop}_o)/(\text{Pop}_d + \text{Pop}_o)$	0.058*** (0.014)	0.056*** (0.014)	0.035** (0.014)	0.048*** (0.014)	0.051*** (0.014)	0.050*** (0.014)	0.051*** (0.014)	0.031** (0.014)	0.029** (0.014)
$\text{Log}(\text{dist}_{od}) * \text{costa}_i$		0.084*** (0.006)	0.084*** (0.006)	0.086*** (0.006)	0.084*** (0.006)	0.085*** (0.006)	0.084*** (0.006)	0.085*** (0.006)	0.063*** (0.006)
$\text{Log}(\text{dist}_{od}) * \text{secha}_i$		-0.022*** (0.007)	-0.021*** (0.007)	-0.021*** (0.007)	-0.023*** (0.007)	-0.022*** (0.007)	-0.022*** (0.007)	-0.020*** (0.007)	-0.017** (0.007)
$\text{Altitud}_{[1,\text{si Altitud}_o > \text{Altitud}_d]}$		0.043*** (0.007)	0.043*** (0.007)	0.043*** (0.007)	0.044*** (0.007)	0.044*** (0.007)	0.044*** (0.007)	0.043*** (0.007)	0.043*** (0.007)
$\text{Rural}_{[1,\text{si rural}_o > \text{rural}_d]}$			0.154*** (0.007)					0.145*** (0.008)	0.144*** (0.008)
$\text{Educación}_{[1,\text{si educación}_o < \text{educación}_d]}$				0.067*** (0.007)				0.022*** (0.008)	0.022*** (0.008)
$\text{Agua}_{[1,\text{si agua}_o < \text{agua}_d]}$					0.028*** (0.007)				0.004 (0.007)
$\text{Luz}_{[1,\text{si luz}_o < \text{luz}_d]}$						0.053*** (0.007)		0.003 (0.008)	0.002*** (0.008)
$\text{Pobreza}_{[1,\text{si Pobreza}_o > \text{Pobreza}_d]}$							0.037*** (0.007)	0.010 (0.008)	0.010*** (0.008)
Ratio inverso de Mills									-67.472 (2.889)
Efectos fijos de origen	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Efectos fijos de destino	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
R^2 ajustado	0.431	0.432	0.433	0.432	0.432	0.432	0.432	0.433	0.435
Observaciones	213,675	213,675	213,675	213,675	213,675	213,675	213,675	213,675	213,675

1 Error estándar robusto en paréntesis. Se eliminaron las observaciones de logaritmo de distancia menores a cero. a Modelo estimado por corrección de sesgo de muestra de Heckman (1979).

Entre paréntesis se muestra los errores estándar robustos. *** Significativo al 1%, ** Significativo al 5%, * Significativo al 10%.

FUENTE: INEI, Censo 2017.

Por otro lado, de acuerdo a las especificaciones (1-9), una mayor población relativa del distrito de destino promueve una mayor llegada de inmigrantes, con lo cual, el crecimiento poblacional se estaría concentrando cada vez más en las ciudades más grandes.

Las estimaciones reportadas entre las columnas 3-7 incluyen, como determinantes de la emigración, a las diferencias socio-económicas y algunas características adicionales que existen entre los distritos de origen y destino. Específicamente, la tercera columna considera como determinante de la emigración a la tasa de ruralidad del distrito. En particular, se define la variable indicadora $Rural_{[1, si Rural_o > Rural_d]}$, y se encuentra que la cantidad de migrantes aumenta en 16 por ciento ($\exp(0.154)-1$) cuando el distrito de destino es menos rural que el distrito de origen. Estos resultados son consistentes con los mayores flujos migratorios positivos observados hacia los distritos con tasas de urbanidad más elevadas. Estos resultados son similares a los de Yamada (2010), quien, empleando información del Censo 2007, encuentra la condición de ruralidad del distrito como variable significativa en la migración interna. Asimismo, se encuentra que la diferencia en la altitud entre los distritos de destino y origen está correlacionado con un mayor número de migrantes. Los resultados, similares a los encontrados por Revoredo (2020), indican que los migrantes prefieren distritos que se encuentren a una menor altitud. Esto último podría estar asociado a una menor disponibilidad de recursos en las zonas más alejadas del nivel del mar (Haslam y Tanimoune, 2016).

Los resultados de la especificación 4 indican que la migración desde los distritos de origen hacia los distritos de destino aumenta en 7 por ciento si el número de años promedio de educación del distrito de destino es mayor al del distrito de origen. De manera similar, las especificaciones 5 y 6 indican el mismo efecto positivo para las variables de acceso a agua y electricidad. Los coeficientes asociados a pobreza en la especificación 7 también son positivos y significativos, indicando que las personas migran hacia distritos menos pobres. Todos estos resultados son consistentes con lo observado en las secciones previas, donde los principales estadísticos señalan que, en promedio, los migrantes se movilizan a distritos con mejores condiciones socio-económicas.

Finalmente, la columna 8 reporta los estimados al incluir todos los controles usados en las especificaciones 3-7. Salvo los coeficientes correspondientes a las variables de acceso a agua, luz y pobreza, el resto de coeficientes se mantienen estadísticamente significativos. Este resultado se debería a la elevada correlación entre los determinantes.

6.1. ANÁLISIS DE ROBUSTEZ

Esta subsección presenta la sensibilidad de los resultados reportados en el Cuadro 6 al: i) uso de horas como medida de distancia o lejanía entre distritos; ii) consideración de los distritos que no reportaron flujos migratorios; y iii) estimaciones a nivel provincial.

Sesgo de muestra

Debido a que las regresiones reportadas en el cuadro 6 solo consideran observaciones donde existió un flujo migratorio distinto de cero, existe el riesgo de enfrentar el problema de sesgo de selección.

Para verificar si el uso parcial de los datos modifica los estimados reportados, se utiliza el modelo de corrección por sesgo de muestra de Heckman (1979) de dos etapas. En la primera etapa se calcula el ratio inverso de Mills, λ_0 , para lo cual es necesario estimar la probabilidad que el distrito “x” presente flujo migratorio hacia otro distrito “y”. Para esta estimación se emplea un modelo Probit y se utiliza como regresor el posicionamiento relativo del distrito de origen con respecto a los distritos de destino, $DistAjust_0$.

$$\Pr(PrM_0 = 1 | DistAjust_0) = \Phi(DistAjust_0 * \beta) \quad (2)$$

Con los estimadores de la primera etapa se construye $\lambda_0 = \frac{\hat{\phi}(x)}{\Phi(x)}$. En la segunda etapa del modelo se estima la ecuación 1 pero incorporando λ_0 como regresor. En este caso:

$$\log(M_{od(2012-2017)}) = \beta_1 \left(\frac{Pop_d - Pop_o}{Pop_d + Pop_o} \right) + \beta_2 \log(dist_{od}) + \alpha_0 + \alpha_d + \lambda_0 + \varepsilon_{od} \quad (3)$$

Los resultados de este ejercicio se reportan en la columna 9 del **Cuadro 6**. Los signos y magnitudes de los coeficientes estimados son bastante similares a los reportados en la columna 8 del mismo cuadro, el cual omite las observaciones con no migración.¹⁰

Distancia por horas

La mayor cantidad de trabajos en la literatura, al igual que los resultados reportados en el **Cuadro 6**, suele medir la distancia entre dos puntos en metros, kilómetros, etc. Sin embargo, el tiempo que requiere una persona para trasladarse de un distrito a otro por vía terrestre puede resultar una medida más informativa acerca de la lejanía entre dichos distritos, pues contempla las dificultades en la accesibilidad o carreteras donde existe una alta congestión vehicular.

Los tiempos de movilización entre un distrito y otro se calculan utilizando las coordenadas geográficas (longitud y latitud) de los diferentes distritos¹¹ y el servidor *Open Source Routing Machine* que emplea los datos sobre carreteras del proyecto *OpenStreetMap*. Los estimados de la regresión, reportados en el **Anexo A**, muestran que los signos y las magnitudes de los coeficientes estimados son similares a los obtenidos en el **Cuadro 6**, cuando se usa la distancia en kilómetros.

Migración interna provincial

Por último, en esta subsección se realiza un análisis equivalente al desarrollado previamente en el documento pero empleando como unidad de análisis la provincia. Los resultados, reportados en los **Anexos B, C y D**, muestran patrones similares a los encontrados a nivel distrital. Así por ejemplo, aquellas provincias que tuvieron un saldo migratorio positivo, es decir, aquellas que recibieron una mayor cantidad de migrantes, registraron también las mayores tasas de crecimiento poblacional (ver **Anexo B**). Asimismo, a nivel provincial, los migrantes se dirigen a destinos con mejores características socio-económicas. Esto se refleja en el mayor acceso a agua y electricidad, así como los menores niveles de pobreza que registran las provincias de destino (ver **Anexo C**).

Los estimados de las regresiones con información agregada a nivel provincial, reportados en el **Anexo D**, también siguen los mismos patrones distritales, pero con ciertas diferencias en los niveles de significancia de los regresores. Al respecto, se destaca que la migración inter-provincial es desalentada por la mayor distancia entre las provincias de origen y destino, y esta tiene una penalización mayor si la provincia de

10 En el Anexo se reportan las estimaciones para la especificación de los modelos considerando la distancia en horas entre distritos.

11 En particular se utilizan las latitudes y longitudes de los locales municipales. Sin embargo, en los casos donde los locales municipales o provinciales coinciden para más de un distrito se toma referencia las latitudes y longitudes de iglesias, bancos, campos deportivos entre otros lugares que permitan utilizar eficientemente el servidor *Open Source Routing Machine*.

destino se encuentra ubicada en la región de la selva peruana. Las variables socio-económicas, a pesar de no mantener la significancia estadística presentada en el análisis distrital, mantienen los signos esperados. Así, provincias con mayores accesos a agua por red pública y electricidad, así como con menores niveles de pobreza atraen mayores migrantes.

7. CONCLUSIONES

Este documento analiza las características y los determinantes de la migración interna reciente. Se comparan los patrones migratorios de los años 2002-2007 y 2012-2017, utilizando información desagregada a nivel distrital de los Censos de 2007 y 2017. Finalmente, se estudia la relación entre los flujos migratorios y el crecimiento poblacional.

El análisis descriptivo y formal muestra que los migrantes se encuentran atraídos por los mayores accesos a agua potable y electricidad, así como a los menores niveles de pobreza registrados por los distritos de destino. En ese sentido, el migrante promedio elige distritos con mejores condiciones de vida y prefiere trasladarse hacia áreas urbanas en promedio. Del mismo modo, el flujo migratorio se reduce con la distancia (medida en kilómetros u horas) que existe entre los distritos de origen y destino, pero aumenta si el tamaño de la población del distrito de destino es mayor a la del distrito de origen. La migración también aumenta conforme la tasa de ruralidad y la altitud sean mayores en el distrito de origen en comparación al distrito de destino.

Asimismo, se destaca que si bien existen diferencias importantes en los indicadores socioeconómicos de los distritos de origen y de destino, estas se han acortado entre los años 2007 y 2017. Finalmente, se encuentra evidencia que los distritos y provincias que experimentaron un flujo de migración interna positivo durante este periodo fueron los distritos de mayor población, y que coincidentemente registraron los mayores crecimientos poblacionales en los últimos 10 años. En efecto, el 20 por ciento de los distritos más poblados del Perú recibió a más del 83 por ciento de los migrantes.

Los resultados de esta investigación se convierten en un punto de partida para la estimación de los futuros flujos migratorios. Dada la dirección de dichos flujos desde los distritos menos poblados hacia los más poblados, se origina una oportunidad para el aprovechamiento de economías de escala en la provisión de servicios públicos.

REFERENCIAS

- Aldana U. y J. Escobal (2016), “Los Efectos de la Migración Interna entre el 2007 y el 2014 en el Perú, un Análisis a Nivel Provincial”, Grupo de Trabajo: Programa Cohesión Territorial para el Desarrollo, 203.
- Aroca P. y W. Maloney (2005), “Migration, trade, and foreign direct investment in Mexico”, *The World Bank Economic Review*, 19(3), 449-472.
- Haslam, P. A. y N. A. Tanimoune (2016), “The Determinants of Social Conflict in the Latin American Mining Sector: New Evidence with Quantitative Data”, *World Development*, 78, 401-419.
- Heckman, J. J. (1979), “Sample selection bias as a specification error”, *Econometrica*, 47(1), 153-161.
- INEI (2009), “Perú: Estimaciones y Proyecciones de Población por Departamento, Sexo y Grupos Quinquenales de Edad 1995-2020”, Boletín de Análisis Demográfico, 37.
- Kinnan, C., S. Wang y Y. Wang (2018), “Access to Migration for Rural Households”, *American Economic Journal: Applied Economics*, 10(4), 79-119.
- Lewis, A. (1954), “Economic Development with Unlimited Supplies of Labour”, *The Manchester School of Economic and Social Studies*, 22, 139-191.
- Pessino, C. (1991), “Sequential Migration Theory and Evidence from Peru”, *Journal of Development Economics*, 36, 55-87.
- Revoredo, C. E. (2020), “El éxodo cajamarquino: un estudio de las emigraciones a nivel provincial”, mimeo.
- Rodríguez, J. (2008), “Distribución espacial, migración interna y desarrollo en América Latina y el Caribe”, *Revista de la CEPAL*, 96.
- Yamada, G. (2010), “Migración interna en el Perú”, Centro de Investigación de la Universidad del Pacífico, Documento de Trabajo 86.
- Yamada, G. (2012), “Patrones de Migración Interna en el Perú Reciente”, en C. Garavito e I. Muñoz (Eds.), Empleo y Protección, capítulo 3, 91-124. Fondo Editorial de la Pontificia Universidad Católica del Perú.
- Young, A. (2013), “Inequality, the Urban-Rural Gap, and Migration”, *Quarterly Journal of Economics*, 128, 1727-1785.

ANEXO A. Distancia en horas, ruralidad y tamaño de población como determinantes de la migración interna, 2012 – 2017.
Variable dependiente: Logaritmo de la migración

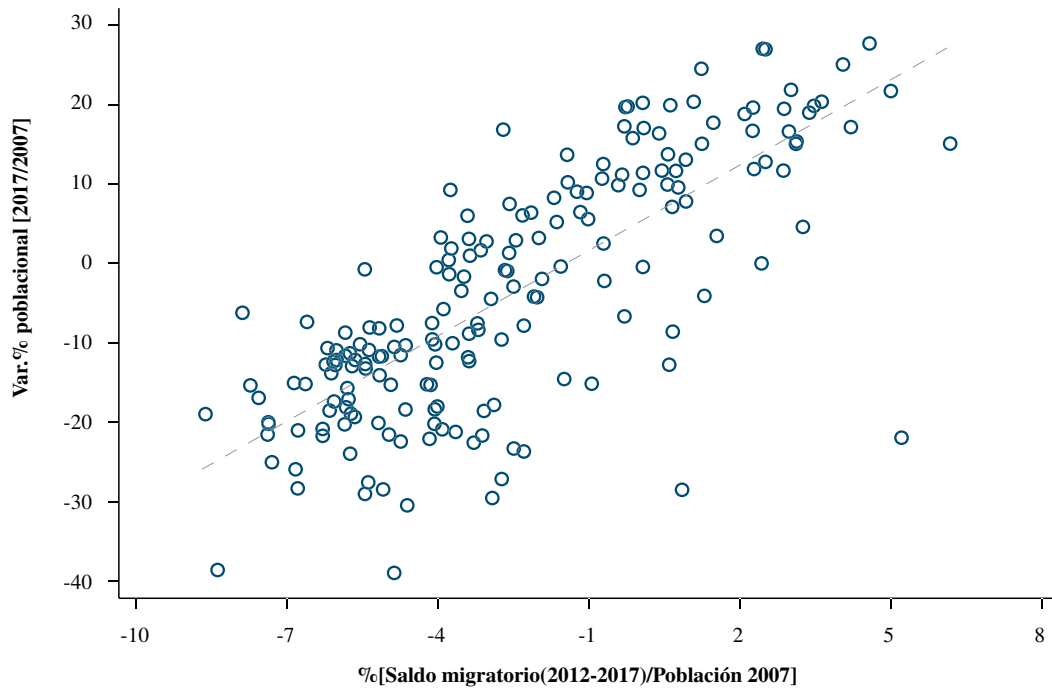
Variables explicativas	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
$\text{Log}(\text{dist}_{od})$	-0.608*** (0.003)	-0.644*** (0.004)	-0.644*** (0.004)	-0.645*** (0.004)	-0.644*** (0.004)	-0.645*** (0.004)	-0.644*** (0.004)	-0.644*** (0.004)	-0.670*** (0.004)
$(\text{Pop}_d - \text{Pop}_o) / (\text{Pop}_d + \text{Pop}_o)$	0.058*** (0.014)	0.057*** (0.014)	0.036*** (0.014)	0.050*** (0.014)	0.053*** (0.014)	0.052*** (0.014)	0.053*** (0.014)	0.033** (0.014)	0.030** (0.014)
$\text{Log}(\text{dist}_{od}) * \text{costa}_d$		0.090*** (0.006)	0.090*** (0.006)	0.092*** (0.006)	0.090*** (0.006)	0.091*** (0.006)	0.090*** (0.006)	0.091*** (0.006)	0.071*** (0.006)
$\text{Log}(\text{dist}_{od}) * \text{selva}_d$		-0.013* (0.008)	-0.012 (0.008)	-0.012 (0.008)	-0.013* (0.008)	-0.013* (0.008)	-0.013* (0.008)	-0.012 (0.008)	-0.009*** (0.008)
$\text{Altitud}_{[1,\text{si Altitud}_o > \text{Altitud}_d]}$		0.045*** (0.007)	0.045*** (0.007)	0.045*** (0.007)	0.045*** (0.007)	0.046*** (0.007)	0.046*** (0.007)	0.045*** (0.007)	0.044*** (0.007)
$\text{Rural}_{[1,\text{si rural}_o > \text{rural}_d]}$			0.155*** (0.007)					0.146*** (0.008)	0.145*** (0.008)
$\text{Educación}_{[1,\text{si educación}_o < \text{educación}_d]}$				0.068*** (0.007)				0.023*** (0.008)	0.023*** (0.008)
$\text{Agua}_{[1,\text{si agua}_o < \text{agua}_d]}$					0.028*** (0.007)				
$\text{Luz}_{[1,\text{si luz}_o < \text{luz}_d]}$						0.053*** (0.007)			
$\text{Pobreza}_{[1,\text{si Pobreza}_o > \text{Pobreza}_d]}$							0.038*** (0.007)		
Ratio inverso de Mills									-62.561*** (2.798)
Efectos fijos de origen	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Efectos fijos de destino	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
R ² ajustado	0.431	0.432	0.433	0.432	0.432	0.432	0.432	0.433	0.434
Observaciones	213,675	213,675	213,675	213,675	213,675	213,675	213,675	213,675	213,675

1 Error estándar robusto en paréntesis. Se eliminaron las observaciones de logaritmo de distancia menores a cero. a Modelo estimado por corrección de sesgo de muestra de Heckman (1979).

Los coeficientes con ***, **, * son significativos al 1, 5 y 10 por ciento de nivel, respectivamente.

FUENTE: INEI, Censo 2017.

ANEXO B. *Crecimiento poblacional provincial y ratio saldo migratorio (2012-2017) y población provincial 2007*



NOTA: Se considera aquellas provincias cuya tasa de crecimiento poblacional intercensal y saldo migratorio/población 2017 se ubican entre el percentil 1 y 99 de su distribución.

FUENTE: INEI, Censo 2017.

ANEXO C. Pobreza, educación y acceso servicios públicos en provincias de origen y promedio de destino, 2007 y 2017

2017								
	Pobreza (%)		Agua (%)		Luz (%)		Educación (años)	
	Origen	Destino	Origen	Destino	Origen	Destino	Origen	Destino
Promedio	25,4	23,2	67,7	70,2	88,1	89,9	8,0	8,3
Mediana	21,4	14,8	74,8	77,7	91,2	93,1	8,4	8,7

2007								
	Pobreza (%)		Agua (%)		Luz (%)		Educación (años)	
	Origen	Destino	Origen	Destino	Origen	Destino	Origen	Destino
Promedio	40,4	36,9	55,3	59,7	74,5	78,9	7,1	7,5
Mediana	34,4	25,9	63,3	68,4	82,1	87,4	7,5	7,8

FUENTE: INEI, Censos 2007 y 2017.

ANEXO D. Distancia en horas, ruralidad y tamaño de población como determinantes de la migración interna provincial, 2012–2017.
Variable dependiente: Logaritmo de la migración

Variables explicativas	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
$\text{Log}(\text{dist}_{od})$	-1.370*** (0.010)	-1.325*** (0.013)	-1.325*** (0.013)	-1.325*** (0.013)	-1.325*** (0.013)	-1.325*** (0.013)	-1.325*** (0.013)	-1.325*** (0.013)	-1.329*** (0.014)
$(\text{Pop}_d - \text{Pop}_o) / (\text{Pop}_d + \text{Pop}_o)$	-0.019 (0.071)	-0.022 (0.071)	-0.021 (0.071)	-0.023 (0.071)	-0.022 (0.071)	-0.022 (0.071)	-0.024 (0.071)	-0.023 (0.071)	-0.024 (0.071)
$\text{Log}(\text{dist}_{od}) * \text{seiva}_d$		-0.054** (0.023)	-0.055** (0.023)	-0.054** (0.023)	-0.054** (0.023)	-0.054** (0.023)	-0.054** (0.023)	-0.054** (0.023)	-0.054** (0.023)
$\text{Log}(\text{dist}_{od}) * \text{seiva}_d$		-0.197*** (0.029)	-0.197*** (0.029)	-0.196*** (0.029)	-0.197*** (0.029)	-0.197*** (0.029)	-0.197*** (0.029)	-0.197*** (0.029)	-0.196*** (0.029)
$\text{Altitud}_{[1,\text{si Altitud}_o > \text{Altitud}_d]}$		0.089*** (0.023)	0.089*** (0.023)	0.089*** (0.023)	0.089*** (0.023)	0.089*** (0.023)	0.089*** (0.023)	0.089*** (0.023)	0.089*** (0.023)
$\text{Rural}_{[1,\text{si rural}_o > \text{rural}_d]}$			-0.012 (0.023)					-0.028 (0.026)	-0.029 (0.026)
$\text{Educación}_{[1,\text{si educación}_o < \text{educación}_d]}$				0.042* (0.023)				0.050** (0.024)	0.050** (0.024)
$\text{Agua}_{[1,\text{si agua}_o < \text{agua}_d]}$					0.001 (0.023)			-0.003 (0.024)	-0.003 (0.024)
$\text{Luz}_{[1,\text{si luz}_o < \text{luz}_d]}$						0.006 (0.023)		0.001 (0.025)	0.001 (0.025)
$\text{Pobreza}_{[1,\text{si pobreza}_o > \text{pobreza}_d]}$							0.011 (0.023)	0.008 (0.024)	0.008 (0.024)
Ratio inverso de Mills									-59.139 (79.159)
Efectos fijos de origen	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Efectos fijos de destino	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
R^2 ajustado	0.721	0.722	0.722	0.722	0.722	0.722	0.722	0.723	0.723
Observaciones	20,868	20,868	20,868	20,868	20,868	20,868	20,868	20,868	20,868

1 Error estándar robusto en paréntesis. Se eliminaron las observaciones de logaritmo de distancia menores a cero. a Modelo estimado por corrección de sesgo de muestra de Heckman (1979).

Los coeficientes con ***, **, * son significativos al 1, 5 y 10 por ciento de nivel, respectivamente.

FUENTE: INEI, Censo 2017.



Desarrollo de un Indicador de Actividad Económica Regional y Pronósticos del Valor Agregado Bruto: El Caso de Loreto

FRITZ GIAN PIER ALVA DA SILVA Y MARIO ANDRÉ LÓPEZ ROJAS*

Haciendo uso de un modelo de factor dinámico bayesiano y utilizando series económicas con frecuencia mixta se obtiene una herramienta para la estimación trimestral latente no observada de la actividad económica de Loreto. Asimismo, ello permite generar pronósticos de manera adelantada a la publicación oficial correspondiente al Valor Agregado Bruto anual de la región. Los resultados muestran que el indicador de actividad económica es coincidente con el comportamiento económico regional y nacional. Además, se evidencia que los pronósticos sobre el Valor Agregado Bruto de Loreto tienen un buen nivel de precisión ya que los pronósticos se desvían en promedio un 1,5% (resultado de la raíz del error cuadrático medio – RECM) de los datos reales.

Palabras clave : Factor dinámico bayesiano, actividad económica, Valor Agregado Bruto, proyección, RECM.

En el rubro de la macroeconomía, los economistas nos enfrentamos a una amplia gama de variables macroeconómicas para buscar inferir el comportamiento del ciclo económico en el que nos encontramos. Para Burns y Mitchell (1946), el ciclo económico consiste en expansiones, contracciones y recuperaciones agregadas que ocurren en distintas variables macroeconómicas (empleo, producción, ventas, etc.). Por la década de 1930, Burns y Mitchell y el equipo de la Oficina Nacional de Investigación Económica de Estados Unidos (NBER, por sus siglas en inglés) identificaron una serie de indicadores que coincidían, anticipaban y rezagaban el ciclo económico estadounidense. Desde su creación, estos indicadores han desempeñado un papel importante en la identificación del estado de la actividad macroeconómica estadounidense en el corto plazo. Actualmente, *The Conference Board* publica mensualmente el indicador coincidente de Estados Unidos.

En este sentido, en la actualidad resulta de gran interés conocer en qué estado se encuentra la actividad económica de una zona geográfica, ya que ello puede ser de gran ayuda a los diseñadores de política para

* Alva: Banco Central de Reserva del Perú – Sucursal Iquitos (correo electrónico: fritz.alva@bcrp.gob.pe). López: Banco Central de Reserva del Perú – Sucursal Iquitos (correo electrónico: mario.lopez@bcrp.gob.pe).

Los autores agradecen los valiosos comentarios y sugerencias de Andrés Gatty, Vladimir Chong y Miguel Cabello. Los puntos de vista expresados en este documento de trabajo corresponden a los autores y no reflejan necesariamente la posición de las instituciones a las cuales están afiliados.

identificar las fuentes subyacentes de las fluctuaciones agregadas. Esto a su vez contribuiría a diseñar políticas que promuevan la estabilidad macroeconómica. Sin embargo, en la actualidad de la realidad peruana, no existen muchos indicadores que otorguen esa información a nivel regional, de hecho solo existe uno que busca explicar en qué situación se encuentra el nivel de producción agregada trimestral de cada departamento.

En el Perú, el Instituto Nacional de Estadística e Informática (INEI) viene publicando desde el 2017 de manera trimestral un Indicador de Actividad Productiva Departamental (IAPD). Dicho indicador tiene como meta informar sobre el comportamiento contemporáneo de la actividad productiva de las economías regionales o departamentales. No obstante, lo publica con un rezago de aproximadamente dos meses y medio. Además de ello, el IAPD no es un indicador que considere el comportamiento de los factores de demanda que presentan los departamentos, sino que más bien se concentra en la producción sectorial de las industrias (agricultura, construcción, otros servicios, etc.) caracterizando así una medición de factores de oferta. Sin embargo, en el presente artículo se busca desarrollar un indicador de actividad económica (IAE) general que considere información proveniente tanto de factores de oferta como de demanda, y que de esta manera muestre cuál es el estado de la economía en el corto plazo. Asimismo, este indicador permite realizar proyecciones con una buena precisión sobre el Valor Agregado Bruto (VAB) de la región.

De esta manera, la contribución principal del presente artículo recae en dos objetivos. El primero consiste en estimar un Indicador de Actividad Económica (IAE), el cual otorgue señales sobre el estado de la economía regional en el corto plazo considerando factores de oferta y de demanda. El segundo objetivo se desglosa del primero en el sentido de que se utilizarán estimaciones suavizadas del IAPD como insumo para el desarrollo de un predictor óptimo del VAB anual de Loreto.

La estructura del documento es la siguiente: La [sección 1](#) aborda los antecedentes relacionados a la presente investigación. La [sección 2](#) expone los hechos estilizados relacionados al ciclo económico de la región Loreto. La [sección 3](#) presenta la metodología econométrica utilizada, y la [sección 4](#) muestra los datos empleados para las estimaciones. En la [sección 5](#) se detallan los resultados obtenidos. Finalmente, en la [sección 6](#) se exhiben las conclusiones.

1. ANTECEDENTES

[Terrones y Calderón \(1993\)](#) buscan explicar el ciclo económico del Perú estudiando el comportamiento macroeconómico clasificado por sectores. De esta manera, se plantea que las variables reales como la inversión y el consumo son procíclicas, mientras que por otro lado el empleo no sigue un patrón cíclico determinado. Con respecto a las variables nominales como los precios y la masa monetaria, los primeros presentan un comportamiento más volátil que el producto y levemente contra cíclico, mientras que la masa monetaria cuenta con un comportamiento procíclico débil y difuso.

[Aruoba y Sarikaya \(2013\)](#) desarrollan un indicador de actividad económica a través de la metodología de factores dinámicos con el objetivo de brindar información sobre un seguimiento al ciclo económico de la economía turca. Dentro del estudio, se incluye la posibilidad de que tal indicador otorgue señales sobre la economía en tiempo real utilizando datos de variables macroeconómicas con disponibilidad diaria. Asimismo, los autores incluyen un indicador de recesión que se caracteriza por detectar periodos recesivos a través de una persistencia negativa en las bandas de confianza de la estimación del factor dinámico.

[Winkelried \(2017\)](#) desarrolla una investigación que llevó como primer objetivo explicar los ciclos económicos en el Perú durante el periodo 1992–2016 haciendo uso de 145 indicadores sobre actividad económica. En segundo lugar, buscó estudiar cómo se asocian estos indicadores económicos con el ciclo económico de referencia, el cual define como la alternativa de fases en estado de la economía (la cual a su vez se manifiesta en el comovimiento de una gran cantidad de indicadores que recogen distintas

dimensiones de la actividad). De esta manera, se logra evidenciar que los ciclos económicos de la década de 1990 son más volátiles y de menor duración que los registrados en la década del 2000. Adicionalmente a ello, durante los años 2013–2015 se presenta la fase de contracción económica más duradera en la cronología definida.

Pérez y Brens (2018) desarrollan un indicador a través de un modelo de factor dinámico para pronosticar la actividad económica en tiempo real. En tal modelo se verifica que la serie del factor común reacciona coincidentemente a la dinámica observada del indicador oficial de actividad económica que se busca pronosticar. Ante ello, se determina que el mejor modelo para pronosticar el indicador oficial es un modelo de combinación de proyecciones ya que otorga menores valores referentes al error cuadrático medio.

Gil y otros (2019) utilizan modelos de factores dinámicos para generar estimaciones del crecimiento del PBI a corto plazo considerando economías regionales (Andalucía, Cataluña, Madrid y Comunidad Valenciana) de España. Emplean una perspectiva bayesiana para conseguir estimaciones robustas de todos los ingredientes de los modelos. De esta manera, se introducen los modelos de factor dinámico bayesiano que permiten incluir indicadores con observaciones no disponibles así como combinar series económicas que se encuentran en distintas frecuencias (mensuales y trimestrales, correspondientes a indicadores individuales y a las series de PBI regional, respectivamente). En este sentido el autor logra obtener cuatro indicadores de actividad económica para las respectivas regiones de España, así como también logra estimar el PBI latente mensual no observado de tales regiones. Los resultados que se obtienen reflejan coherencia con el entorno económico tanto de los indicadores de actividad económica como de las estimaciones latentes del PBI.

2. HECHOS ESTILIZADOS

Es pertinente recordar que en el presente trabajo no se realiza un estudio exhaustivo o técnico sobre los hechos estilizados de Loreto. Sin embargo, resulta interesante mencionar algunos de estos hechos identificados por otros investigadores. En ese sentido, Mendoza y Gallardo (2012) exponen que la economía loreтана presentó cuatro etapas en su PBI real per cápita desde 1970 hasta 2010. Ante ello, se destaca la primera etapa de Loreto (1970–1980) en donde se partió del menor nivel de PBI per cápita (cerca de S/ 2 000) hasta alcanzar su mayor valor, en todo el horizonte de análisis, en 1980 con un monto de S/ 6 800 (a precios constantes de 1994). Por otro lado, durante la segunda etapa la región experimentó un declive en su producción per cápita debido a descensos en la producción petrolera y a la separación administrativa de Loreto y Ucayali ocurrida legalmente en 1980. De esta manera, en esta etapa Loreto presentó una tasa de crecimiento promedio negativa de -6,4%.

Durante la tercera etapa (1992–2001) hasta el final de la muestra, Loreto experimentó una recuperación en su PBI per cápita y comenzó a otorgar señales de un crecimiento sostenido, presentando así cifras alentadoras tanto en su tasa de crecimiento de producción per cápita como en su tasa de crecimiento de producción bruta, las cuales fueron de 2,5% y 4,3%, respectivamente. Ello se explica principalmente por el buen desenvolvimiento productivo de los sectores comercio, otros servicios y manufacturas.

Siguiendo con el análisis y acercándonos más a la actualidad, Hausmann y otros (2020) muestran que Loreto se encuentra entre los departamentos más pobres del país, presentando un VAB per cápita de S/ 10 462 (a precios constantes de 2007) que es la cuarta menor magnitud entre todas las demás regiones. Asimismo, Loreto tiene más desarrollados los sectores de servicios y de comercio, en contraste con los sectores de construcción y manufactura, los cuales son los menos productivos.

De esta manera, el departamento de Loreto a diferencia de otras regiones como San Martín y Amazonas, en lugar de converger al nivel del ingreso per cápita nacional se empobreció más en términos relativos.

Citando a Hausmann y otros (2020), “en la última década (2008-2018) el valor bruto por habitante de Loreto (0,6% anual) no solo ha crecido más de cuatro veces menos que el resto de Perú (2,5%) y cinco veces menos que los demás departamentos amazónicos del país (2,9%), sino que además se ha hecho muy volátil. A ese ritmo de crecimiento, Loreto demoraría 115 años en duplicar el tamaño de su economía y nunca alcanzaría el nivel de ingreso nacional”.

3. METODOLOGÍA

3.1. MODELO DE FACTOR DINÁMICO BAYESIANO

Para el cálculo y desarrollo del primer objetivo, como herramienta cuantitativa se tomarán como referencia las metodologías planteadas por Stock y Watson (1988) y por Mariano y Murasawa (2003), los cuáles estudian modelos catalogados como indicadores coincidentes. A diferencia de lo planteado por Stock y Watson (1988), los cuales utilizan netamente información mensual e ignoran información concerniente a indicadores trimestrales, en el presente artículo se utiliza información expresada en distintas frecuencias. Asimismo, Mariano y Murasawa (2003) sí utilizan información sobre indicadores en frecuencias diferentes pero el método de estimación es vía máxima verosimilitud. En el caso del presente artículo, la estimación se realiza mediante técnicas bayesianas y considerando la disponibilidad de los datos. Además de ello, los datos que se trabajan aquí son de frecuencia anual y trimestral, a diferencia de trimestral y mensual que es lo que utilizan los autores mencionados. De acuerdo a ello, el instrumento econométrico a utilizar será el Filtro de Kalman con la incorporación de un factor común dinámico, que permitirá representar el comportamiento de variables no observables.

En macroeconomía, una aproximación para estudiar las fluctuaciones agregadas se logra al escoger series de tiempo relevantes (por ejemplo el nivel de empleo) para posteriormente analizarlas y pronosticarlas. Sin embargo, para la perspectiva del ciclo económico, esta aproximación es limitada ya que dichas series individuales miden más o menos conceptos teóricos que están bien definidos (como por ejemplo el nivel de empleo formal en un determinado periodo de tiempo). Es decir, estas solamente miden varias facetas del estado de la actividad económica, pero ninguna de ellas mide el estado de la economía directamente. Así, el presente estudio busca encontrar aquel elemento único común entre las variables de estudio y expresarlo en forma de un índice coincidente.

Ante ello, la presente investigación tratará como insumo relevante al VAB No Primario (VABNP) considerando que, según información oficial del INEI, para el caso de Loreto la producción de los sectores no primarios ha abarcado casi un 70% del VAB durante los últimos diez años en términos reales. Asimismo, el desarrollo del modelo a plantear permitirá la estimación latente no observada del VABNP durante los periodos entre cada año.

Partimos definiendo el VABNP como

$$Y_t = Y_t^* + Y_{t-1}^* + Y_{t-2}^* + Y_{t-3}^* \quad (1)$$

donde Y_t es el VABNP acumulado de la región Loreto de un año en específico y es observable, y Y_{t-i}^* ($i = 0,1,2,3$) es el VABNP de un trimestre determinado que no es observable.

De lo anterior podemos definir lo siguiente,

$$Y_t = 4 \left(\frac{Y_t^* + Y_{t-1}^* + Y_{t-2}^* + Y_{t-3}^*}{4} \right) \simeq 4(Y_t^* \cdot Y_{t-1}^* \cdot Y_{t-2}^* \cdot Y_{t-3}^*)^{\frac{1}{4}} \quad (2)$$

Ante pequeños cambios trimestrales, la diferencia entre la media aritmética y geométrica no es significativa, por ello

$$\ln(Y_t) = \ln(4) + \frac{1}{4}(\ln(Y_t^*) + \ln(Y_{t-1}^*) + \ln(Y_{t-2}^*) + \ln(Y_{t-3}^*)), \quad (3)$$

Siguiendo a [Mariano y Murasawa \(2003\)](#), se puede mostrar que $gy_t = \ln(Y_t) - \ln(Y_{t-4})$ representa la variación año a año del VABNP y que $gy_t^* = \ln(Y_t^*) - \ln(Y_{t-4}^*)$ representa la variación anual del VABNP del trimestre t . De esta manera, se obtiene la siguiente ecuación:

$$gy_t = \frac{1}{4}gy_t^* + \frac{1}{4}gy_{t-1}^* + \frac{1}{4}gy_{t-2}^* + \frac{1}{4}gy_{t-3}^*. \quad (4)$$

Para proponer el modelo a trabajar, se evaluaron distintas series económicas agregadas en la región Loreto, de tal forma que tengan relación con el ciclo económico de Loreto, así como también la representación dentro del VABNP y la disponibilidad de la información en los sectores. Por tal motivo se utilizarán cuatro variables en frecuencia trimestral, las cuáles serán gasto del gobierno, crédito directo, consumo de electricidad y el indicador de actividad productiva (IAP¹). No se considerará al sector manufactura debido a que presenta constantes revisiones y tiene una alta correlación con el consumo de electricidad, además de que su inclusión perjudica a la precisión del IAE. De esta forma, debe notarse que se hará uso de información proveniente tanto de factores de demanda (gasto del gobierno, crédito directo y consumo de electricidad) como de oferta (VABNP y el IAP) puesto que se busca que el IAE pueda captar el comportamiento del estado de la economía considerando ambas fuerzas. Por tanto, de manera tentativa se puede proponer el siguiente modelo expresado en una representación espacio-estado:

- Representación Espacio

$$gy_t^* = \alpha_{gy^*} + \beta_{gy}x_t + u_{gy,t} \quad (5)$$

$$iap_t = \alpha_{iap} + \beta_{iap}x_t + u_{iap,t} \quad (6)$$

$$gp_t = \alpha_{gp} + \beta_{gp}x_t + u_{gp,t} \quad (7)$$

$$cd_t = \alpha_{cd} + \beta_{cd}x_t + u_{cd,t} \quad (8)$$

$$e_t = \alpha_e + \beta_e x_t + u_{e,t} \quad (9)$$

- Representación Estado

$$x_t = \rho_1 x_{t-1} + \varepsilon_{x,t} \quad (10)$$

$$u_{i,t} = \delta_i + \delta_i u_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}, \forall i \in \{gy^*, iap, gp, cd, e\} \quad (11)$$

Donde gy_t , iap_t , gp_t , cd_t y e_t , representan al valor agregado bruto no primario, indicador de actividad productiva, gasto público, crédito directo, y consumo de electricidad, respectivamente. Las variables están expresadas en variaciones logarítmicas y no en niveles. Esto se realiza para eliminar la presencia de tendencia estocástica y componentes estacionales. Se asume que solo existe una variable común no observada entre las series económicas. Dicha variable se expresa por x_t y representa al factor común dinámico que se entiende como un índice común no observado y coincidente en todas las series económicas propuestas. De esta manera, x_t es el Indicador de Actividad Económica (IAE). Debido a que no se observa y^* , el modelo

1 Corresponde al IAPD publicado por el INEI para la economía loreтана.

anterior no se puede estimar. No obstante, teniendo en cuenta la ecuación (4) se puede demostrar que, para $\{y_t\}_{t=-\infty}^{\infty}$, la ecuación (5) se puede expresar como,

$$gy_t = \alpha_{gy} + \beta_{gy} \left(\frac{x_t}{4} + \frac{x_{t-1}}{4} + \frac{x_{t-2}}{4} + \frac{x_{t-3}}{4} \right) + \frac{u_{gy,t}}{4} + \frac{u_{gy,t-1}}{4} + \frac{u_{gy,t-2}}{4} + \frac{u_{gy,t-3}}{4} \quad (11)$$

Por lo tanto, reemplazando la ecuación (11) en el sistema espacio-estado anterior por la ecuación (5), el modelo es estimable.

Asimismo, $u_{i,t}$ ($i = gy^*, iap, gp, cd, e$) representa al factor idiosincrático de cada una de las variables respectivas. Por otro lado, las variables que están medidas en soles como el gasto público y el crédito directo fueron deflactadas por el índice de precios al consumidor (IPC) de Loreto corregido por inflación.

El modelo anterior puede re expresarse mediante una representación matricial que caracteriza a un sistema espacio-estado para la aplicación del algoritmo del Filtro de Kalman. El detalle de la estimación y los procedimientos se encuentra en el Apéndice del presente artículo. Los parámetros del modelo son estimados maximizando numéricamente la función de densidad de probabilidad posterior para el vector que contiene tales parámetros.

3.2. MODELO DE PROYECCIÓN COMBINADA

Harvey (2006) propone una herramienta para combinar proyecciones con el objetivo de minimizar una función de pérdida cuadrática, la cual se puede representar en este caso como la forma funcional del error cuadrático medio (ECM). Ante ello se tiene que una proyección combinada se expresa como

$$y^c = (1 - \alpha)y_1 + \alpha y_2$$

donde y^c es la proyección combinada o ponderada, y_1 y y_2 son las proyecciones de los modelos 1 y 2, y α es el parámetro que designa los pesos a las proyecciones. Por lo tanto, el objetivo primordial recae en la determinación de un α óptimo que otorgue los mejores pesos para garantizar la mejor proyección. De esta manera se tiene lo siguiente

$$\alpha^* = \frac{var_1 - cov_{1,2}}{var_1 + var_2 - 2cov_{1,2}}$$

donde α^* es el peso óptimo, var_1 y var_2 son las varianzas de los errores de predicción (se obtienen comparando con los valores observados dentro de la muestra) de las proyecciones y_1 y y_2 . Por lo tanto, el cálculo de $cov_{1,2}$ es análogo.

Entonces, considerando la selección y el cálculo de un α^* , se tiene que el predictor óptimo es el y^c evaluado con tal parámetro, esto es

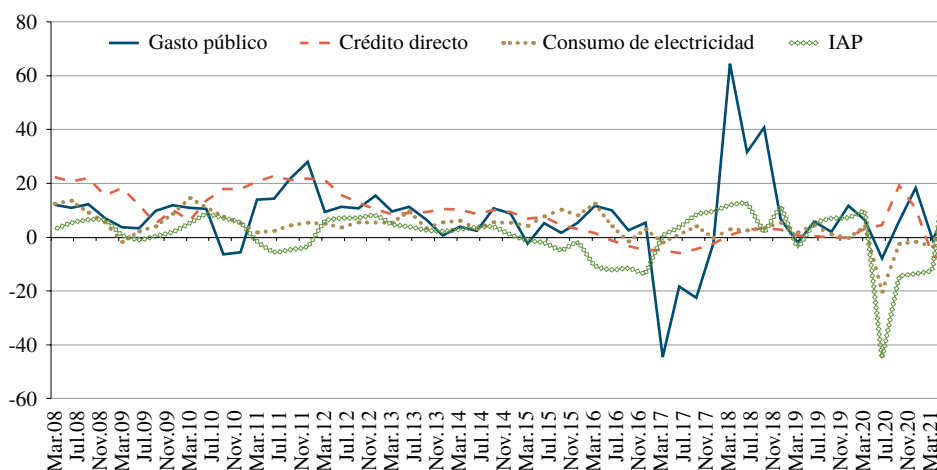
$$y^{c*} = (1 - \alpha^*)y_1 + \alpha^* y_2.$$

4. DATOS

Tal como se detalló en la sección de metodología, los datos a trabajar para la estimación el IAE de Loreto serán series económicas provenientes de los sectores de gasto público, crédito directo bancario

e interbancario, consumo de energía eléctrica y el indicador de actividad productiva, considerando información trimestral, y con frecuencia observada cada tres trimestres del VABNP. Estas series se muestran en los Gráficos 1 y 2.

GRÁFICO 1. *Gasto Público, Crédito Directo, Consumo de Electricidad e IAP, 2008 - 2021*
(Var. interanual)



FUENTE: MEF, SBS, Electrorientente e INEI.

ELABORACIÓN: Propia.

En el Cuadro 1 se puede apreciar que las series no han presentado grandes cambios durante el periodo de tiempo analizado a excepción del gasto público el cual sufrió una caída abrupta en el año 2017. Esto se puede explicar debido al declive del canon petrolero en 2016. Consecuentemente a ello la serie experimenta un considerable crecimiento para el 2018, el cual se debe principalmente al efecto rebote, sumado al incremento del presupuesto institucional modificado de los años 2017 y 2018² que conllevó a un mayor gasto público.

CUADRO 1. *Correlación entre Gasto Público, Crédito Directo, Consumo de Electricidad e IAP*

(GP,CD)	(GP,CE)	(GP,IAP)	(CD,CE)	(CD,IAP)	(CE,IAP)
26.6%	22.1%	15.9%	28.6%	10.6%	57.98%

FUENTE: MEF, SBS, Electrorientente e INEI.

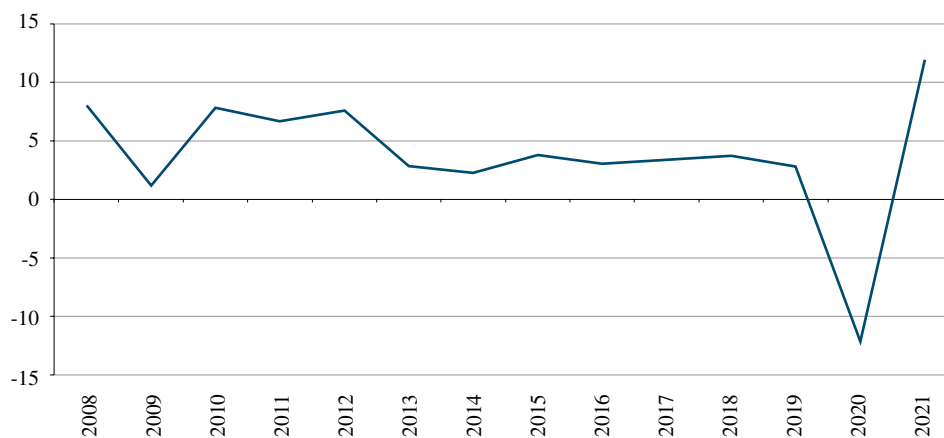
ELABORACIÓN: Propia.

Para el caso de las series trimestrales se puede observar la presencia de un comovimiento entre ellas, el cual no necesariamente se presenta de forma simultánea. Por ejemplo, se puede observar que el crédito y el consumo de electricidad presentan una mayor coincidencia, mientras que por otro lado se observa menos correlación entre el gasto público y el consumo de electricidad. Véase el Cuadro 1.

Para el caso de la serie del VABNP, en el Gráfico 2 se observa un comportamiento relativamente estable hasta el año 2019, presentando un crecimiento promedio de 3,16% desde la desaceleración en el año 2013. Sin embargo, para el año 2020 se presenta una caída 12,22% (cifra calculada por variación logarítmica), principalmente motivado por los impactos de paralización económica a causa de la propagación del virus de la COVID-19.

2 Según cifras oficiales publicadas por el Ministerio de Economía y Finanzas (MEF).

GRÁFICO 2. Crecimiento del VAB No Primario, 2008–2020.
(Var. interanual)



FUENTE: INEI.

ELABORACIÓN: Propia.

De esta manera se espera que la economía loreтана pueda recuperar los niveles de crecimiento previos, esto considerando que la economía no sufrió un deterioro permanente de los factores productivos sino una paralización temporal en la actividad económica. De todas maneras, el horizonte de restauración es incierto y dependerá mucho de la reincorporación de los desempleados al sector laboral y de la inversión privada, así como también de las políticas fiscales y monetarias que ejecuten las entidades pertinentes.

5. RESULTADOS

Antes de iniciar con el análisis de los resultados, se debe tener en cuenta la situación experimentada en el año 2020, en donde se presentó un episodio atípico como fue la propagación mundial del virus de la COVID–19. Es preciso mencionar este hecho ya que interfiere un poco con los resultados que se buscan obtener. Sin embargo, los mismos resultados logran un buen desempeño y coherencia con la realidad.

5.1. INDICADOR DE ACTIVIDAD ECONÓMICA

Teniendo en cuenta que la metodología econométrica a trabajar para la estimación de los parámetros ha sido guiada por la perspectiva bayesiana, se asumieron las funciones de distribución y los momentos de los parámetros del modelo. Para la selección de estos *priors* se tomó como referencia lo propuesto por [Stock y Watson \(1988\)](#) siguiendo el criterio de *smoothness priors*. Con respecto a ello, se realizó una primera estimación dentro de la muestra hasta 2019 en la cual se verificó que las distribuciones de las *priors* son coherentes con los resultados económicos. Por tal motivo, se decidió mantener dicho criterio con la particularidad de solo asignar una media menor al parámetro respectivo a la electricidad en la representación espacio del modelo.

Con referencia a la utilización de las distribuciones beta para los parámetros, se tuvo en consideración las ventajas que posee en cuanto a versatilidad y flexibilidad que permiten proporcionar una buena descripción de diferentes tipos de datos ([Ng y otros, 2018](#)).

CUADRO 2. Parámetros del Modelo Espacio–Estado

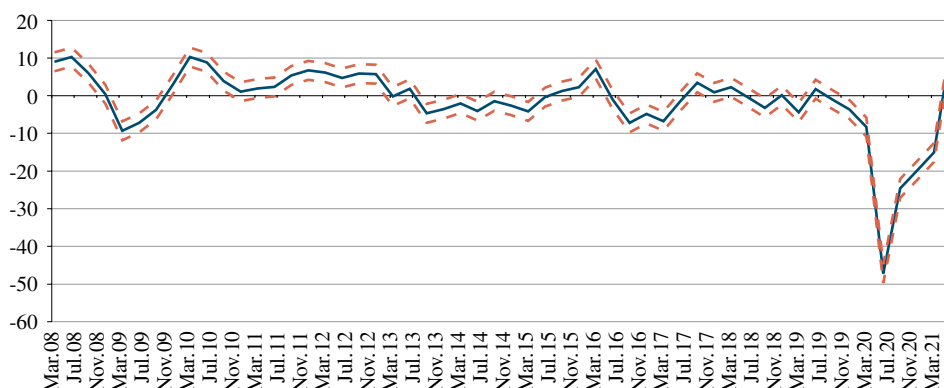
Muestra (2008 I – 2021 II)					
Parámetro	Distr.	Prior		Posterior	
		Media	D.E.	Moda	D.E.
α_{gy}	Beta	0.1	0.05	0.04	0.01
α_{iap}	Beta	0.1	0.05	0.03	0.01
α_{gp}	Beta	0.1	0.05	0.08	0.02
α_{cd}	Beta	0.1	0.05	0.07	0.02
α_e	Beta	0.1	0.05	0.05	0.01
β_{gy}	Beta	0.5	0.15	0.64	0.11
β_{iap}	Beta	0.5	0.15	0.54	0.11
β_{gp}	Beta	0.5	0.15	0.41	0.13
β_{cd}	Beta	0.5	0.15	0.26	0.12
β_e	Beta	0.4	0.15	0.44	0.08
ρ_1	Beta	0.5	0.15	0.52	0.13
δ_{gy}	Beta	0.1	0.05	0.08	0.05
δ_{iap}	Beta	0.1	0.05	0.15	0.07
δ_{gp}	Beta	0.1	0.05	0.14	0.07
δ_{cd}	Beta	0.1	0.05	0.15	0.08
δ_e	Beta	0.1	0.05	0.1	0.06

ELABORACIÓN: Propia.

En el Cuadro 2, se observa que las distribuciones *posterior* de los parámetros han aprendido de los datos proporcionados en el modelo espacio–estado. Asimismo, se aprecia que la variable del VABNP es la que más depende del factor común (IAE). Por otro lado, el crédito es el que presenta una menor dependencia de este factor dinámico, llegando a presentar un coeficiente de 0,26 en cuanto a captación del desempeño del indicador que se encarga de medir el estado de la economía. Sin embargo, esto no implica que la serie del crédito sea una variable no relevante para el modelo. La razón es que este resultado se obtiene principalmente debido al comportamiento contracíclico que experimentó la serie a causa de la política de reactivación económica (Montoro, 2020) que ejecutó el Gobierno peruano para contrarrestar los efectos recesivos provocados por la pandemia mundial en el año 2020. Considerando que el IAE es un indicador de corto plazo que busca captar el estado actual de la economía, al mismo tiempo de que presenta cierto comportamiento suavizado debido a la ecuación de suavizamiento utilizada, los resultados que se generan por el mismo son considerados como un ejercicio de *nowcasting*.

En el Gráfico 3 se presenta la estimación del IAE (línea sólida) con sus respectivas bandas de credibilidad (líneas discontinuas). Se observa que la región Loreto experimentó cuatro etapas muy marcadas de desaceleración económica, siendo la primera con una clara caída en el año 2009 provocada principalmente por la crisis económica mundial 2008–2009 caracterizada por una gran caída en la demanda externa, disminución en la producción industrial y una clara merma en la inversión privada (Dancourt y Mendoza, 2009).

GRÁFICO 3. *Indicador de Actividad Económica (IAE): 2008–2021*
(Var. interanual)

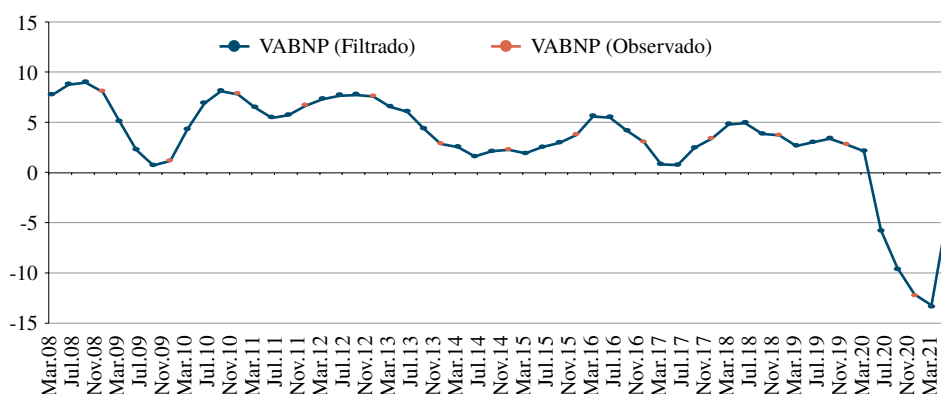


FUENTE: Estimación de los autores en base a datos de INEI, SBS, MEF y Electrorienté.

La siguiente etapa se presenta desde el año 2013 hasta mediados del 2015. Este comportamiento puede explicarse por la desaceleración en el crecimiento regional, nacional y mundial ya que, desde 2010 hasta 2012, Loreto presentó un crecimiento promedio de 7,4% en su VABNP y un 7,63% en su VAB para el 2012. Para el periodo 2013-2015 se observa una caída en el ritmo de crecimiento presentando un valor promedio de 3,02% en el VABNP y un 0,015% en el VAB.

Dentro del contexto externo a la región se tiene que, en periodos contemporáneos, se experimentó un crecimiento del PBI nacional en torno a un 2,4% explicado tanto por choques internos y externos (tales como una caída en los volúmenes de exportación y en los términos de intercambio, una desaceleración de las economías emergentes como la china, entre otros³). La tercera etapa se vincula con la caída abrupta de la producción del canon petrolero de Loreto durante el año 2016, para el cual se presentó un efecto rebote al año siguiente que fue de muy corto plazo ya que la economía loreтана siguió estancada. Finalmente, la cuarta etapa se presenta en el año 2020 en donde se llegó a presentar una caída de hasta 47,46% (se debe recordar que las cifras están calculadas por variación logarítmica lo cual implica la obtención de cifras sean más bajas en comparación a lo obtenido por ratios de tasas de crecimiento) de la actividad económica en el segundo trimestre de tal año, según la cifra reportada por el IAE.

GRÁFICO 4. *VAB No Primario: 2008 – 2021*
(Var. interanual)



FUENTE: Estimación de los autores en base a datos de INEI, SBS, MEF y Electrorienté.

ELABORACIÓN: Propia.

3 INEI (2015).

Asimismo, tal como se mencionó previamente, la representación del modelo espacio–estado permite estimar los valores no observables (la línea sólida) de la serie con frecuencia anual referida al VABNP (obsérvese el [Gráfico 4](#)). Ante ello, se validan los resultados mostrados por el IAE con la diferencia de que para el año 2016 se presentó un comportamiento cíclico caracterizado por (i) iniciar en una fase de recuperación al término del 2015, (ii) lograr un pico en el primer trimestre del año siguiente y (iii) decaer otra vez hasta finales de 2016. Aunque el impacto de la caída en el sector petrolero no se aprecie de manera simultánea, se observa el posible efecto de propagación en el VABNP, presentando una recesión hasta el segundo trimestre de 2017. Se debe recordar que la estimación se realizó en torno al sector no primario de la economía loreтана ya que, hasta el 2015, el sector de extracción de petróleo, gas y minerales representaba en promedio el 29,39% del VAB loreetano, lo cual explica la caída captada por el IAE y el comportamiento del sector no primario que no incluye hidrocarburos.

De acuerdo a las estimaciones correspondientes del IAE y del VABNP, se debe tener cuenta que, si bien ambos tipos de resultados proporcionan información valiosa sobre la situación de la actividad real en una región determinada, sus interpretaciones son algo diferentes. Por un lado, el IAE mide la fortaleza del desempeño económico asociado a esa región durante un trimestre específico y, por tanto, esta información es útil para hacer comparaciones (en frecuencia trimestral) entre las fortalezas actuales con las pasadas de la actividad real regional. Por otro lado, las proyecciones inmediatas que son derivadas del modelo para el VABNP son inferencias actualizadas sobre la tasa a la que se espera que crezca el VABNP de Loreto, determinada durante el año actual.

En otra instancia, el modelo también nos permite estimar los valores del crecimiento de cada año con la información disponible hasta dicho momento de los sectores especificados. De esta manera se puede obtener una predicción sobre el crecimiento del VAB para un año determinado. Esta a su vez se puede realizar debido a la ecuación de suavizamiento que permite pronosticar el IAPD (*Smoothed IAPD*) de Loreto para el último trimestre de cada año (debido a que el INEI publica la cifra oficial entre febrero y marzo del año posterior). Es decir, el valor del crecimiento económico anual del VAB se puede obtener por el crecimiento del valor promedio del IAPD en niveles. En este sentido, la meta es realizar buenas predicciones sobre el crecimiento del IAPD. Por lo tanto, resulta relevante evaluar la capacidad predictiva del modelo a través de la medición del error cuadrático medio (RECM) utilizando los valores efectivos del crecimiento y las proyecciones respectivas para dichos valores, en resumen, un análisis dentro de la muestra.

Sin embargo, considerando que lo que se busca es obtener el mejor predictor para el IAPD de Loreto, es coherente medir el desempeño de las proyecciones suavizadas del modelo espacio–estado con respecto a otro modelo que permita pronosticar. Ante ello se seleccionó un modelo univariado óptimo⁴ AR (1) de la serie del IAPD.

Adicionalmente, considerando el modelo de proyección combinada en la sección de metodología, se calculará tal modelo a fin de compararlo con los anteriores y determinar cuál de ellos minimiza la función de pérdida de error cuadrático medio (ECM).

CUADRO 3. Prueba de Error Cuadrático Medio con Respecto al IAPD

Modelo	ECM
AR (1)	2.53%
<i>Smoothed IAPD</i>	1.98%
Promedio	1.87%

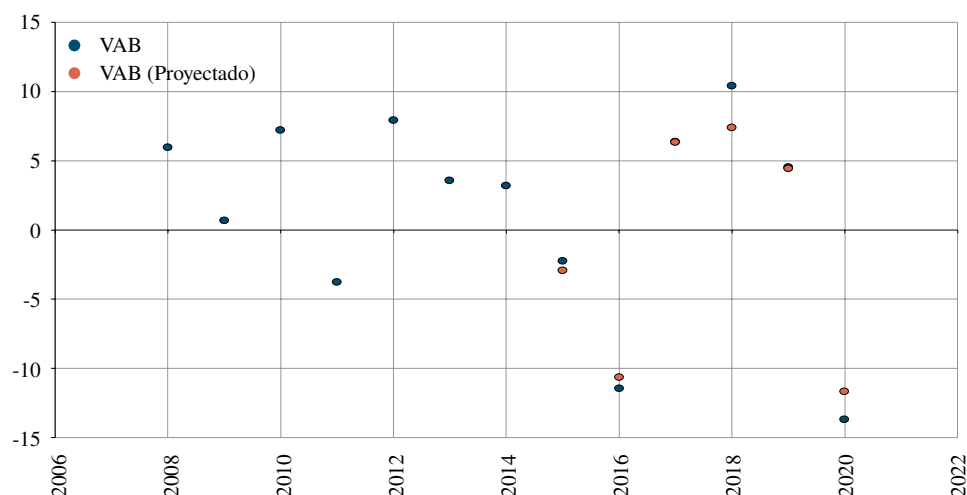
ELABORACIÓN: Propia.

En el [Cuadro 3](#) se obtiene que el modelo que otorga el menor valor del ECM es el promedio (es decir el que realiza la proyección combinada). Por lo tanto, se utilizará este modelo para realizar las proyecciones del VAB anual de Loreto.

4 Modelo óptimo hace referencia al modelo con la cantidad de rezagos que minimiza el criterio de información de Schwarz.

En el **Gráfico 5**, si evaluamos la predicción para los últimos seis años anteriores al 2021 se obtiene una cifra del RECM de 0,0154. Es decir, las proyecciones en promedio se desvían un 1,54% en cada predicción con respecto al valor observado. Considerando la eficiencia de proyección como aquella que se caracteriza por minimizar la función de pérdida (ECM), se puede postular que las proyecciones realizadas sobre el VAB anual de Loreto por el modelo promedio son eficientes.

GRÁFICO 5. *Proyección del VAB de Loreto dentro de la muestra de 2015–2020*
(Var. interanual)

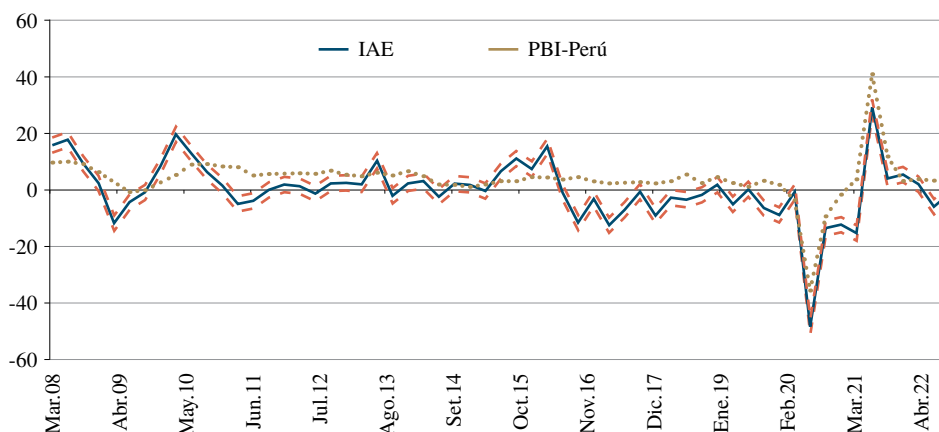


FUENTE: Estimación de los autores en base a datos de INEI, SBS, MEF y Electroriente.

ELABORACIÓN: Propia.

En otra instancia, a manera de validar los resultados obtenidos por el IAE resulta importante compararlos con otros indicadores que se encarguen de medir el comportamiento de la economía. Ante ello, en el **Gráfico 6** se aprecia que el IAE reacciona de manera coincidente y adelantada en ciertos periodos de tiempo ante la dinámica del PBI del Perú. Por ejemplo, tal es el caso del año 2008 en donde se puede apreciar que el IAE capta más rápido la caída de la actividad económica que el PBI. Asimismo, para finales del 2009 se observa que empieza a presentar una recuperación seguida de la recuperación del PBI.

GRÁFICO 6. *IAE y PBI del Perú, 2008-2021*
(Var. interanual)

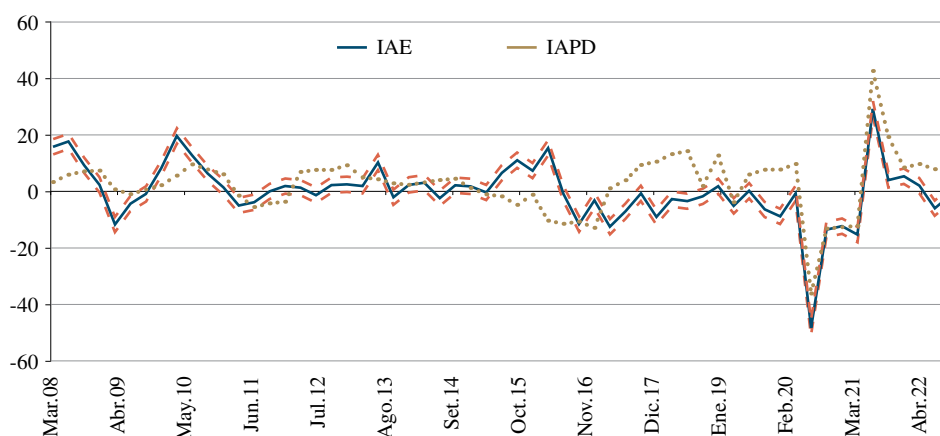


FUENTE: BCRP.

ELABORACIÓN: Propia.

Considerando el desempeño coherente de la dinámica del IAE con la del PBI, se obtiene un nivel alto de correlación contemporánea entre ambos (alcanzando la cifra de 87,5%). Sin embargo, en las series también se observa un periodo de marcada discrepancia. Tal es el caso del lapso desde inicios de 2016 hasta mediados de 2017. El comportamiento del IAE se debe principalmente a la caída en la producción petrolera, teniendo en cuenta que hasta 2015 el sector hidrocarburos era el más productivo, llegando a representar un 22,6% del VAB a nivel sectorial, para pasar a representar en 2016 un nivel por debajo de la mitad del año anterior (10,5% del VAB).

GRÁFICO 7. IAE e IAPD de Loreto, 2008-2021
(Var. interanual)



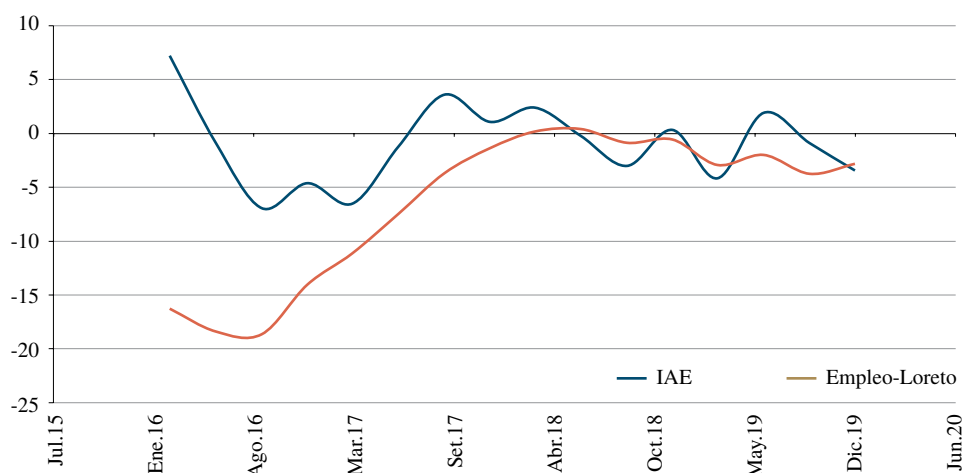
FUENTE: INEI.

ELABORACIÓN: Propia.

Por otro lado, no resulta desmerecedor comparar el comportamiento del IAE respecto al IAPD de Loreto (el cual es elaborado por el INEI). Antes de proceder con el análisis, se debe aclarar que el objetivo del IAE no es predecir el comportamiento del IAPD ni generar un comportamiento idéntico a este sino el otorgar información sobre cómo se encuentra la economía en el corto plazo, considerando información de oferta y de demanda. Sin embargo, dado que ambos tienen el fin de explicar en qué estado se encuentra la economía regional, el desempeño de ambos no debe ser incongruente. En el [Gráfico 7](#) se tiene que, al igual que para el caso del PBI del Perú, el IAE se comporta de manera coincidente y líder en ciertos periodos de tiempo con respecto a la dinámica del IAPD (presentando así un nivel alto de correlación contemporánea de 72,6 %). Sin embargo, se puede observar que en periodos como el de 2016 el IAPD cae mucho más que el IAE. Esto se debe principalmente a que el primero es un indicador que se determina principalmente por el lado productivo. Por lo tanto, recordando la abrupta caída del sector hidrocarburos en dicho periodo, el IAPD se comportó de tal forma.

Por otro lado, durante el año 2018 el IAPD indica que la economía loretana alcanzó su máximo crecimiento con respecto a todo el periodo de tiempo analizado. Ello se sustenta en que el sector minería e hidrocarburos se expandió en 71,2 %, justificado por el incremento del subsector hidrocarburos que a su vez se debió a un mayor nivel de explotación de petróleo crudo (67%). El impulso se dio básicamente por la empresa petrolera Pacific Stratus en el lote 192, a la cual se suma el aporte de las compañías Petrotal Perú (lote 95) y Perenco (lote 67) que reportaron producción desde julio y setiembre de 2018, respectivamente (INEI, 2019).

GRÁFICO 8. IAE y Crecimiento del Empleo de Loreto, 2016-2019
(Var. interanual)



FUENTE: MINTRA.

ELABORACIÓN: Propia.

De esta manera, se podría esperar que el 2018 fuera un gran año para la economía loreтана. Sin embargo, la realidad no fue así ya que se tiene el caso de la dinámica macroeconómica del nivel de empleo, la cual presentó un estancamiento desde el 2018 hasta el 2019⁵. Ante ello, el comportamiento del IAE realiza un buen desempeño en cuanto a medir tales situaciones de sobreestimación de la actividad económica. En el [Gráfico 8](#) se observa una reacción coherente del IAE ante la evolución del crecimiento del empleo de Loreto.

Por lo tanto, el funcionamiento del IAE es muy útil para ayudar a explicar cómo se encuentra el estado de la actividad económica en Loreto y, de esta manera, contribuir a la población loreтана (empresarios, académicos y autoridades encargadas de hacer política, entre otros) en el sentido de permitirles contar con más información tanto al momento de proponer como de ejecutar decisiones importantes en beneficio propio y/o en el de la región.

Finalmente, es plausible mencionar que el modelo planteado en esta sección puede ser replicado para medir la actividad económica de las demás regiones del país (considerando la literatura revisada y los criterios analítico-metodológicos desarrollados y explicados en el presente artículo).

6. CONCLUSIONES

En el presente artículo se buscó estudiar dos puntos principales, siendo el primero el desarrollo de un indicador de actividad económica (IAE) que muestre el estado de la economía considerando información proveniente tanto de factores de oferta como de demanda. Adicionalmente, el desarrollo del IAE permite estimar el crecimiento latente del VABNP no observado. El segundo punto es el desarrollo de un predictor óptimo del crecimiento anual del VAB de Loreto, utilizando como información secundaria del IAPD y las estimaciones suavizadas del mismo con el modelo.

De esta manera, se obtiene que el IAE otorga información valiosa sobre el estado de la economía Loreтана en el corto plazo. Esto se comprueba en la gran capacidad de captar el comportamiento de la

⁵ Según cifras oficiales publicadas por la Encuesta Nacional de Variación Mensual del Empleo a cargo del Ministerio de Trabajo y Promoción del Empleo (MINTRA).

economía interna y externa a la región, puesto que presenta una gran congruencia con la dinámica del PBI del Perú y con la del IAPD de Loreto. Además, dado que el IAE es un indicador que otorga señales sobre el estado de la economía en general, se observa que es de gran utilidad cuando el IAPD puede sobreestimar la actividad económica en ciertos periodos de tiempo. Tal es el caso del año 2018 cuando el IAPD otorgó valores muy altos de crecimiento pero el nivel de empleo se mantuvo estancado.

Continuando con el análisis del segundo objetivo, se desarrolló un modelo de proyección combinada que permite realizar pronósticos eficientes (con un margen de error de 1,5%) del crecimiento del VAB de Loreto. Asimismo, esta herramienta permite que tales proyecciones se puedan realizar de forma anticipada a la publicación oficial de la cifra oficial por parte del INEI.

Finalmente, cabe mencionar que se deja la puerta abierta para investigaciones adicionales (por ejemplo, la implementación del IAE a las demás economías regionales). Teniendo en cuenta que este es el primer trabajo que busca representar lo no observado en la actividad económica de Loreto, naturalmente se espera que surjan demás investigaciones tanto para dicho enfoque como para el estudio del ciclo económico loreto.

REFERENCIAS

- Aruoba, S. B. y Sarikaya, C. (2013). A Real Economic Activity Indicator for Turkey. *Central Bank Review*, 13(1):15–29.
- Burns, A. F. y Mitchell, W. C. (1946). *Measuring Business Cycles*. National Bureau of Economic Research, Inc.
- Dancourt, O. y Mendoza, W. (2009). *Perú 2008-2009: del auge a la recesión. Choque externo y respuestas de política macroeconómica*. Fondo Editorial de la Pontificia Universidad Católica del Perú.
- De Jong, P. (1988). A cross-validation filter for time series models. *Biometrika*, 75(3):594–600.
- De Jong, P. (1989). Smoothing and interpolation with the state-space model. *Journal of the American Statistical Association*, 84(408):1085–1088.
- Gil, M., Leiva-Leon, D., Pérez, J. J., y Urtasun, A. (2019). An application of dynamic factor models to nowcast regional economic activity in Spain. Occasional Papers 1904, Banco de España.
- Hamilton, J. D. (1994). *Time Series Analysis*. Princeton University Press.
- Harvey, A. C. (1989). *Forecasting, Structural Time Series and the Kalman Filter*. Cambridge University Press.
- Harvey, A. C. (2006). Forecasting with unobserved components time series models. En Elliott, G., Granger, C., y Timmermann, A., editores, *Handbook of Economic Forecasting, volumen 1 de Handbook of Economic Forecasting*, capítulo 7. Elsevier.
- Hausmann, R., Santos, M., Muci, F., Pye, J., Grisanti, A., y Lu, J. (2020). Diagnóstico del crecimiento de Loreto: Principales restricciones al desarrollo sostenible. Working Paper 382, Center for International Development at Harvard University.
- INEI (2015). *Perú: Cuentas Nacionales 1950-2014*.
- INEI (2019). Indicador de la actividad productiva departamental. Informe Técnico 1 - marzo.
- Koopman, S. (1998). Kalman filtering and smoothing. En Armitage, P. y Colton, T., editores, *Encyclopedia of Biostatistics*. John Wiley & Sons.
- Mariano, R. S. y Murasawa, Y. (2003). A new coincident index of business cycles based on monthly and quarterly series. *Journal of Applied Econometrics*, 18(4):427–443.
- Mendoza, W. y Gallardo, J. (2012). Barreras al crecimiento económico de Loreto. Informe Final para el JICA del Estudio de Caso sobre las Barreras del Crecimiento en la Región Loreto.
- Montoro, C. (2020). El programa Reactiva Perú. *Revista Moneda*, (182):24–33.
- Ng, D. W. W., Koh, S. K., Sim, S. Z., y Lee, M. C. (2018). The study of properties on generalized beta distribution. *Journal of Physics: Conference Series*, 1132(1):012080.
- Pérez, J. y Brens, P. (2018). Modelos de factores dinámicos para pronósticos de la actividad económica en tiempo real. Serie de documentos de investigación 2018-02, Ministerio de Hacienda - República Dominicana.

- Stock, J. H. y Watson, M. W. (1988). A Probability Model of The Coincident Economic Indicators. NBER Working Papers 2772, National Bureau of Economic Research, Inc.
- Terrones, M. y Calderon, C. (1993). El ciclo económico en el Perú. Working Papers 42247, Group for the Analysis of Development (GRADE).
- Winkelried, D. (2017). Cronología de los ciclos económicos en el Perú: 1992 a 2016. *Revista Estudios Económicos*, (34):55–76.

APÉNDICE

ESTIMACIÓN DEL MODELO DE FACTOR DINÁMICO BAYESIANO

Teniendo en cuenta la estructura presentada previamente del modelo, de manera matricial se puede expresar lo siguiente

$$y_t = \mu + Hs_t \quad (\text{A.1})$$

$$s_t = Fs_{t-1} + Gv_t \quad (\text{A.2})$$

Donde,

$$y_t = \begin{pmatrix} gy_t \\ iap_t \\ gp_t \\ cd_t \\ e_t \end{pmatrix}$$

$$H = \begin{pmatrix} \frac{\beta_{gy}}{4} & \frac{\beta_{gy}}{4} & \frac{\beta_{gy}}{4} & \frac{\beta_{gy}}{4} & \frac{1}{4} & \frac{1}{4} & \frac{1}{4} & \frac{1}{4} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \beta_{iap} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ \beta_{gp} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ \beta_{cd} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ \beta_e & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{pmatrix}$$

$$\mu = \begin{pmatrix} \alpha_{gy} \\ \alpha_{iap} \\ \alpha_{gp} \\ \alpha_{cd} \\ \alpha_e \end{pmatrix}$$

$$s_t = \begin{pmatrix} x_t \\ \vdots \\ x_{t-3} \\ u_{gy,t} \\ \vdots \\ u_{gy,t-3} \\ u_{iap,t} \\ u_{gp,t} \\ u_{cd,t} \\ u_{e,t} \end{pmatrix}$$

$$v_t = \begin{pmatrix} \varepsilon_{y,t} \\ \varepsilon_{x,t} \\ \varepsilon_{iap,t} \\ \varepsilon_{gp,t} \\ \varepsilon_{cd,t} \\ \varepsilon_{e,t} \end{pmatrix}$$

$$F = \begin{pmatrix} \delta_1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & \delta_{gy} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \delta_{iap} & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \delta_{gp} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \delta_{cd} & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \delta_e \end{pmatrix}$$

$$G = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{pmatrix}$$

$$G = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{pmatrix}$$

Esta representación sigue a [Stock y Watson \(1988\)](#), en donde se establece la restricción del orden máximo de rezagos (p, q) correspondientes a los rezagos del factor dinámico y de los factores idiosincráticos, dicha restricción establece que $p, q \leq 4$.

Siguiendo a [Mariano y Murasawa \(2003\)](#) se procederá a detallar la derivación de la metodología. De esta manera, se determinará la función de verosimilitud para la posterior estimación y el detalle puntual del algoritmo del Filtro de Kalman. Para ello, se define a θ como el vector de parámetros. Asimismo, se tiene $\{y_{1,t}^+\}_{t=-\infty}^{\infty}$ para todo t ,

$$y_{1,t}^+ = \begin{cases} y_{1,t} & \text{si } y_{1,t} \text{ es observable} \\ z_t & \text{de otra forma} \end{cases}$$

donde z_t es una simulación aleatoria de una distribución que no depende de θ . Sea $t \geq 1$, $y_t = (y_1, \dots, y_t)$ y $y_t^+ = (y_1^+, \dots, y_t^+)$. Dado que z_t 's son independientes de y_t por construcción, se puede escribir una función de densidad de probabilidad (PDF) conjunta de y_t^+ como

$$f(y_T^+; \theta) = f(y_T; \theta) \prod_{t \in A} f(z_t)$$

donde $y_{1,t}$ es faltante para $t \in A \subset [1, \dots, T]$; por lo tanto, la función de verosimilitud de θ dado y_T y y_T^+ dado son equivalentes a escala. Se trabajará y_T^+ con puesto que no contiene observaciones faltantes.

La distribución de z_t puede ser cualquiera siempre que no dependa de θ , para este caso se asumirá que $z_t \sim N(0, I_{N_1})$, donde N_1 representa el tamaño de la secuencia aleatoria variable considerando del indicador con frecuencia anual observable cada cuatro periodos considerando las observaciones faltantes. Dado que la estimación bayesiana de la función de verosimilitud dado y_T^+ no depende de z_t , se establecerá $z_t = 0$ para su realización.

Nótese que para el presente caso, $y_{1,t}^+$ hace referencia a la variable VAB No Primario considerando sus valores faltantes *a priori*. Continuando, se puede derivar un modelo espacio – estado para $\{y_t^+\}_{t=-\infty}^{\infty}$, de modo que se puede aplicar el Filtro de Kalman para evaluar la función de verosimilitud de θ dado y_T^+ . Escribamos (A.1) como

$$\begin{pmatrix} y_{1,t} \\ y_{2,t} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \mu_1 \\ \mu_2 \end{pmatrix} + \begin{bmatrix} H_1 \\ H_2 \end{bmatrix} s_t$$

Entonces para todo t ,

$$\begin{pmatrix} y_{1,t}^+ \\ y_{2,t}^+ \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \mu_{1,t} \\ \mu_2 \end{pmatrix} + \begin{bmatrix} H_{1,t} \\ H_2 \end{bmatrix} s_t + \begin{pmatrix} w_{1,t} \\ 0 \end{pmatrix}$$

Donde

$$\mu_{1,t} = \begin{cases} \mu_1 & \text{si } y_{1,t} \text{ es observable} \\ 0 & \text{de otra forma} \end{cases}$$

$$H_{1,t} = \begin{cases} H_1 & \text{si } y_{1,t} \text{ es observable} \\ 0 & \text{de otra forma} \end{cases}$$

$$w_{1,t} = \begin{cases} 0 & \text{si } y_{1,t} \text{ es observable} \\ z_t & \text{de otra forma} \end{cases}$$

Así, se puede tener un modelo espacio – estado para $\{y_t^+\}_{t=-\infty}^{\infty}$, dado que para todo t

$$y_t^+ = \mu + H s_t$$

$$s_t = F s_{t-1} + G v_t$$

Sea para $t \geq 1$,

$$\mu_{t|t-1} = E(y_t^+ | y_{t-1}^+; \theta)$$

$$\Sigma_{t|t-1} = Var(y_t^+ | y_{t-1}^+; \theta)$$

Donde $y_0^+ = \emptyset$. Entonces para $t \geq 1$,

$$f(y_t^+ | y_{t-1}^+; \theta) = (2\pi)^{-\frac{N}{2}} \det(\Sigma_{t|t-1})^{-\frac{1}{2}} \exp\left(-\frac{1}{2}(y_t^+ - \mu_{t|t-1})' \Sigma_{t|t-1}^{-1} (y_t^+ - \mu_{t|t-1})\right).$$

Por tanto, la función de verosimilitud es

$$L(\theta; y_T^+) = (2\pi)^{-\frac{NT}{2}} \det(\Sigma_{t|t-1})^{-\frac{T}{2}} \exp\left(-\frac{1}{2} \sum_{t=1}^T (y_t^+ - \mu_{t|t-1})' \Sigma_{t|t-1}^{-1} (y_t^+ - \mu_{t|t-1})\right).$$

Con respecto al Filtro de Kalman, [Harvey \(1989\)](#) y [Hamilton \(1994\)](#) describen a detalle su metodología, aun así se puede expresar las ecuaciones de actualización, predicción y suavizamiento.

Se tiene que la ganancia de Kalman para $t \geq 1$,

$$B_t = P_{t|t-1} H_t' (H_t P_{t|t-1} H_t' + \Sigma_{w,t})^{-1}$$

donde $\Sigma_{w,t}$ representa la matriz de covarianzas $w_{1,t}$. Las ecuaciones de predicción para el vector de estado y su matriz de covarianzas son para $t \geq 1$,

$$\hat{s}_{t|t-1} = F \hat{s}_{t-1|t-1}$$

$$P_{t|t-1} = F P_{t-1|t-1} F' + G \Sigma_v G'$$

donde se debe tener en cuenta que para un $s, t \geq 0$,

$$\hat{s}_{t|s} = E(s_t | y_s^+; \theta)$$

$$P_{t|s} = Var(s_t | y_s^+; \theta).$$

Además que Σ_v es la matriz de covarianzas de v_t . Las ecuaciones de actualización para el vector de estado y su matriz de covarianzas son para $t \geq 1$,

$$\hat{s}_{t|t} = \hat{s}_{t|t-1} + B_t (y_t^+ - \mu_t - H_t \hat{s}_{t|t-1})$$

$$P_{t|t} = P_{t|t-1} - B_t H_t P_{t|t-1}.$$

A continuación se tiene que la ecuación de suavizamiento del vector de estado, considerando lo demostrado por [De Jong \(1988, 1989\)](#) y [Koopman \(1998\)](#), se expresa para $t = 1, \dots, T + 1$,

$$\hat{s}_{t|T} = \hat{s}_{t|t} + P_{t|t-1} r_t$$

Donde

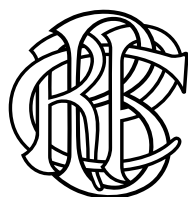
$$r_t = H_t' (H_t P_{t|t-1} H_t' + \Sigma_{w,t})^{-1} (y_t^+ - \mu_t - H_t \hat{s}_{t|t-1}) + (I + H_t' B_t') F' r_{t+1}.$$

El algoritmo inicia cuando $r_{T+1} = 0$, y se itera para $t = T, \dots, 1$.

Finalmente, a diferencia de [Mariano y Murasawa \(2003\)](#), dado que se realizarán las estimaciones con técnicas bayesianas se buscará obtener la siguiente función de densidad de probabilidad posterior para θ considerando la función de verosimilitud detallada, se tiene

$$P(\theta|\{y_t^+\}_{t=1}^T) = \frac{P(\{y_t^+\}_{t=1}^T|\theta) P(\theta)}{P(\{y_t^+\}_{t=1}^T)} \propto P(\{y_t^+\}_{t=1}^T|\theta) P(\theta).$$

De lo cual se obtendrá maximizando numéricamente $P(\theta|\{y_t^+\}_{t=1}^T)$ los resultados correspondientes θ^{moda} y Σ_{θ}^{moda} , permitiendo así la utilización del algoritmo derivado hasta el momento. Nótese que $P(\{y_t^+\}_{t=1}^T|\theta) = L(\theta; y_T^+)$.



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. Santa Rosa 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.

Lahura, E. y M. Vega, (2017), “Stock market development and real economic activity in Peru”, *Empirical Economics*, 53(3), 1011-1038.

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

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.

Lahura, E. y G. Castillo (2018), “El efecto de cambios tributarios sobre la actividad económica en Perú: Una aplicación del enfoque narrativo”, Banco Central de Reserva del Perú, *Revista Estudios Económicos*, 36, 31-53.

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. y 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.

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.

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.

Lahura, E. y G. Castillo (2016), “Midiendo el impacto de cambios tributarios sobre la actividad económica en Perú”, Banco Central de Reserva del Perú, Documento de Trabajo 2016-010.

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 diseminación 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 39 - Diciembre 2020

Desarrollo del mercado financiero y política monetaria: la experiencia peruana *Renzo Rossini, Carlos Montoro y Miriam Luna*

Mapa de calor para el mercado financiero peruano. *Derry Quintana, Diego Chicana, Alex Cisneros, Rafael Nivín, Elmer Sánchez y Diego Yamunaqué*

Bono Demográfico, Productividad y Crecimiento Económico. *Mario Huaranca y Renzo Castellares*

NÚMERO 38 - Diciembre 2019

Una exploración de la estabilidad de la curva de Phillips en el Perú. *Youel Rojas Zea*

La curva de Phillips Neokeynesiana de una economía pequeña y abierta: Especificación, quiebres estructurales y robustez. *Juan Carlos Aquino*

¿Existe un tramo horizontal en la curva de Phillips? Perú 2005-2017. *Carlos Barrera Chaupis*

Vulnerabilidad financiera y escenarios de riesgo del PBI usando Growth at Risk (GaR). *Rocío Gondo*

NÚMERO 37 - Junio 2019

La comunicación de la política monetaria en los bancos centrales de América del Sur. *Paul Castillo, Rafael Herrada, Carlos Montoro y Fernando Pérez*

Cartera morosa en moneda extranjera y tipo de cambio real: Evidencia para el Perú, 2003-2018. *Erick Lahura y Freddy Espino*

Estimación de un Índice de Condiciones Financieras para el Perú. *Rafael Nivín y Fernando J. Pérez Forero*

NÚMERO 36 - Diciembre 2018

Determinantes del tipo de cambio real de equilibrio en Perú: ¿Es el sol una moneda commodity? *Melesse Tashu*

El efecto de cambios tributarios sobre la actividad económica en Perú: Una aplicación del enfoque narrativo. *Giovana Castillo y Erick Lahura*

Índice de precios de inmuebles: Un enfoque hedónico. *Fernando Mundaca y Elmer Sánchez*

Estimación semiparamétrica de escalas de equivalencia: Una aplicación de las encuestas de hogares en el Perú. *Roger Asencios*

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>

