



Traspaso del tipo de cambio y metas de inflación en el Perú

DIEGO WINKELRIED*

Un fenómeno ampliamente documentado es la disminución del efecto traspaso del tipo de cambio a la inflación en la mayoría de países industrializados y en algunas economías emergentes. Una explicación macroeconómica, que ha ganado popularidad al explicar esta regularidad, es que una tasa de inflación baja y estable induce una disminución del efecto traspaso. Mediante el análisis de un modelo VAR estructural, este artículo presenta evidencia sobre una reducción similar del efecto traspaso en el Perú, hacia inicios de la década del 2000. Se argumenta que la adopción de un régimen creíble de inflación baja ha sido fundamental para reducir el traspaso del tipo de cambio.

Palabras Clave : Traspaso del tipo de cambio, metas de inflación, VAR estructural.

Clasificación JEL : C32, E31, E47, F31.

En economías abiertas las fluctuaciones del tipo de cambio afectan el comportamiento de la inflación doméstica, un fenómeno conocido como el “efecto traspaso” del tipo de cambio. La magnitud de este efecto es de primera importancia para el diseño de la política monetaria, al determinar si el Banco Central debe dedicar esfuerzos a controlar presiones de la depreciación nominal que podrían poner en riesgo la estabilidad de precios. Asimismo, estudios recientes como Flamini (2007) y Adolfson (2007) señalan que las características del traspaso podrían afectar inclusive la elección de la medida de inflación que el Banco Central debiera monitorear: la inflación compuesta exclusivamente por bienes producidos localmente o un concepto más amplio de inflación que incluya el precio de productos importados.

Considere la inflación típicamente medida como el cambio porcentual en el Índice de Precios al Consumidor (IPC). El efecto traspaso se manifiesta a través de dos canales. El primero es directo: algunos de los bienes que componen la canasta del IPC son importaciones o sustitutos cercanos a éstas. Un aumento del tipo de cambio (moneda local por dólares americanos) hace que inmediatamente los precios de los bienes adquiridos en dólares, expresados en moneda local, aumenten. Dado un dólar más caro, los importadores ajustarán sus precios en moneda local con el fin de mantener sus márgenes de ganancias, de modo que los consumidores terminarán pagando un mayor monto de dinero en moneda local para adquirir el mismo bien, generando así inflación.¹

* Departamento de Modelos Macroeconómicos, Banco Central de Reserva del Perú, Jr. Antonio Miró Quesada 441, Lima 1, Perú. Teléfono: +511 613-2000 (e-mail: diego.winkelried@bcrp.gob.pe).

Este artículo presenta pormenores metodológicos y resultados adicionales a los publicados en Winkelried (2011a,b). El autor agradece los valiosos comentarios de Adrián Armas, César Carrera, Youel Rojas y participantes de seminarios en el BCRP.

¹ Este canal se refuerza si los precios de algunos bienes o servicios no transables, por ejemplo alquiler de vivienda, se fijan en dólares. En el caso peruano, cerca de 20% de los bienes del IPC de Lima (el indicador de inflación que controla el Banco Central) son importados o medidos en dólares.

El segundo canal es indirecto y puede entenderse como una cadena de distribución de bienes con tres etapas. Aunque la mayoría de los bienes en el IPC son producidos localmente, su fabricación requiere de insumos importados que están expresados en dólares. Así, en la primera etapa, un incremento del tipo de cambio conduce a mayores precios (en moneda local) de dichos insumos. En la segunda etapa, los importadores transfieren este incremento a los productores locales que experimentan un aumento en sus costos de producción. Para la tercera etapa, los productores locales intentarán mantener un margen de ganancias a través de mayores precios para los consumidores finales. De esta forma, se aprecia cómo la depreciación inicial afecta finalmente los precios al consumidor y con ello a la inflación. Por su parte, la presencia de costos de distribución y rigideces nominales suavizarían el impacto de la depreciación conforme se avanza a lo largo de la cadena de distribución.

Como puede deducirse, la magnitud del traspaso está estrechamente relacionada con la capacidad de los importadores y productores de transferir sus mayores costos a los consumidores, lo cual depende, a su vez, tanto de factores microeconómicos como macroeconómicos. Dentro de los factores microeconómicos, el grado de sustitución entre bienes domésticos e importados así como el nivel de competencia en la economía tienen un rol central (ver Goldberg y Knetter, 1997). Por ejemplo, Marazzi y Sheets (2007) observan una disminución sostenida en el traspaso del tipo de cambio a los precios de importación en Estados Unidos durante las últimas décadas. Ellos atribuyen el descenso a factores que promueven la competencia y mejoran las posibilidades de sustitución entre los bienes de consumo. Una tendencia decreciente similar en el traspaso para los países miembros de la OECD es discutida en Campa y Goldberg (2005), quienes argumentan que los cambios en el traspaso se explican por cambios profundos en la composición (por origen) de las importaciones.

Por otro lado, Taylor (2000) provee una interpretación macroeconómica interesante: la disminución del traspaso en economías industrializadas es resultado del entorno de baja inflación experimentado por éstos países durante los años 90, en contraste con las altas tasas de inflación registradas en décadas anteriores. En este punto, es importante comprender cómo pueden ser percibidos los choques al tipo de cambio por parte de los importadores y productores. Si el incremento en los costos debido a una depreciación es percibido como un fenómeno transitorio, los agentes pueden reducir temporalmente sus márgenes, ahorrándose los costos de menú de cambiar precios y simplemente esperar hasta que el choque revierta. Por el contrario, si el choque es percibido como permanente o altamente persistente, el ajuste de precios es inevitable. Dado que una economía está sujeta a choques nominales más persistentes cuanto mayor sea su inflación, surge el vínculo entre el nivel de inflación y el traspaso. En un entorno de alta inflación, importadores y productores podrán incrementar sus precios con mayor frecuencia, a la vez que los consumidores se mostrarán menos reticentes a dichos incrementos.

Una amplia literatura documenta la menor influencia del tipo de cambio sobre la inflación en las economías industrializadas durante la década de los 90, en contraste con lo ocurrido en los 70 y 80 (ver Takhtamanova, 2010, y sus referencias). Mihaljek y Klau (2008) presentan evidencia del mismo fenómeno, aunque no tan abundante ni concluyente, para el caso de economías emergentes. Una conclusión de este debate es que la reducción del traspaso del tipo de cambio ha sido tan rápida, pronunciada y generalizada que es difícil de explicar únicamente con consideraciones microeconómicas. De hecho, la interpretación macroeconómica de la reducción del efecto traspaso parece ofrecer una explicación más adecuada. La hipótesis del “entorno de baja inflación” ha sido contrastada empíricamente con éxito en Choudhri y Hakura (2006) y Takhtamanova (2010).

Una implicancia importante para la política monetaria, especialmente en economías emergentes, es que si el Banco Central consigue implementar un régimen creíble de baja inflación, entonces el traspaso del tipo de cambio deberá disminuir rápidamente. Esta hipótesis sería más relevante en países que han adoptado un régimen de meta de inflación ya que, tal y como sostienen Vega y Winkelried (2005), la

adopción de este régimen en economías en desarrollo ha contribuido significativamente a reducciones en el nivel y la volatilidad de la inflación. De hecho, muchas de estas economías han alcanzado niveles de inflación bajos y estables hacia finales de los 90. Por lo tanto, es probable que hayan experimentado, con una década de retraso, la reducción del efecto traspaso observada en el mundo industrializado.

El objetivo de esta investigación es evaluar los efectos de la adopción del régimen de metas de inflación en el traspaso del tipo de cambio en Perú.² El efecto traspaso se define como una respuesta normalizada de la inflación ante un choque del tipo de cambio en un sistema VAR estructural que, siguiendo a McCarthy (2007), modela explícitamente las diferentes etapas de la cadena de distribución. Para evaluar la evolución del traspaso a lo largo del tiempo, y sobre todo el efecto de adoptar un régimen de meta de inflación, se utilizan ventanas móviles tal que las primeras submuestras preceden a la adopción del régimen, mientras que las últimas incluyen sólo observaciones extraídas del nuevo régimen. La dinámica reciente de la inflación en el Perú comparte similitudes con la de otras economías emergentes, por lo que se considera que el análisis de este documento podría extenderse fácilmente a las experiencias de otros países en desarrollo.

El resto de la investigación se organiza de la siguiente manera. La sección 1 presenta el marco econométrico. En particular, desarrolla una métrica a partir de la función impulso-respuesta en un sistema VAR estructural, que puede interpretarse naturalmente como el efecto traspaso. La sección 2 resume la experiencia peruana de desinflación hacia la adopción completa de un régimen de metas de inflación en el año 2002. Este repaso nos permite comprender la evolución del efecto traspaso, que ha mostrado una notable disminución desde inicios de la década del 2000. Asimismo, se presentan diversos análisis de sensibilidad de los resultados empíricos, y se argumenta que la caída en el efecto traspaso es una característica robusta presente en los datos. La sección 3 presenta conclusiones y lista algunos temas de interés para la investigación futura.

1 METODOLOGÍA

Una manera usual de estimar el efecto traspaso es por medio del coeficiente obtenido a partir de una regresión de los cambios en los índices de precios sobre variaciones del tipo de cambio nominal (ver, por ejemplo, Campa y Goldberg, 2005; Mihaljek y Klau, 2008). Esta práctica, lejos de ser idónea, implícitamente asume que cualquier movimiento en el tipo de cambio es exógeno, y más aún no controla apropiadamente por otros factores, aparte del tipo de cambio, que determinan la inflación. Por lo tanto, resulta necesario realizar un análisis multivariado.

Siguiendo a Clark (1999) y McCarthy (2007), se realiza un análisis de vectores autoregresivos (VAR) donde el grado del traspaso puede ser calculado como la sensibilidad en la respuesta de los precios domésticos (incluyendo los precios de las importaciones, del productor y consumidor) ante cambios inesperados en el tipo de cambio nominal. La forma estructural del sistema VAR puede ser vista como un modelo agregado y simple de fijación de precios a lo largo de la cadena distributiva.³

² Para estudios previos sobre el traspaso del tipo de cambio en Perú, véase Winkelried (2003) y Castillo y otros (2011).

³ Cabe mencionar que una herramienta popular para analizar el efecto traspaso es el Modelo de Corrección de Errores (MCE), que es simplemente un modelo VAR en diferencias (por ejemplo, tasas de inflación) aumentado por un término que preserva la cointegración entre los niveles (por ejemplo, índices de precios). Sin embargo, como señala Hendry (2006), las conclusiones obtenidas a partir del análisis de la función de predicción del MCE (estrechamente relacionada con la FIR) pueden estar seriamente distorsionadas debido a la presencia de cambios determinísticos en las relaciones de cointegración. En vista de ello, se sigue la recomendación de Hendry de ignorar los términos de corrección de errores y trabajar con un VAR en diferencias. Esta aproximación brinda resultados más robustos cuando los datos pueden estar sujetos a quiebres estructurales (ya sean temporales o permanentes).

Medición del efecto traspaso

Considere el modelo VAR para un vector y_t de dimensión $k \times 1$ de variables aleatorias determinadas conjuntamente en el periodo t ,

$$y_t = \alpha + A(L)y_{t-1} + \varepsilon_t, \quad \mathbb{E}(\varepsilon_t) = \mathbf{0}, \quad \mathbb{E}(\varepsilon_t \varepsilon_t') = \mathbf{\Omega} \quad \text{y} \quad \mathbb{E}(\varepsilon_t \varepsilon_s') = \mathbf{0} \quad \text{para } t \neq s, \quad (1)$$

donde $A(L) = A_1 + A_2L + \dots + A_pL^{p-1}$, A_i ($i = 1, \dots, p$) son matrices de coeficientes de dimensión $k \times k$, y L es el operador de rezago. La matriz de covarianzas de las innovaciones $\mathbf{\Omega}$ es $k \times k$ definida positiva.

Una cantidad clave para el análisis es la función impulso-respuesta (FIR) acumulada. La FIR mide el efecto de perturbaciones sobre los valores futuros esperados de las variables en un sistema dinámico. La manera más conveniente de describir una FIR acumulada es comparar la proyección y_{t+h} bajo el efecto de innovaciones $\varepsilon_s = \delta$ que afectan a la economía desde el periodo t en adelante (para $s \geq t$ y $s \leq t+h$), con una proyección en ausencia de dichas perturbaciones ($\varepsilon_s = \mathbf{0}$). Para un modelo lineal como (1), la FIR acumulada está dada por

$$\Psi_h \delta, \quad (2)$$

donde $\Psi_h = \mathbf{I}_k + \Theta_1 + \Theta_2 + \dots + \Theta_h$, y Θ_i ($i = 1, 2, \dots$) son las matrices de dimensión $k \times k$ asociadas con la representación en medias móviles del sistema $y_t = \mu + \varepsilon_t + \Theta_1 \varepsilon_{t-1} + \Theta_2 \varepsilon_{t-2} + \dots$. Es bien sabido que $\Psi_0 = \mathbf{I}_k$ y $\Psi_\infty = [\mathbf{I}_k - A(1)]^{-1}$.

La implementación de (2) depende de la composición de las innovaciones, definida en δ . Sin embargo, usualmente es difícil dar un significado conceptual claro para ε_t . El enfoque tradicional para lidiar con esta complicación es imponer una estructura que vincule las k innovaciones del VAR con k choques estructurales a los que se les otorga una interpretación económica. Tal estructura toma la forma lineal $\varepsilon_t = \mathbf{B}u_t$, donde \mathbf{B} es una matriz no singular de dimensión $k \times k$ y u_t es un vector de choques. Así, $\varepsilon_t = \delta$ está asociado con $u_t = \mathbf{B}^{-1}\delta = \delta^*$, tal que (2) puede ser escrito como $\Psi_h \mathbf{B}\delta^*$, por lo que el vector de las k FIR acumuladas de y_{t+h} ante un impulso unitario en el i -ésimo choque estructural está dado por

$$\Psi_h \mathbf{B}e_i, \quad (3)$$

donde e_i es un vector selección de dimensión $k \times 1$ con un 1 en su i -ésimo elementos y 0 en el resto. Por lo tanto, este choque fija que $\delta^* = e_i$.

Suponga que el choque estructural al tipo de cambio corresponde al i -ésimo elemento de u_t . Además, suponga que el c -ésimo elemento de y_t es una medida de la depreciación nominal, mientras que el d -ésimo elemento de y_t es una medida de la inflación bajo análisis. Luego, el efecto traspaso del choque del tipo de cambio luego de h periodos se define como

$$\psi_h(d) = \frac{\mathbf{e}_d' \Psi_h \mathbf{B}e_i}{\mathbf{e}_c' \Psi_h \mathbf{B}e_i}. \quad (4)$$

Note que luego de h periodos, el choque cambiario tiene un efecto acumulado igual a $\mathbf{e}_c' \Psi_h \mathbf{B}e_i$ sobre la depreciación nominal. Así, dada la linealidad de (1), al fijar $\delta^* = e_i / (\mathbf{e}_c' \Psi_h \mathbf{B}e_i)$ se produce un choque que genera una depreciación nominal de exactamente 1 por ciento después de h periodos. La definición de (4) es simplemente la respuesta acumulada de la inflación ante tal choque, y puede ser entendida como la fracción de la depreciación de 1 por ciento que se transmite a los precios domésticos.

Por otra parte, la expresión (4) en sí misma y su error estándar (usando el método delta) puede ser fácilmente calculada a partir de los resultados estándares en la estimación de un VAR estructural.

Modelo base

Considere un modelo VAR de $k = 6$ variables $\mathbf{y}_t = (\pi_t^*, a_t, s_t, \pi_t^m, \pi_t^w, \pi_t^c)'$, donde π_t^* es la inflación externa (medida en dólares), a_t mide la actividad económica, s_t es la depreciación nominal (el cambio porcentual del precio de la moneda local por dólar), y $\pi_t^m, \pi_t^w, \pi_t^c$ son inflaciones de los precios de importaciones, del productor y del consumidor, respectivamente.

Siguiendo a McCarthy (2007), si \mathbf{B} es igual a la descomposición de Cholesky de $\mathbf{\Omega}$, $\mathbf{B}\mathbf{B}' = \mathbf{\Omega}$ donde \mathbf{B} es una matriz triangular inferior, se obtiene un marco simple para realizar un seguimiento de las fluctuaciones del tipo de cambio para cada etapa de la cadena de distribución. Bajo este esquema de identificación, los choques estructurales $\mathbf{u}_t = \mathbf{B}^{-1}\boldsymbol{\varepsilon}_t$ son ortogonalizados; es decir, $\mathbb{E}(\mathbf{u}_t\mathbf{u}_t') = \mathbf{I}_k$.

La relación $\boldsymbol{\varepsilon}_t = \mathbf{B}\mathbf{u}_t$ (omitiendo los subíndices de tiempo para aliviar la notación) implica la estructura (casi) recursiva

$$\boldsymbol{\varepsilon}^* = b_{11}u_1, \quad (5a)$$

$$\boldsymbol{\varepsilon}^a = b_{21}u_1 + b_{22}u_2 + b_{23}u_3, \quad (5b)$$

$$\boldsymbol{\varepsilon}^s = b_{31}u_1 + b_{32}u_2 + b_{33}u_3, \quad (5c)$$

$$\boldsymbol{\varepsilon}^m = b_{41}u_1 + b_{42}u_2 + b_{43}u_3 + b_{44}u_4, \quad (5d)$$

$$\boldsymbol{\varepsilon}^w = b_{51}u_1 + b_{52}u_2 + b_{53}u_3 + b_{54}u_4 + b_{55}u_5, \quad (5e)$$

$$\boldsymbol{\varepsilon}^c = b_{61}u_1 + b_{62}u_2 + b_{63}u_3 + b_{64}u_4 + b_{65}u_5 + b_{66}u_6, \quad (5f)$$

donde la restricción $b_{23} = 0$ debe ser impuesta para alcanzar la identificación (exacta) de los choques estructurales. La variable u_1 puede ser interpretada como un choque de oferta externo y es identificada exclusivamente por la inflación externa. Por otro lado, los choques de demanda interna (u_2) se identifican a partir de las innovaciones en la actividad económica (a_t) después de tomar en cuenta el efecto contemporáneo del choque externo. De manera similar, los choques del tipo de cambio (u_3) son identificados a partir de la dinámica de la depreciación nominal (s_t) después de controlar por los efectos contemporáneos de los choques de oferta y demanda. Las innovaciones de las inflaciones en cada etapa de la cadena distributiva – importaciones, producción y consumo – se basan en diversos componentes. Los primeros tres componentes son los efectos de choques macroeconómicos (u_1, u_2 y u_3). Luego, se encuentran los efectos de los choques en las etapas previas de la cadena (por ejemplo, u_4 y u_5 para $\boldsymbol{\varepsilon}^c$) que pueden ser considerados como los cambios en el poder de fijación de los precios y los márgenes de las firmas en esas etapas. Finalmente, se cuenta con el choque propio de la etapa (u_6).

Cabe mencionar dos puntos de importancia en el esquema de identificación. En primer lugar, la naturaleza recursiva de \mathbf{B} , al menos para las tres últimas ecuaciones en (5), provee un modelo natural de fijación de precios a lo largo de un proceso de distribución. Esto permite que los choques a la inflación de importaciones afecten la inflación doméstica del consumidor tanto de manera directa, como indirecta a través de sus efectos sobre la inflación del productor. Además, evita la retroalimentación contemporánea: los choques de inflación al consumidor afectan la inflación de las importaciones y del productor solamente a través de su efecto sobre la inflación esperada en periodos futuros.

En segundo lugar, un punto de discusión que surge al utilizar la descomposición de Cholesky es la identificación de los choques de demanda agregada y del tipo de cambio. Aunque el modelo asume que la actividad económica está afectada contemporáneamente por choques de oferta externos y de demanda, realmente podría verse afectado contemporáneamente también por choques en el tipo de cambio. De ser así, u_2 y u_3 serían combinaciones de los verdaderos choques de demanda agregada y de tipo de cambio. En la sección 2 se estudia la robustez del esquema de identificación.

2 ESTIMACIÓN

Esta sección presenta los principales resultados de la investigación. Se documenta una disminución significativa de las estimaciones del efecto traspaso, especialmente para los precios del productor y del consumidor. El cambio es rápido y coincide con el momento en que la inflación peruana alcanzó niveles internacionales por primera vez en la historia reciente. Para entonces la economía peruana había cumplido con todas las condiciones necesarias para adoptar plenamente un régimen de metas de inflación. Por lo tanto, la experiencia peruana constituiría un claro ejemplo de la hipótesis de Taylor (2000), que sostiene que entornos de baja inflación son fundamentales en la reducción del efecto traspaso del tipo de cambio.

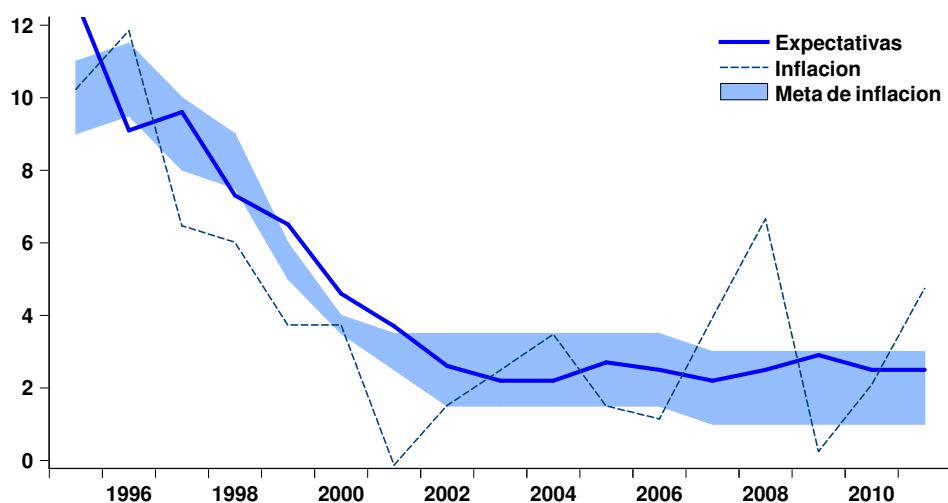
La desinflación peruana y el régimen de meta de inflación

A inicios de la década de los 90, el Banco Central de Reserva del Perú (BCRP) inició un programa de desinflación que redujo la inflación de niveles hiperinflacionarios (alrededor de 140% en 1991) a niveles de un dígito (6.5% en 1997) y finalmente a niveles internacionales (3.7% en 1999 y 2000). El proceso de desinflación fue gradual en la medida en que el BCRP acumulaba credibilidad y construía una reputación como un banco central capaz de preservar la estabilidad monetaria. Con el objetivo de reforzar su capacidad para anclar las expectativas de inflación, el BCRP empezó a anunciar anualmente rangos de meta de inflación en 1994.

De esta manera, luego de algunos años de reducción de la inflación y de su volatilidad, la economía peruana alcanzó las condiciones necesarias para consolidar la estabilidad de precios y adoptar un esquema de metas de inflación en el 2002, cuando fueron anunciados objetivos inflacionarios de largo plazo. Este proceso fue complementado con un cambio definitivo en la meta operativa de la política monetaria, que pasó de ser un indicador cuantitativo como la tasa de crecimiento del dinero a ser la tasa de interés interbancaria de corto plazo. Ver Rossini y Vega (2008) para mayores detalles.

El Gráfico 1 muestra la evolución de la inflación y de los pronósticos de la inflación realizados por los agentes económicos del sector privado. Se observa que las expectativas han sido ancladas por las

GRÁFICO 1. *Inflación, expectativas inflacionarias y metas de inflación en Perú (1994 - 2011)*



NOTAS: Los datos sobre la inflación y las metas de inflación provienen del Banco Central de Reserva del Perú. Las expectativas son las proyecciones dos años en adelante del *Latin American Consensus Forecast* correspondientes a los primeros números de cada año: febrero hasta e incluyendo 2001, y enero a partir de 2002).

metas anunciadas: las expectativas de inflación se han situado dentro del rango meta desde la adopción del régimen de metas de inflación. El rango meta de inflación ha servido como una referencia para las previsiones de mediano y largo plazo del sector privado. Este resultado es cierto inclusive en años difíciles como 2007 al 2009 ó 2011, cuando la economía se ve afectada por choques considerables y persistentes sobre el precio de alimentos y combustibles, que desviaron la inflación de su nivel objetivo.

Dada esta dinámica, se puede concluir que el BCRP ha conseguido establecer un régimen creíble de inflación controlada. Esta secuencia de eventos resulta fundamental para comprender la evolución del marco institucional detrás de los estimados del efecto traspaso que se detallan líneas abajo.

Resultados base

Se utilizan datos mensuales desde enero de 1992 hasta diciembre de 2011. Todas las variables ingresan al VAR como cambios porcentuales anualizados, con excepción de la actividad económica que ingresa como un cambio respecto a similar mes del año previo para controlar por estacionalidad. En la especificación base, la inflación externa π_t^* es medida como el promedio ponderado de las inflaciones del IPC de los principales socios comerciales de Perú, utilizando pesos de comercio internacional; la actividad económica a_t es calculada con el índice mensual del PBI; la depreciación nominal s_t es la variación del tipo de cambio nuevos soles por dólar; la inflación de las importaciones en nuevos soles π_t^m es el cambio del índice de precios al por mayor de productos importados; la inflación del productor π_t^v es el cambio del índice de precios al por mayor de bienes producidos nacionalmente; finalmente, π_t^c es la inflación del IPC. En el anexo se detallan las definiciones y fuentes de los datos.

Con una frecuencia mensual, los datos son inevitablemente volátiles. Algunos eventos externos no modelados, como el *boom* en los precios de los *commodities* durante el 2007-2008 y las crisis financieras de 1998-1999 y de 2008-2009, produjeron observaciones aberrantes (*outliers*) en la muestra que pueden influir en las estimaciones del VAR. Con el objetivo de controlar estas irregularidades en los datos, se extendió la forma reducida del VAR de la siguiente manera:

$$y_t = \alpha + A(L)y_{t-1} + \phi D_t + \varepsilon_t, \quad (6)$$

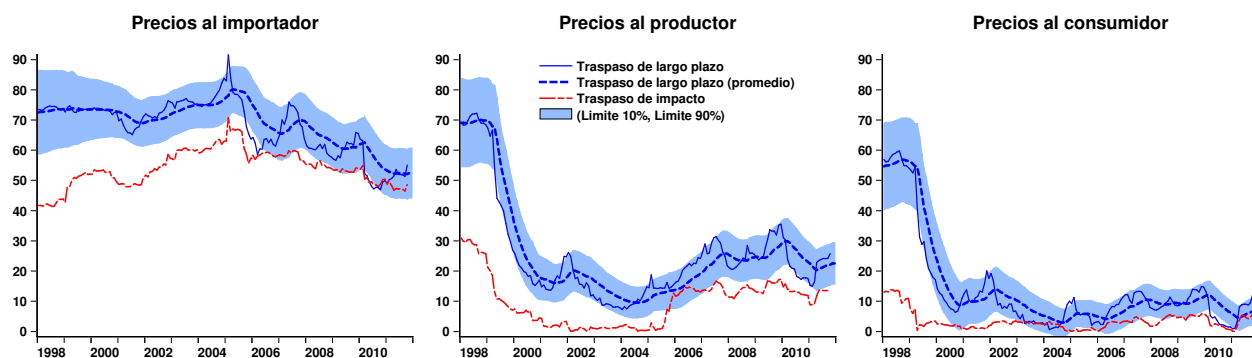
donde D_t una variable *dummy* de pulso que es igual a uno en el periodo t si cualquiera de las variables en el VAR y_t presenta un valor atípico en ese periodo. El proceso de detección de estos valores es en cierto modo estándar. En primer lugar, los residuos de un VAR estimado con toda la muestra son almacenados. Luego, se identifican los valores atípicos como las observaciones que corresponden a residuos fuera de la banda dada por el promedio móvil de 24 meses más/menos tres veces la desviación estándar de toda la muestra. El anexo muestra los *outliers* detectados para cada variable.

El VAR (6) es estimado utilizando ventanas móviles de tamaño fijo $n = 72$; es decir, cada muestra contiene 6 años de datos. La primera ventana se extiende desde enero de 1992 hasta enero de 1998. Luego, se agrega una observación a la vez y se elimina un periodo inicial de manera que el tamaño de la ventana se mantiene. Este proceso se repite hasta alcanzar la última ventana móvil que abarca desde diciembre del 2005 hasta diciembre del 2011. Se puede argumentar que una muestra relativamente pequeña de $n = 72$ observaciones es razonable para estimar un VAR de 6 variables, toda vez que se trata de un sistema parsimonioso. Por esta razón, para cada submuestra se selecciona el número de rezagos p desde $p = 1$ hasta $p = 6$ para minimizar el criterio de información Bayesiano (o criterio de Schwartz) (CIB), conocido por asignar mayor peso a modelos relativamente pequeños.

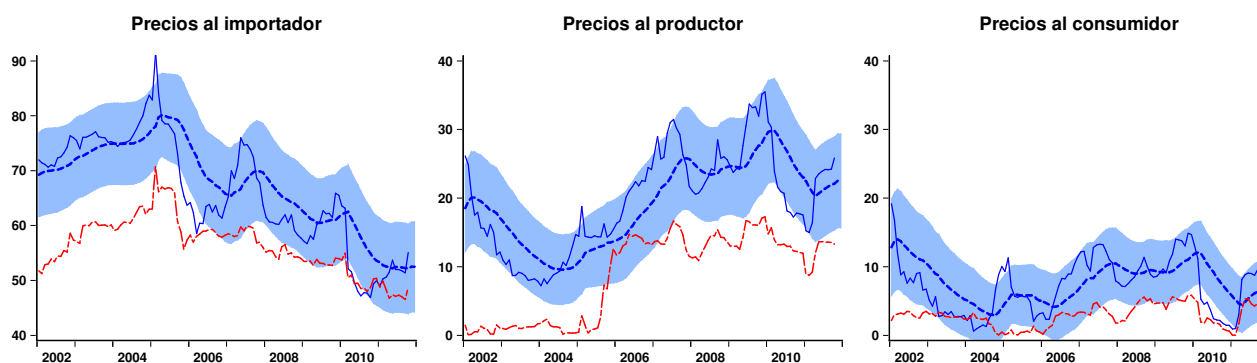
La exposición se concentra en estimaciones del efecto traspaso de largo plazo ψ_∞ , con referencias ocasionales al efecto traspaso de impacto ψ_0 . El Gráfico 2 (p. 16) muestra los resultados, donde el eje horizontal corresponde a la última observación en una ventana. Para facilitar la inspección visual de los

GRÁFICO 2. Resultados de las estimaciones móviles

(a) Toda la muestra (1998 - 2011)



(b) Luego de la adopción del esquema de metas de inflación (2002 - 2011)



resultados, se incluye un promedio móvil del traspaso de largo plazo y de su intervalo de 90 por ciento de confianza. El mismo promedio móvil fue aplicado a las series de tiempo de las estimaciones móviles de ψ_∞ y aquellas de $\psi_\infty \pm 1.65 \times \text{error estándar}(\psi_\infty)$.

Se puede observar en el Gráfico 2(a) que el efecto traspaso de largo plazo ha disminuido durante el periodo de análisis en todas las etapas de la cadena de distribución. En particular, el traspaso a la inflación de las importaciones se ha reducido gradualmente desde un estimado de alrededor de 70 por ciento hacia fines de los 90's hasta cerca de 50 por ciento una década después. Sin embargo, lo más saltante es la fuerte y significativa reducción del traspaso de impacto y de largo plazo en la segunda etapa, relacionada con los precios del productor: de 70 por ciento a alrededor de 20 y 30 por ciento. La combinación de estas tendencias permite explicar una reducción significativa del traspaso a los precios del consumidor, de 60 por ciento a cerca de 10 por ciento hacia el final de la muestra.

La notable disminución del traspaso a los precios del productor y consumidor revela un cambio de régimen en el comportamiento de fijación de precios por parte de las firmas y los minoristas. A pesar de que la economía peruana ha experimentado algunas mejoras de productividad en su sector manufacturero, la composición de sus costos y su dependencia de insumos importados ha cambiado muy ligeramente. Aun así, el ritmo de dichos cambios es usualmente gradual y es poco verosímil como explicación de una disminución súbita en el efecto traspaso. Por tanto, la dinámica de la reducción del efecto traspaso favorece una interpretación como la de Taylor (2000). No es coincidencia que el cambio se produzca poco antes de la adopción del régimen consistente de meta de inflación, en particular cuando la inflación alcanzó por primera vez un valor por debajo de 5 por ciento (en 1999, la inflación fue 3.7 por ciento), y dejó de mostrar una tendencia decreciente para finalmente estabilizarse en niveles internacionales.

El Gráfico 2(b) muestra la evolución del efecto traspaso durante el ejercicio del esquema de metas de inflación. Aunque algunos de los aumentos y disminuciones en las estimaciones de corto plazo pueden estar vinculados con la evolución de la balanza comercial o con el grado de apertura de la economía, sus efectos quedan reducidos por comparación con el declive a principios del 2000. Además, una serie de procedimientos formales de contraste estadístico no pueden rechazar la hipótesis de que en dos momentos dados (después de la adopción del esquema de metas de inflación) las estimaciones sean estadísticamente las mismas. Visualmente, en la mayoría de ocasiones, y en todas las etapas de la cadena distributiva, la estimación en el periodo t_1 se encuentra dentro del intervalo de 90 por ciento de confianza registrado en el momento t_0 , para $\{t_0, t_1\} > 2002$. En otras palabras, la variación temporal en el periodo posterior a la adopción del esquema de metas de inflación es probablemente atribuible a errores de muestreo y no necesariamente a cambios fundamentales en los parámetros del modelo.

Análisis de sensibilidad

Con el objetivo de evaluar la sensibilidad de los resultados anteriores, y especialmente para constatar si la disminución documentada del efecto traspaso es un artificio de los datos o proviene de una incorrecta identificación de los choques, se desarrollan cuatro grupos de pruebas de robustez.

El primero tiene como propósito investigar si las estimaciones son sensibles a la definición de las variables utilizadas en el VAR:

- (a) En el modelo base la inflación externa π_t^* es la variación del agregado de los índices de IPC en dólares de los socios comerciales de Perú, utilizando pesos de comercio internacional. Éste es el índice empleado en los registros oficiales del tipo de cambio real multilateral. Debido a que π_t^* se basa en datos de los IPC, podría no reaccionar ni firme ni oportunamente a choques sobre los precios de los *commodities* que probablemente afecten la inflación peruana, y que podrían ser importantes para separar adecuadamente los choques externos de los choques del tipo de cambio. Una alternativa es considerar los precios de las importaciones (también en dólares) usados para el cálculo de los términos de intercambio, los cuales contienen a la inflación externa del IPC como un componente y también incluyen los precios de los *commodities*.
- (b) De manera similar, la actividad económica a_t es medida por la tasa de crecimiento de un índice del PBI en el modelo base. Ello incluye algunos componentes, como exportaciones, que no afectarían la inflación interna. Una medida alternativa, probablemente más relacionada con presiones domésticas sobre precios, es utilizar la tasa de crecimiento de un índice de demanda interna.
- (c) El tipo de cambio nominal en el modelo base es bilateral: nuevos soles por dólar americano. Si bien es cierto que Estados Unidos es uno de los socios comerciales e inversionista extranjero más importantes del Perú, existen otros como los países de la Eurozona o China que reportan flujos comerciales y de capital igualmente considerables. Ello invita a tratar a s_t como el cambio de un tipo de cambio multilateral. Luego, se utiliza como tipo de cambio nominal el precio expresado en nuevos soles del promedio ponderado de una canasta conformada por divisas, empleado también para las estadísticas oficiales del tipo de cambio real multilateral. Consistentemente con esta manera de medir el tipo de cambio nominal, en este ejercicio la inflación externa π_t^* corresponde al IPC ponderado según el comercio, expresado en las unidades de la canasta de divisas.
- (d) Otra versión del modelo utiliza la inflación *subyacente* del IPC en lugar de la inflación del IPC. La primera es más suave y marca la tendencia de la segunda. Además, es bien sabido que las medidas de inflación subyacente son preferidas para el análisis de política monetaria, y para la evaluación de la inflación de mediano plazo. Por construcción, la inflación subyacente excluye algunos elementos volátiles de la canasta del IPC. La mayoría de estos elementos son sensibles a los precios mundiales

de los *commodities* y su exclusión podría alterar las estimaciones del efecto del traspaso a lo largo del tiempo.

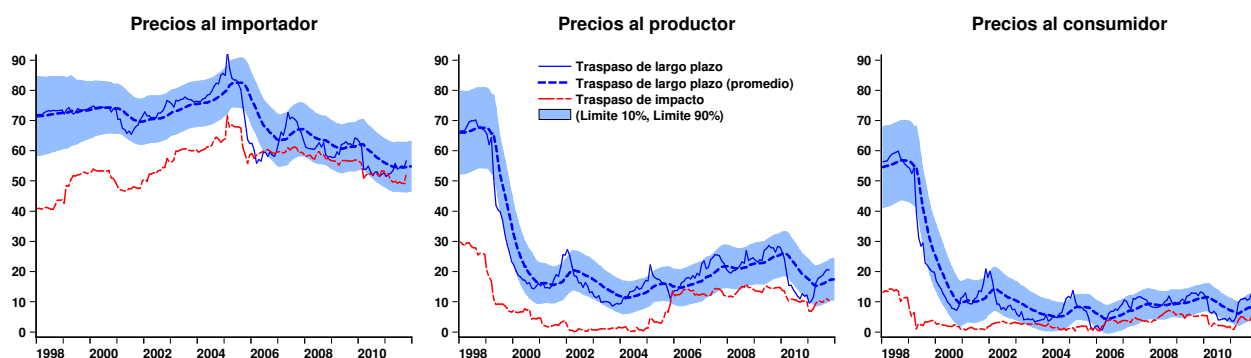
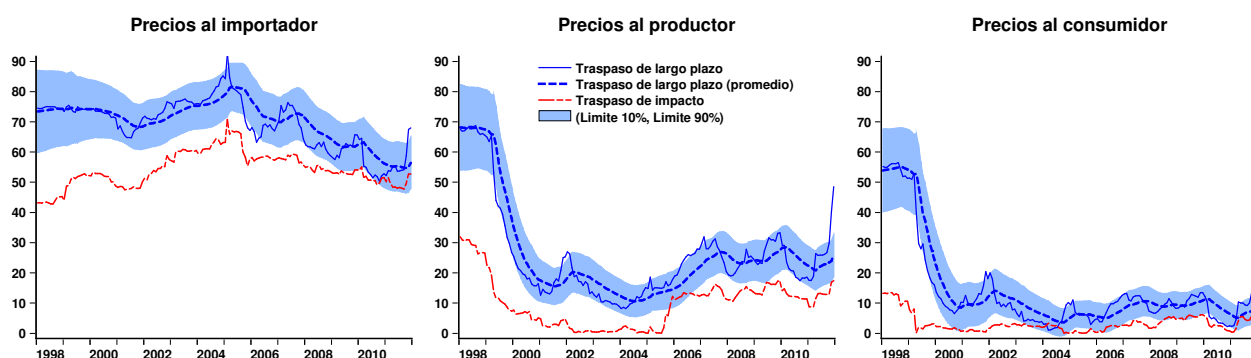
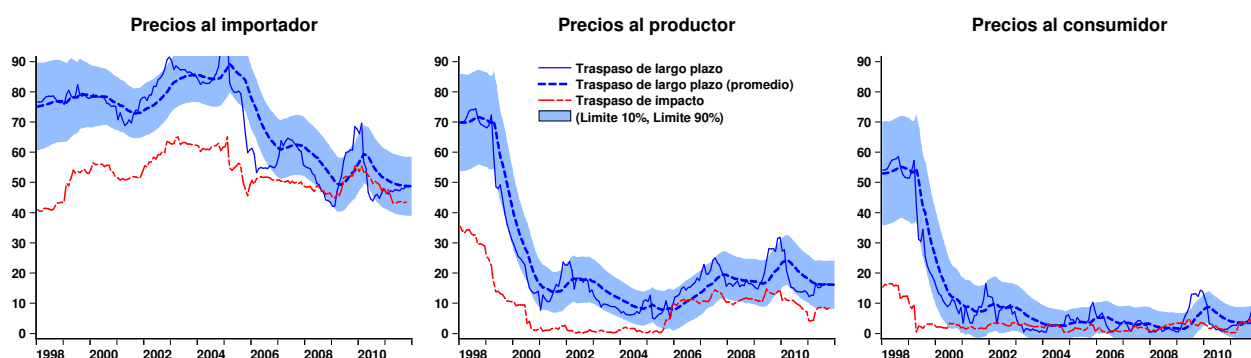
El segundo grupo de pruebas de robustez está relacionado con los métodos utilizados para identificar el choque del tipo de cambio:

- (e) Se sabe que la estructura recursiva impuesta por la factorización de Cholesky en un sistema como (5) depende del ordenamiento de las variables en el VAR. Dado que la identificación exacta no es contrastable empíricamente, existe interés por determinar cómo el análisis estructural basado en la FIR está influenciada por ordenamientos causales alternativos. Se puede argumentar que la primera y las tres últimas ecuaciones en el sistema (5) corresponden a un ordenamiento conceptualmente correcto: mientras que la primera ecuación identifica un choque exógeno externo a una economía pequeña y abierta, el último grupo de ecuaciones ayuda a identificar choques a los márgenes de ganancia que afectan las diferentes etapas de la cadena distributiva. Debido a que no se logra hallar una justificación clara para (5b) y (5c), es natural revertir el ordenamiento de estas ecuaciones como parte de un análisis de sensibilidad. Así, se llega a una estructura exactamente identificada alternativa, imponiendo la restricción $b_{32} = 0$ en (5c) y permitiendo que $b_{23} \neq 0$ en (5b).
- (f) Un enfoque alternativo consiste en basar las estimaciones del efecto traspaso en las funciones de impulso respuesta generalizadas (FIRG) desarrolladas en Pesaran y Shin (1998). Las FIRG responden a la noción de un impulso respuesta *medio*: cuando una variable es afectada por un choque, las otras variables también se ven implícitamente afectadas por sus patrones históricos de correlaciones. Los cálculos son como antes con δ redefinido como $\delta \propto \Omega e_i$; es decir, fijando $B = \Omega$ en (4). Esta expresión aparece luego de afectar la k -ésima innovación del sistema e integrar, bajo un supuesto de normalidad, los efectos de las innovaciones restantes. A diferencia de los choques ortogonalizados, los FIRG no dependen del ordenamiento de las variables en el VAR.

En el tercer grupo se varían algunos parámetros utilizados en las estimaciones móviles:

- (g) El tamaño de las muestras móviles de la sección previa es $n = 72$ observaciones; es decir, el equivalente a 6 años de datos mensuales. Se podría argumentar que esta es una muestra de tamaño relativamente pequeño para estimar un modelo VAR, y que el uso del CIB como el criterio para la selección del número de rezagos del sistema, tendería a favorecer con mayor frecuencia de lo normal a especificaciones que son demasiado parsimoniosas (p pequeño). Para afirmar o rechazar esta afirmación y tomando en cuenta las restricciones impuestas por la disponibilidad de datos, se repite el ejercicio de estimación con ventanas móviles de $n = 96$, observaciones, que equivale a 8 años de datos mensuales. El aumento en el tamaño de la muestra induciría al CIB a elegir especificaciones con dinámicas más ricas (p más grande), lo que podría afectar los estimados del efecto traspaso en el Gráfico 2.
- (h) Las estimaciones de las ventanas móviles pueden ser engañosas al mostrar variación del tiempo incluso en ocasiones en donde los verdaderos parámetros subyacentes son constantes. Esto se debe a la presencia de un “paseo aleatorio” que emerge de la acumulación de n errores de muestreo entre las ventanas. En el caso de los parámetros constantes, los sesgos de muestras pequeñas se mantienen de orden $O_p(1/n)$. La naturaleza variante en el tiempo del efecto traspaso puede ser estudiada alternativamente utilizando estimaciones recursivas, que son más fiables para medir cambios en los parámetros y en revelar la naturaleza de los sesgos por errores muestrales. Por ejemplo, en el caso de los parámetros constantes, los sesgos del muestreo se aproximan a cero conforme el tamaño de la ventana se incrementa. Aquí, la primera observación queda fija (en enero de 1993) y el modelo VAR es estimado repetidamente agregando una observación en cada periodo. Los resultados son estimaciones del traspaso basadas en un tamaño de muestra incremental, de $n \simeq 60$ a $n \simeq 225$.

GRÁFICO 3. Pruebas de robustez

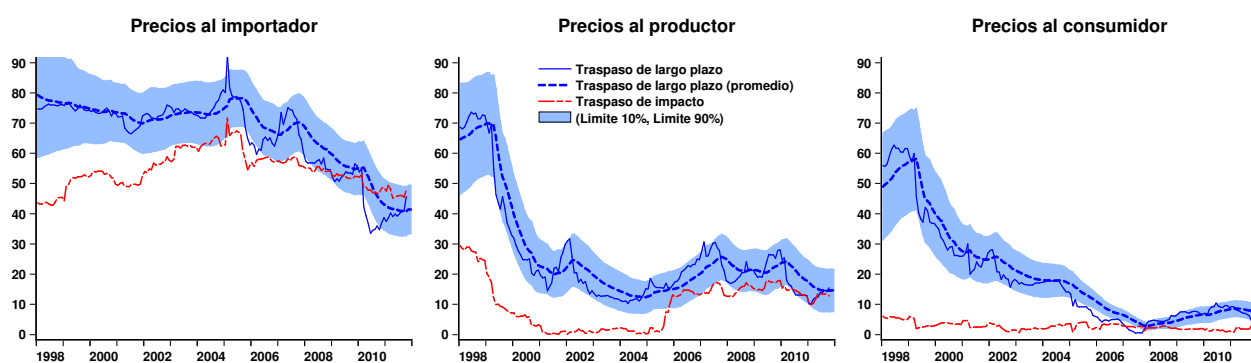
(a) π_t^* = Inflación sobre el precio de las importaciones en US\$(b) a_t = Crecimiento del índice de demanda doméstica(c) s_t = Depreciación (tipo de cambio nominal efectivo), π_t^* = Inflación del IPC (canasta de divisas)

En el grupo final de resultados, el método de estimación del VAR se modifica:

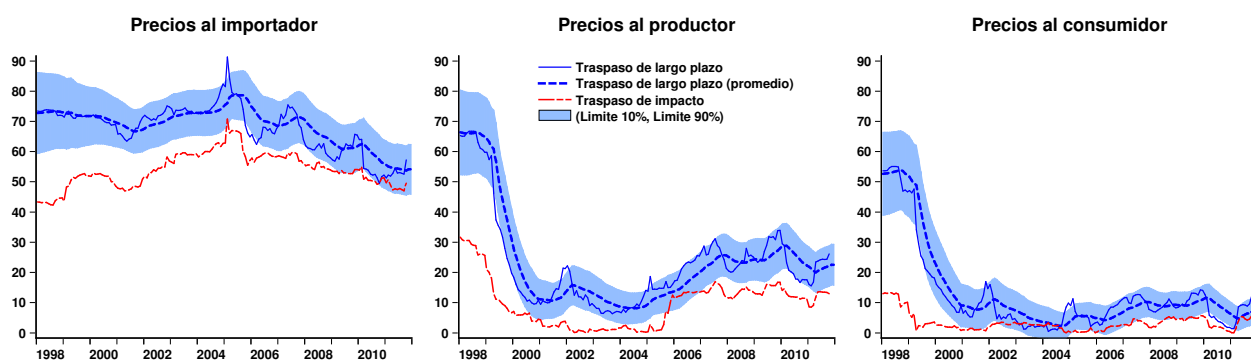
- (i) En lugar de estimar (6) por mínimos cuadrados, se opta por estimar (1) sin incorporar las correcciones de las variables *dummies* pero utilizando métodos que tomen en cuenta la naturaleza volátil de los datos.

Franses y Lucas (1998) proponen un método robusto a los valores atípicos basado en la idea de utilizar una función de verosimilitud proveniente de una distribución leptocúrtica para los errores (en contraste con la distribución normal, implícita en el análisis estándar del VAR). Estos autores muestran que la estimación por pseudo-máxima verosimilitud basada en una distribución t multivariada para las innovaciones ε_t con ν grados de libertad, es equivalente a estimar un VAR estándar por mínimos cuadrados con variables ponderadas ($w_t y_t$), donde la t -ésima observación es

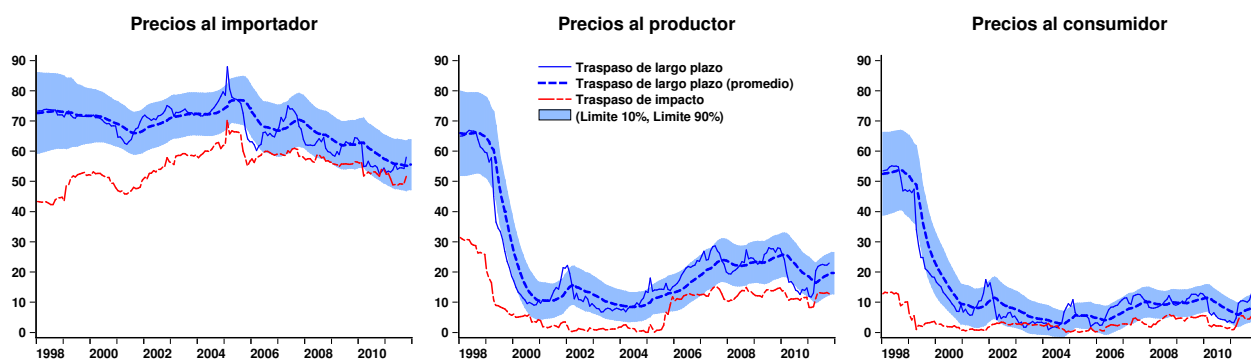
GRÁFICO 3 (CONTINUACIÓN). Pruebas de robustez

(d) π_t^c = Inflación subyacente del IPC

(e) Ordenamiento alternativo de las variables



(f) Funciones impulso respuesta generalizadas



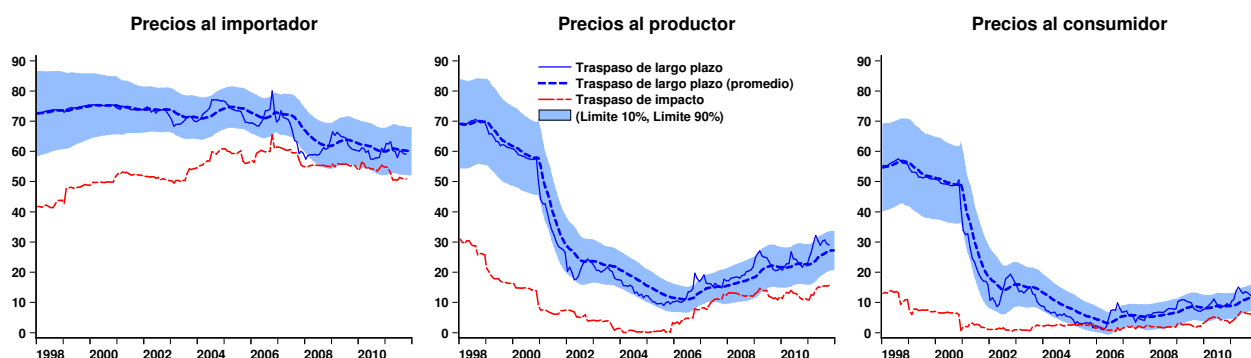
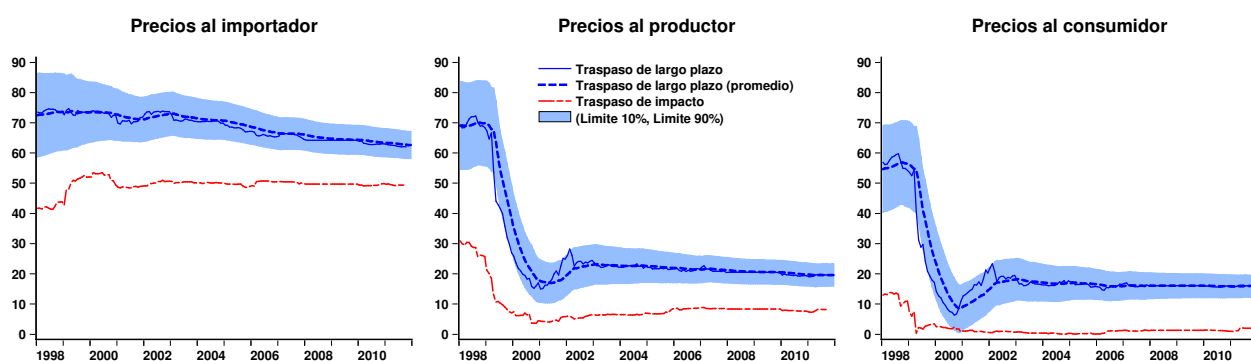
ponderada de la siguiente manera:

$$w_t = \sqrt{\frac{v+k}{v + \varepsilon_t' \Omega^{-1} \varepsilon_t}} \quad (7)$$

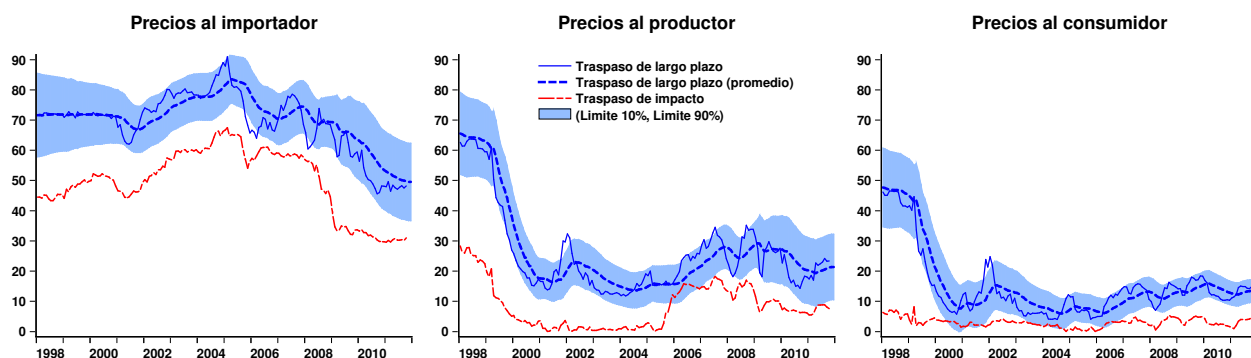
Esta transformación disminuye automáticamente grandes residuos y le da robustez al análisis en cuanto a los valores extremos se refiere. El número de grados de libertad se fija en $v = 5$, una elección usual en la literatura.

El Gráfico 3 presenta las estimaciones alternativas. Son tres los ejercicios que muestran las diferencias más marcadas con respecto a los resultados referidos en el Gráfico 2(a), por lo que resulta conveniente

GRÁFICO 3 (CONTINUACIÓN). Pruebas de robustez

(g) Aumento del tamaño de la ventana ($n = 96$)(h) Estimación recursiva (aumentando el tamaño de la ventana de $n \approx 60$ a $n \approx 225$)

(i) Estimación robusta (seudo-máxima verosimilitud)



comentarlos. El primero es el panel (c), donde el tipo de cambio multilateral es utilizado en lugar del bilateral. El traspaso a los precios de las importaciones es generalmente mayor mientras que el traspaso a la inflación del productor y consumidor es ligeramente más volátil. Este resultado proviene del hecho de que el tipo de cambio multilateral ha sido menos volátil que el bilateral.

El segundo ejercicio de interés corresponde al panel (d), donde la disminución en el traspaso a la inflación del consumidor medida por la inflación subyacente del IPC es menor. Este resultado se vincula con el hecho de que la inflación subyacente es una tendencia de la inflación del IPC, por lo que es más persistente pero centrada en horizontes largos sobre los mismos valores que la inflación del IPC. Sin embargo, aún se reduce de 60 a cerca de 10 por ciento, como en el modelo base.

Finalmente, la estimación recursiva del panel (h) muestra una dinámica distinta de las estimaciones

del traspaso luego de la adopción del régimen de metas de inflación. Ello confirma la conclusión que los movimientos del efecto traspaso se deben simplemente a la acumulación de los errores de muestreo, y no necesariamente reflejan un verdadero cambio en los parámetros poblacionales del VAR. Sin embargo, la fuerte caída del traspaso a los precios del consumidor y productor (tanto en el impacto como en el largo plazo) al inicio de los 2000 es aún prominente, y no puede ser atribuida a variabilidad muestral.

Con todo ello puede concluirse que los resultados son notablemente robustos a los datos utilizados, a la manera en que el choque del tipo de cambio es identificado, a la forma en que la variación temporal de los parámetros es obtenida, y al método de estimación del VAR. Las principales conclusiones sobre el comportamiento del efecto traspaso se mantienen cualitativamente y casi cuantitativamente.

3 OBSERVACIONES FINALES

Una visión consensuada es que en economías abiertas un efecto traspaso bajo otorgaría al Banco Central mayores grados de libertad para conducir una política monetaria independiente, y facilitaría a su vez la implementación de regímenes de metas de inflación. En este sentido, las estimaciones presentadas para el Perú cierran un círculo virtuoso: el alcanzar las condiciones para adoptar un régimen de metas de inflación habría contribuido significativamente con la reducción del efecto traspaso.

Otra implicancia de política relevante se desprende del fenómeno opuesto. La reducción en el efecto traspaso del tipo de cambio no debe ser percibida necesariamente como un cambio permanente. En caso de que el nivel de inflación y su persistencia se incrementasen en el futuro, por ejemplo, como el resultado de choques a los precios de los *commodities* de gran magnitud y duración, se podría atestiguar un incremento en el traspaso que, a su vez, podría acelerar presiones inflacionarias.

A pesar de que los resultados presentados son específicos al caso peruano, es probable que compartan similitudes con las experiencias de otras economías emergentes. De ser éste el caso, la conclusión de Vega y Winkelried (2005), de que el régimen de metas de inflación ejerce resultados positivos cuando es adoptado por un país en desarrollo, podría ser complementado con un efecto traspaso bajo entre sus beneficios. Se considera que una línea interesante de investigación futura es replicar el análisis empírico acá propuesto a otros países en desarrollo.

ANEXO: DATOS

El Cuadro 1 (p. 23) describe los datos utilizados. Para cada variable, la primera definición es utilizada en el modelo base, mientras que las otras se utilizan en las pruebas de robustez. La mayoría de las series están disponibles en la página web del BCRP (<http://www.bcrp.gob.pe/statistics.html>) y son publicadas regularmente en su *Nota Semanal*. Cuando está disponible, la columna “Fuente” del Cuadro 1 muestra el número de la página de la Nota Semanal donde se encuentra cada serie. La información sobre los índices de precios al por mayor, utilizada para medir los precios del importador y productor, provienen del Instituto Nacional de Estadística e Informática (INEI) y también está disponible en el portal web del INEI (<http://iinei.inei.gob.pe/iinei/siemweb/publico>).

REFERENCIAS

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

CUADRO 1. Descripción de los datos y fuentes de información

Variable	Definición	Fuente	Valores Atípicos
π^*	Índice de precios externos (US\$, 1994 = 100)	45	2008.03, 2008.10
	Índice de precios de las importaciones (US\$, 1994 = 100)	60	2004.01
	Índice de precios externos (canasta de divisas, 1994 = 100)	45	
a	PBI (1994 = 100)	63	
	Demanda Doméstica (1994 = 100)	63	2006.03
s	Tipo de cambio nominal S/. por US\$, venta bancario	40	1999.01, 2007.10, 2008.05
	Tipo de cambio nominal (S/. por canasta)	43	1999.02, 2008.06
π^w	Índice de precios al por mayor - productos importados (1994 = 100)	INEI	2006.03, 2008.02
π^m	Índice de precios al por mayor - productos nacionales (1994 = 100)	INEI	2009.01, 2009.02
π^c	IPC de Lima (2009 = 100)	50	2002.11
	IPC subyacente de Lima (2009 = 100)	50	2006.02, 2007.11, 2011.03

Campa, J. y L. Goldberg (2005), "Exchange rate pass-through into imports prices", *Review of Economics and Statistics*, 87(4), 679-690.

Castillo, P., L. R. Maertens y G. Rodríguez (2011), "Does the exchange rate pass-through into prices change when inflation targeting is adopted? The Peruvian case study between 1994-2007", Pontificia Universidad Católica del Perú, Documento de trabajo 314.

Choudhri, E. U. y D. S. Hakura (2006), "Exchange rate pass-through to domestic prices: Does the inflationary environment matter?", *Journal of International Money and Finance*, 25(4), 614-639.

Clark, T. E. (1999), "The responses of prices at different stages of production to monetary policy shocks", *Review of Economics and Statistics*, 81(3), 420-433.

Flamini, A. (2007), "Inflation targeting and exchange rate pass-through", *Journal of International Money and Finance*, 26(7), 1113-1150.

Franses, P. H. y A. Lucas (1998), "Outlier detection in cointegration analysis", *Journal of Business and Economic Statistics*, 12, 471 - 478.

Goldberg, P. K. y M. M. Knetter (1997), "Goods prices and exchange rates: What have we learned?", *Journal of Economic Literature*, 35(3), 1243-1272.

Hendry, D. F. (2006), "Robustifying forecasts from equilibrium-correction systems", *Journal of Econometrics*, 135(1-2), 399-426.

Marazzi, M. y N. Sheets (2007), "Declining exchange rate pass-through to U.S. import prices: The potential role of global factors", *Journal of International Money and Finance*, 26(6), 924-947.

McCarthy, J. (2007), "Pass-through of exchange rates and import prices to domestic inflation in some industrialized economies", *Eastern Economic Journal*, 33(4), 511-537.

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*, 35, 103-130, Bank for International Settlements.

Pesaran, H. M. e Y. Shin, "Generalized impulse response analysis in linear multivariate models", *Economics Letters*, 58(1), 17-29.

- Rossini, R. y M. Vega (2008), “The monetary policy transmission mechanism under financial dollarisation: The case of Peru 1996 - 2006”, en Bank for International Settlements (ed.), *Transmission mechanisms for monetary policy in emerging market economies*, 35, 395-412, Bank for International Settlements.
- Takhtamanova, Y. F. (2010), “Understanding changes in exchange rate pass-through”, *Journal of Macroeconomics*, 32(4), 1118-1130.
- Taylor, J. B. (2000), “Low inflation, pass-through, and the pricing power of firms”, *European Economic Review*, 44(7), 1389-1408.
- Vega, M. y D. Winkelried (2005), “Inflation targeting and inflation behavior: A succesful story?”, *International Journal of Central Banking*, 1(3), 153-175.
- Winkelried, D. (2003), “¿Es asimétrico el pass-through en el Perú?: Un análisis agregado”, Banco Central de Reserva del Perú, *Revista Estudios Económicos*, 10.
- Winkelried, D. (2011a), “Traspaso del tipo de cambio hacia la inflación”, Banco Central de Reserva del Perú, *Revista Moneda*, 148, 4-7.
- Winkelried, D. (2011b), “Exchange rate pass-through and inflation targeting in Peru”, Banco Central de Reserva del Perú, Working Paper 2011-012.



Inflación y crecimiento económico: Evidencia con datos de panel para América del Sur

MANOEL BITTENCOURT*

Se investiga el rol del comportamiento macroeconómico, principalmente en términos de tasas de inflación, como determinante del crecimiento económico en cuatro países de América del Sur que sufrieron episodios de hiperinflación en los años 1980 y principios de 1990: Argentina, Bolivia, Brasil y Perú. Los resultados empíricos, basados en la metodología de panel de series de tiempo para el periodo 1970 a 2007, confirman la evidencia que sugiere que inflaciones altas tienen un efecto perjudicial en el crecimiento económico.

Palabras Clave : Inflación, crecimiento, América del Sur.

Clasificación JEL : E31, O11, O42, O54.

América del Sur es conocida por haber experimentado periodos de altas tasas de inflación e incluso episodios de hiperinflación, particularmente en la década de 1980 y en la primera mitad de la década de 1990. En este mismo periodo, la región se caracterizó por presentar erráticas tasas de crecimiento del producto. Entre los países que siguieron este patrón se encuentran Argentina, Bolivia, Brasil y Perú. En la mayoría de estos casos, el retorno a la estabilidad macroeconómica recién tuvo lugar hacia la primera mitad de la década de 1990. En línea con Alesina y Drazen (1991), esto se origina con la creación de instituciones económicas particulares, por ejemplo metas explícitas de inflación y leyes de responsabilidad fiscal, así como con el inicio de fases expansivas en el ciclo económico.

Considerando estos antecedentes, estudiamos el papel de las políticas macroeconómicas como determinantes del crecimiento económico en la región, poniendo énfasis en el rol de la tasa de inflación. El periodo de estudio recoge episodios de inflación razonablemente baja, inflación en aumento, alta inflación, hiperinflación y de nuevo baja inflación. En particular, utilizamos datos de 1970 a 2007 para los cuatro países mencionados. Mediante el análisis de datos de panel, evaluamos si la inflación ha sido un factor determinante del crecimiento en América del Sur. Esto puede darse a través del efecto Mundell-Tobin y su predicción respecto a la sustitución de dinero por activos financieros que impulsan las tasas de interés hacia la baja y, en consecuencia, conllevan a un aumento de la actividad económica. A su vez, una mayor incertidumbre macroeconómica genera temores en los mercados, así como otras distorsiones, que pueden devenir en un efecto negativo sobre el crecimiento del producto, contrarrestando de esta forma el efecto Mundell-Tobin.¹

* Departamento de Economía, Universidad de Pretoria, Lynnwood Road, Pretoria 0002, Sudáfrica. Teléfono: +27 12 420-3463 (e-mail: manoel.bittencourt@up.ac.za)

Agradezco a los participantes del seminario en Pretoria, Wits, UCT, ArnoX en Göttingen y a un árbitro por sus comentarios.

¹ Véase Briault (1995) para una revisión de los diferentes canales a través de los cuales la inflación afecta al crecimiento.

Es interesante destacar que aunque los países de la muestra difieren en su grado de desarrollo económico e institucional (Argentina y Brasil con un nivel de desarrollo mayor al de Bolivia y Perú), un factor en común es que todos ellos sufrieron episodios severos de hiperinflación durante el periodo de estudio. De manera similar a Sargent y otros (2009), se presta especial atención a la historia reciente de estos países en un intento por comprender mejor su desempeño económico, incluyendo un mejor entendimiento de la llamada “década perdida” (1980s) observada en la región.

Los resultados empíricos sugieren que la tasa de inflación ha sido el principal determinante macroeconómico de la tasa de crecimiento del producto en los cuatro países seleccionados. Su efecto ha sido negativo en el crecimiento económico, capturando de esta forma los efectos de la alta inflación e hiperinflación observada durante el periodo de estudio. Es razonable sostener que la falta de ciertas instituciones financieras, desarrolladas posteriormente en la región en la década de 1990 (por ejemplo, independencia del banco central y credibilidad de la autoridad fiscal), combinada con las transiciones políticas de la década de 1980 y algunas posturas populistas, facilitaron el proceso de creación de dinero fácil para el financiamiento de las cada vez mayores transferencias públicas. Este argumento es usualmente esgrimido para explicar los episodios inflacionarios observados en la década de 1980 y principios de 1990, con sus respectivas consecuencias sobre la actividad económica, el crecimiento y el bienestar en general.²

El trabajo contribuye a la literatura relacionada de distintas maneras. Primero, siguiendo las sugerencias de Fischer (1993), Temple (2000) y el reciente análisis de Sargent y otros (2009) sobre experiencias hiperinflacionarias de América del Sur, restringimos la muestra a un grupo de países de América Latina que tuvieron una transición a regímenes más democráticos en las décadas de 1980 y principios de la década de 1990, para así llevar a cabo un estudio de casos más “detallado” y desagregado sobre el tema.

En segundo lugar, seguimos las sugerencias de Durlauf y otros (2005) y de Sirimaneetham y Temple (2009) y hacemos uso del análisis de componentes principales para estimar variables independientes latentes con alto poder explicativo en un intento por reducir la incertidumbre del modelo en el análisis de crecimiento.

En tercer lugar, de acuerdo con las recomendaciones de Bruno y Easterly (1998), y en cierta medida el reciente análisis de Bond y otros (2010), utilizamos datos anuales para identificar mejor los efectos de algunas variables macroeconómicas en el crecimiento.

Por último, aprovechamos el análisis de datos de panel para enfrentar algunos problemas empíricos relevantes tales como no estacionariedad, heterogeneidad, sesgos por endogeneidad y dependencia de los resultados del corte transversal en paneles relativamente pequeños. En tal sentido, se realiza un estudio más específico en América del Sur, región que en los estudios relevantes de corte transversal y panel es considerada ya sea como una variable *dummy* o como un *outlier* por ser retirado de la muestra. Comparativamente, consideramos que nuestra metodología permite un conocimiento más profundo de la dinámica económica de la región.

El resto del documento se organiza de la siguiente manera. La sección 1 revisa la literatura previa y ubica el presente estudio en ese contexto. La sección 2 describe los datos y la estrategia empírica utilizada, y seguidamente presenta y discute los resultados obtenidos. La sección 3 presenta las conclusiones del estudio, algunas implicaciones de política y posibles extensiones futuras.

² Por ejemplo, Bittencourt (2009) investiga el caso de la hiperinflación brasileña de la década de 1980 y principios de 1990, y sugiere que las altas tasas de inflación han contribuido al incremento de la desigualdad de los ingresos. Por su parte, Easterly y Fischer (2001) usan evidencia de 38 países para mostrar que los pobres consideran a la inflación un problema más urgente que los ricos, lo que sugiere que son los pobres los más afectados durante los procesos inflacionarios.

1 LITERATURA RELACIONADA

La literatura sobre inflación y crecimiento tiene una larga tradición en economía. De Gregorio (1993) presenta una de las primeras evidencias de esta relación utilizando un panel de doce países de América Latina durante el período 1950 a 1985, y encuentra una relación negativa entre inflación y crecimiento económico. Fischer (1993) presenta evidencia internacional de corte transversal y datos de panel para el período 1961 a 1988, y llega a una conclusión similar a la de De Gregorio. Cabe mencionar que, dada la fecha de su publicación y los periodos cubiertos, estos dos estudios no toman en cuenta los episodios de hiperinflación en América del Sur de principios de la década de 1990.

Haciendo uso de datos de corte transversal para el período 1960 a 1990, Barro (1995) sugiere que la relación negativa entre inflación y crecimiento se explica principalmente por la presencia de países que han sufrido episodios de alta inflación, en especial, países de América Latina. Utilizando métodos de vectores autorregresivos para series de tiempo anuales, Bullard y Keating (1995) llegan a una conclusión similar: en países de alta inflación, la inflación tiene un efecto negativo sobre el crecimiento.

Clark (1997) sugiere que hay problemas con las regresiones de corte transversal debido al uso de promedios y que el análisis de datos de panel podría ser el camino a seguir para enfrentar estos problemas. Por su parte, Bruno y Easterly (1998) sugieren que debido al uso de promedios no se observa una relación de largo plazo entre la inflación y el crecimiento en el análisis de corte transversal. Sin embargo, utilizando un enfoque no paramétrico y datos para el periodo 1961 a 1994, encuentran que existe una relación negativa entre la inflación y el crecimiento cuando la inflación alcanza y excede un umbral de 40%.

Adicionalmente, Sarel (1996), Ghosh y Phillips (1998) y Khan y Senhadji (2001) confirman la relación negativa entre la inflación y el crecimiento una vez que la inflación alcanza umbrales particulares. Sirimaneetham y Temple (2009) usan un índice de inestabilidad macroeconómica, basado en el análisis de componentes principales bajo una metodología bayesiana estándar, en un intento por lidiar con la incertidumbre del modelo (esto es, la presencia de factores no observables que incrementan la imprecisión de los estimadores). Sugieren que la estabilidad macroeconómica es una condición necesaria para el crecimiento económico para un panel de 70 países en desarrollo durante el período comprendido entre 1970 y 1999.

Otras notables contribuciones incluyen a Barro (1998) y Easterly (2005), sin mencionar la gran cantidad de estudios de crecimiento en los cuales se incluye a la inflación como la principal *proxy* del desempeño macroeconómico (ver Temple, 2000).

En general, la literatura sugiere que la inflación alta es perjudicial para el crecimiento. La inflación puede crear distorsiones particulares, incluyendo el aumento de la volatilidad e incertidumbre, lo que da lugar a un cambio hacia actividades menos productivas y en consecuencia bajas tasas de crecimiento. Más aún, en un continente como América del Sur – que ha sufrido de desigualdad crónica en la distribución de ingresos – la alta inflación y el crecimiento irregular sin duda impactan negativamente en el bienestar económico general.

Así, el presente estudio es una extensión natural de la literatura anterior sobre el tema. Llevamos a cabo un estudio de casos que intenta identificar con más detalle los efectos de las severas condiciones macroeconómicas en la actividad económica. Para ello, hacemos uso de datos anuales e implementamos un panel de series de tiempo con el fin de capturar, con mayor precisión, el papel del pobre desempeño macroeconómico de la década de 1980 y principios de década de 1990 en el crecimiento de América del Sur. Asimismo, intentamos reducir la incertidumbre del modelo a través del análisis de los componentes principales. Por consiguiente, proporcionamos estimaciones informativas de modo tal que nuestro conocimiento sobre dichos episodios históricos de América del Sur se profundice.

2 ANÁLISIS EMPÍRICO

Una mirada a los datos

Los datos utilizados abarcan el período comprendido entre 1970 y 2007 y cuatro países América del Sur: Argentina, Bolivia, Brasil y Perú ($T = 38$ and $N = 4$). Estos cuatro países representaban aproximadamente el 70% tanto del producto bruto interno (PBI) total como de la población de América del Sur en 2009. El crecimiento real del PBI per cápita (*GROW*) utilizado en el análisis provienen de la *Penn World Table* (PWT, versión 6.3) y los datos sobre inflación (*INFLAT*) de las oficinas de estadísticas de los cuatro países.

Durlauf y otros (2005) presentan una lista de diferentes grupos de variables que de una forma u otra han sido consideradas determinantes del crecimiento económico. Esta lista incluye diferentes definiciones de inflación, gobierno, apertura comercial, inversión, finanzas, educación y democracia. Dada la disponibilidad de datos, el presente estudio intenta incluir esta información controlando por duplicidad de las series. Se pretende conectar asimismo estos datos con la historia reciente de América del Sur. A continuación enumeramos las variables de control utilizadas así como la racionalidad de su inclusión.

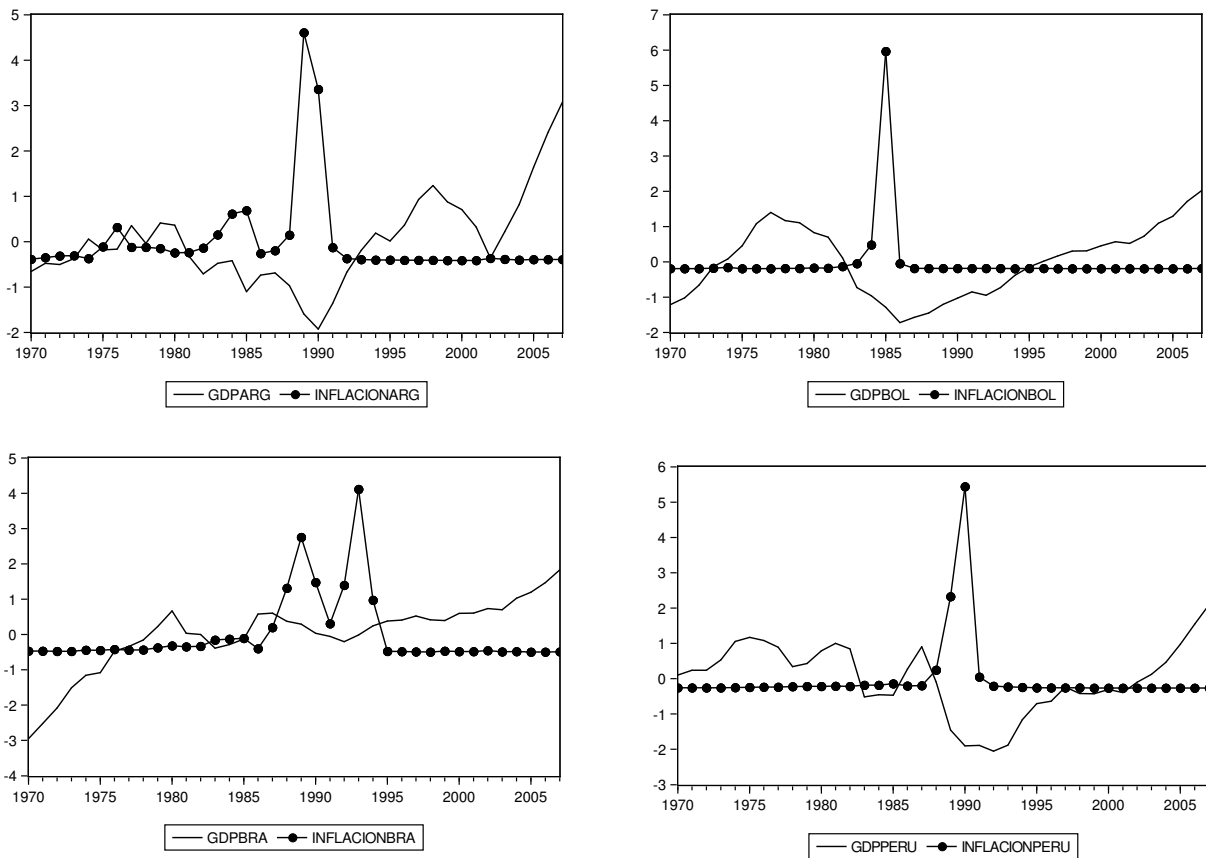
Se incluye como control la proporción de la deuda pública general respecto al PBI (*DEBT*), que aproxima la capacidad de los gobiernos en el control de sus finanzas y captura el hecho de que los gobiernos tienden a aumentar el consumo y el gasto durante las transiciones políticas (Bittencourt, 2010). Siguiendo a Barro (1995), se prevé que una alta deuda del sector público es perjudicial para el crecimiento. La información es obtenida del *Historical Public Debt Database* del Fondo Monetario Internacional (FMI).

Además, utilizamos la relación de las exportaciones e importaciones sobre el PBI (*OPEN*), variable que aproxima la apertura económica y que captura los procesos de liberalización comercial que se dieron en América del Sur en la década de 1990. Como sugieren Wacziarg y Welch (2008) y Lucas (2009), se espera que economías más abiertas muestren mayores tasas de crecimiento. Se considera, además, la relación de la inversión sobre el PBI real (*INV*), la cual es un determinante fundamental del crecimiento según los modelos de crecimiento clásicos, como el modelo de Solow. Todas estas variables se obtienen de PWT. También utilizamos una medida de línea base de desarrollo financiero mediante la relación de los pasivos líquidos sobre el PBI (*M2*), cuya información proviene del World Development Indicators (WDI, Banco Mundial). Como señala Levine (2005), se espera que un mayor desarrollo financiero aumente la actividad económica.

Por su parte, estimamos un índice de desarrollo estructural, *DEV*, mediante la relación entre los años promedio de escolaridad de las personas de 25 años ó más y el porcentaje de la población urbana. Las fuentes de información son la base de datos de Barro-Lee y el WDI. Suponemos que este término captura las predicciones de la teoría unificada del crecimiento referidas a que las sociedades en desarrollo tienden a ser más educadas (o en el proceso de educarse a sí mismos) y más urbanizados (Kuznets, 1955). Nótese que los cuatro países han cambiado recientemente el énfasis de la agricultura hacia la manufactura y servicios en cuanto a su estructura económica (Galor, 2005).

Además de las variables mencionadas, se busca controlar por aspectos relacionados al régimen político y a la estabilidad económica. En un intento por reducir el número de variables a un subconjunto que explique la mayor parte de la variación en los datos, utilizamos técnicas de descomposición espectral (análisis de componentes principales) para estimar variables latentes en las dos dimensiones mencionadas. En el caso del régimen político, se extrae los factores comunes no observables de tres variables normalizadas provenientes de *Polity IV*: Democracia (*DEMOC*), Restricciones del Poder Ejecutivo (*XCONST*) y Competencia Política (*POLCOMP*). El primer componente principal – utilizado en las estimaciones – representa el 97% de la variación de estas tres variables. De este modo, tenemos una

GRÁFICO 1. PBI per cápita e inflación (series normalizadas), 1970 a 2007



FUENTE: PWT y las oficinas estadísticas de cada país.

NOTAS: *GDPARG*, *GDPBRA*, *GDPBOL* y *GDPPER* son el PBI per cápita de Argentina, Brasil, Bolivia y Perú, respectivamente. De manera similar, *INFLACIONARG*, *INFLACIONBRA*, *INFLACIONBOL* y *INFLACIONPERU* son las tasas de inflación de estos países. Ambas series se presentan estandarizadas para tener media cero y varianza igual a uno.

variable que actúa como *proxy* de las características del régimen político (*POL*), la cual capturaría el rol de las transiciones políticas de una dictadura hacia regímenes más democráticos ocurridas en América Latina en la década de 1980. La predicción es que regímenes más democráticos tienden a implementar mejores políticas que favorecen el crecimiento.

En el caso de la estabilidad económica, extraemos factores comunes no observables de las siguientes variables: primer rezago de la inflación, participación del gobierno en el PBI y relación entre deuda externa y el PBI (fuente: WDI). En línea con Sirimaneetham y Temple (2009) se construye un índice de estabilidad macroeconómica (*STABIL*) a partir del primer componente principal, el cual explica el 52% de la variación en las tres variables. Vale la pena recordar la importancia de la deuda externa, reprogramación de deuda y crisis de *default* en América del Sur, particularmente en la década de 1980, que coincide con el comienzo de los procesos de alta inflación (Sachs, 1985).

El Gráfico 1 muestra la evolución del PBI per cápita y de las tasas de inflación en Argentina, Bolivia, Brazil y Perú durante el periodo de estudio. Las series están estandarizadas para tener media cero y varianza uno. Podemos ver que durante la época de hiperinflación en la década de 1980 e inicios de la década de 1990, el PBI per cápita presentó una significativa reducción en los cuatro países, recuperándose sólo a partir del periodo de estabilización económica durante la década de 1990. Nótese que si hubiéramos tomado un promedio entre 1980 y 2000 no hubiéramos sido capaces de capturar ningún efecto negativo de la inflación en la actividad económica de la región (Bruno y Easterly, 1998).

CUADRO 1. Matriz de correlaciones: Argentina, Bolivia, Brazil y Perú, 1970 a 2007

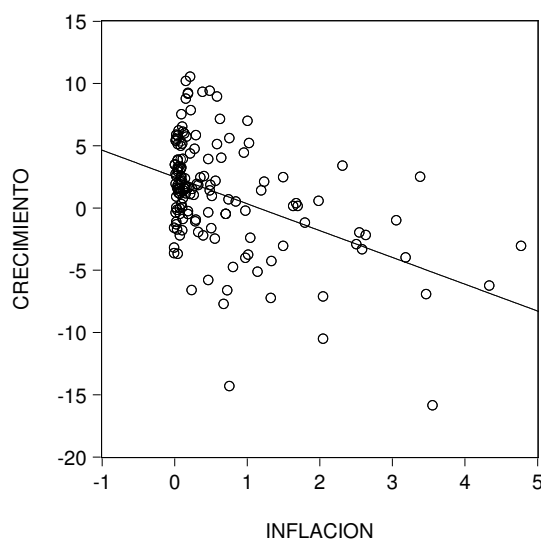
	<i>GROW</i>	<i>INFLAT</i>	<i>DEBT</i>	<i>OPEN</i>	<i>INV</i>	<i>M2</i>	<i>DEV</i>	<i>POL</i>
<i>GROW</i>	1							
<i>INFLAT</i>	-0.451*	1						
<i>DEBT</i>	-0.173*	0.204*	1					
<i>OPEN</i>	0.044	-0.379*	0.348*	1				
<i>INV</i>	0.244*	-0.118	-0.657*	-0.434*	1			
<i>M2</i>	0.104	-0.299*	0.072	0.368*	-0.277*	1		
<i>DEV</i>	0.017	-0.056	-0.209*	0.077	0.334*	0.019	1	
<i>POL</i>	0.100	-0.142	-0.370*	-0.323*	0.379*	-0.423*	-0.384*	1

FUENTE: PWT, oficinas estadísticas de cada país, FMI, WDI, Barro-Lee, y *Polity IV*.

NOTAS: * representa un nivel de significación de 5%.

En el Cuadro 1 presentamos la matriz de correlaciones de las variables empleadas en el análisis. La inflación y el crecimiento presentan una correlación negativa y estadísticamente significativa. Las variables de control presentan los signos esperados: la deuda pública está negativamente relacionada con el crecimiento (Barro, 1995), las economías más abiertas tienden a crecer más rápido (Wacziarg y Welch, 2008), la inversión está positivamente correlacionada con el crecimiento (Bond y otros, 2010), la medida de desarrollo financiero así como el indicador de desarrollo se encuentran positivamente correlacionadas con el crecimiento (Levine, 2005); por último, la variable que captura el régimen político indica que la implementación de la democracia en la región en la década de 1980, una reducción en la variable *POL*, se asocia con un menor crecimiento (Bittencourt, 2010).

En el Gráfico 2 trazamos la línea de regresión por mínimos cuadrados entre la inflación y el crecimiento en Argentina, Bolivia, Brasil y Perú. Se observa que la relación es negativa y estadísticamente significativa, lo que indicaría la existencia de una relación *económica* entre estas dos variables en el panel de datos. Con todas sus limitaciones, esta inspección inicial de los datos sugiere que la evidencia anecdótica de la década de 1980 y principios de 1990 de altas tasas de inflación y de crecimiento económico errático en América del Sur podría ser correcta.

GRÁFICO 2. Crecimiento del PBI e inflación: Argentina, Bolivia, Brazil y Perú, 1970 a 2007

Estrategia empírica

Dado que tenemos un conjunto de datos con $T > N$, donde T es el número de observaciones de las series por país y N es el número de países, la estrategia empírica empleada se basa en un análisis panel de series de tiempo. Entre otros aspectos, lidiamos con asuntos econométricos en paneles relativamente pequeños, tales como no estacionariedad, heterogeneidad, sesgos por endogeneidad y dependencia entre países. La ventaja de esta estrategia es que se puede analizar de forma específica los países de América del Sur, con todas sus diferencias, sin la necesidad de tratar la región ya sea como un valor atípico, *outlier*, o como una variable artificial (*dummy*), procedimiento usual de estudios que usan grandes bases de datos de corte transversal o análisis de datos de panel.

Para evaluar la no estacionariedad en las series de tiempo de los países se utiliza la prueba de Im y otros (2003, IPS), la cual permite parámetros heterogéneos y correlación serial. La prueba IPS consiste en una prueba de Dickey-Fuller aumentado (DFA) para las variables de cada país, las cuales son posteriormente promediadas. Los momentos de la media y la varianza del promedio \bar{t} son -1.46 y 0.63 , respectivamente.³

En segundo lugar, el tema de endogeneidad (los efectos individuales no observables resumidos en el término de error pueden estar correlacionados con los regresores) y la heterogeneidad de los interceptos son tomados en consideración mediante la implementación del estimador de efectos fijos (EF), o *within estimator*, el cual proporciona estimaciones consistentes en modelos dinámicos cuando $T \rightarrow \infty$, que es nuestro caso. En tercer lugar, el posible sesgo por heterogeneidad en paneles dinámicos cuando $T > N$ se enfrenta mediante el estimador de coeficientes aleatorios (CA) de Swamy (1970). Este sesgo se genera debido a la violación del supuesto de homogeneidad en las pendientes, el cual induce a que los errores presenten correlación serial y las variables explicativas no sean independientes de los rezagos de la variable dependiente. Recuérdese que CA asume heterogeneidad de interceptos y pendientes, generando así estimaciones consistentes de los valores esperados cuando $T \rightarrow \infty$.⁴

Podría argumentarse aún la presencia de causalidad inversa o endogeneidad en el modelo. Es decir, que sea el mayor crecimiento el que genera mayor inflación y no a la inversa. Para lidiar con este aspecto, usamos el estimador de efectos fijos con variables instrumentales (EF-VI). Primeramente, seguimos a Barro (1995, 1998) y hacemos uso del primer rezago de la inflación como un instrumento referencial; en segundo lugar, utilizamos el índice compuesto *STABIL* como instrumento que identifica la tasa de inflación. Específicamente, si suponemos que los datos observados son generados por un pequeño número de factores no observables entonces *STABIL*, al no estar representado en la especificación original, sería un instrumento válido que captura el papel de los factores comunes no observables (del primer rezago de la inflación, del tamaño del gobierno y de la deuda externa) para predecir la inflación. Las estimaciones proporcionadas por el estimador EF-VI son asintóticamente consistentes y eficientes cuando $T \rightarrow \infty$.

³ Una alternativa a IPS es la prueba de Levine y otros (2002). Sin embargo, esta prueba asume *homogeneidad* de parámetros, y por lo tanto no considera la posible presencia de sesgos por heterogeneidad en los datos. Por otra parte, dado que los países de la muestra tienen en común un pobre desempeño macroeconómico durante la década de 1980 y principios de 1990, se podría argumentar que hay dependencia entre los países. Una alternativa que considera la existencia de dependencia entre países es la prueba de corte transversal IPS (CIPS) propuesta por Pesaran (2007). Sin embargo, CIPS asume que $N > 10$ y en nuestro caso tenemos únicamente $N = 4$. Además, se podría argumentar que, dada la estructura de los datos, los cambios estructurales son una posibilidad. La prueba propuesta por Im y otros (2005) toma esto en consideración. Sin embargo esta prueba también supone un valor de N grande. Otras alternativas que consideran características comunes particulares y quiebres en los datos incluyen Bai y Ng (2004) en el que proponen la estrategia PANIC de raíces unitarias en paneles de gran tamaño ($N = 40, T = 100$), y Bai y otros (2009), quienes también consideran paneles razonablemente grandes ($N = 20, T = 100$). La prueba IPS es probablemente ligeramente sesgada; sin embargo, presenta mayor flexibilidad en términos de tamaño de muestra y propiedades asintóticas, y es por tanto la mejor alternativa disponible.

⁴ El *mean group estimator*, propuesto por Pesaran y Smith (1995), es una alternativa por considerar. Sin embargo, este estimador es sensible a la presencia de *outliers*, un problema al que CA es más robusto.

En resumen, para dar validez econométrica a este trabajo, estimamos modelos estáticos y dinámicos con diferentes estimadores: CA y EF-VI. Como punto de referencia, también reportamos el estimador de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO, con datos apilados, es decir *pooled OLS*). La ecuación dinámica y heterogénea estimada es la siguiente,

$$GROW_{it} = \alpha_i + \beta_i INFLAT_{it} + \gamma_i DEBT_{it} + \delta_i OPEN_{it} + \epsilon_i INV_{it} + \dots \\ \dots + \varepsilon_i M2_{it} + \zeta_i DEV_{it} + \eta_i POL_{it} + \theta_i GROW_{it-1} + v_{it}, \quad (1)$$

donde *GROW* es la tasa de crecimiento del PBI de cada país, *INFLAT* es la tasa de inflación transformada mediante la expresión $\log(1 + INFLAT/100)$, *DEBT* es la proporción de la deuda pública respecto al PIB, *OPEN* es una medida de la apertura económica, *INV* es el ratio de la inversión respecto al PIB, *M2* es la proporción de los pasivos líquidos respecto al PIB, *DEV* es la interacción entre educación y urbanización, y *POL* es la variable que representa el régimen político, la cual consiste de los factores comunes no observables de *DEMOC*, *XCONST* y *POLCOMP*.

Además, dado que algunas de las características del pobre desempeño macroeconómico de estos países son compartidas, nos ocupamos de la *dependencia entre países* que se supone ocurre cuando las perturbaciones muestran correlación $\mathbb{E}(v_{it}v_{jt}) \neq 0$. Considerando la naturaleza de los datos, $T > N$, se hace uso del estimador de Zellner (1962) de regresiones aparentemente no relacionadas (SUR), el cual presenta una mayor eficiencia cuando la correlación entre las perturbaciones es mayor. SUR permite estimar modelos de series de tiempo de diferentes países, los cuales son posteriormente ponderados por la matriz de covarianza de las perturbaciones.⁵ Asimismo, este estimador proporciona estimaciones detalladas ya que desagrega el análisis más allá del análisis con datos apilados (MCO), de este modo podemos tener una visión más profunda de los efectos de los procesos inflacionarios sobre el crecimiento en la región.

Resultados

Presentamos en primer lugar el estadístico IPS de raíces unitarias: para *GROW* es -3.24 , *INFLAT* es -2.87 , *OPEN* es -2.51 , *INV* es -2.41 , *M2* es -2.04 , *DEV* es -2.18 y *POL* es -2.26 . Estos datos sugieren que podemos rechazar la hipótesis nula de raíces unitarias y aceptar que las variables de al menos un país son, de hecho, estacionarias. Por lo tanto, no es necesario incurrir en ninguna transformación de los datos ni proseguir con el análisis de cointegración de panel de datos.⁶

El Cuadro 2 (p. 33) reporta las estimaciones estáticas y dinámicas usando los métodos MCO, EF y CA. La mayoría de estimadores del coeficiente de *INFLAT* son negativos y estadísticamente significativos, evidencia que sugiere que las severas condiciones macroeconómicas de la década de 1980, contribuyeron a distorsionar el ritmo de la actividad económica en su conjunto. Por ejemplo, usando el estimador dinámico de la columna (3) encontramos que por cada incremento porcentual en la inflación anual, la tasa de crecimiento se reduciría en 0.15 por ciento. Ello, dada la naturaleza de la inflación en estos países en la década de 1980 y principios de 1990, sería un efecto considerablemente perjudicial. *INV* presenta efectos positivos y mayormente significativos, como es de esperarse. Las otras variables de control no presentan estimadores particularmente significativos. Las pruebas F^* indican que existe evidencia de

⁵ Una alternativa a SUR es el estimador de efectos comunes propuesto por Pesaran (2006) y Kapoor (2007). Sin embargo, este método asume que N es grande y en nuestro caso tenemos sólo $N = 4$.

⁶ Además, en términos de una posible cointegración entre el crecimiento y la inflación, las pruebas de Levine y otros (2002) para el crecimiento y la inflación son -3.33 y -3.92 respectivamente, y la prueba de Fisher propuesta por Maddala y Wu (1999) proporciona valores de 31.24 y 24.21. Estos resultados corroboran las estadísticas IPS expuestas anteriormente, las cuales indican que estas series son estacionarias.

CUADRO 2. Estimaciones MCO, de efectos fijos (EF) y coeficientes aleatorios (CA)

<i>GROW</i>	(1) MCO	(2) EF	(3) EF	(4) CA
<i>INFLAT</i>	-1.926 (4.32)	-1.769 (3.94)	-1.590 (3.41)	-2.243 (1.60)
<i>DEBT</i>	-0.001 (0.08)	-0.006 (0.44)	-0.005 (0.36)	-0.076 (0.96)
<i>OPEN</i>	0.009 (0.34)	0.123 (1.53)	0.089 (1.09)	-0.131 (0.58)
<i>INV</i>	0.235 (2.10)	0.255 (2.19)	0.250 (2.01)	0.483 (1.06)
<i>M2</i>	-0.005 (0.16)	-0.052 (1.35)	-0.053 (1.36)	-0.247 (1.13)
<i>DEV</i>	-0.002 (0.84)	-0.006 (0.75)	-0.002 (0.32)	0.016 (1.48)
<i>POL</i>	-0.432 (1.55)	-0.476 (1.48)	-0.413 (1.28)	-0.857 (1.61)
<i>GROW</i> ₋₁			0.107 (1.19)	-0.104 (0.78)
Prueba <i>F</i> *		1.90	1.68	
Prueba LR				55.66

NOTAS: Estimaciones de (1). Estadísticos *t* (valor absoluto) en paréntesis. Número de observaciones: *NT* = 152.

efectos fijos por países, mientras que la prueba del ratio de verosimilitud (LR) en el modelo dinámico indica la presencia de heterogeneidad de los interceptos y de las pendientes.

El Cuadro 3 presenta las estimaciones utilizando el estimador EF-VI. Específicamente, en las columnas (1) y (2) hacemos uso de la inflación rezagada como el instrumento de referencia para la inflación, y en las columnas (3) y (4) utilizamos el índice compuesto *STABIL* como el instrumento de identificación. Los resultados confirman que el pobre desempeño macroeconómico de la década de 1980 y principios de 1990 contribuyó significativamente a reducir la tasa de crecimiento del PBI. De acuerdo con la estimación dinámica en la columna (4), por cada incremento porcentual en la inflación el crecimiento se reduce en 0.28 por ciento por año. Adicionalmente, se confirma el efecto positivo y significativo de *INV* sobre el crecimiento. Similar al caso anterior, los otros controles no presentan efectos estadísticamente claros. Cabe destacar que en las regresiones de la primera etapa (disponible bajo pedido) las pruebas *F* de significación global indican que los instrumentos utilizados (inflación rezagada y *STABIL*) son válidos, es decir los instrumentos no pueden ser considerados débiles.

CUADRO 3. Estimaciones de efectos fijos con variables instrumentales (EF-IV)

<i>GROW</i>	Instrumento = <i>INFLAT</i> ₋₁		Instrumento = <i>STABIL</i>	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>INFLAT</i>	-0.918 (1.33)	-0.406 (0.53)	-2.910 (2.57)	-2.820 (2.07)
<i>DEBT</i>	-0.011 (0.75)	-0.010 (0.70)	0.000 (0.03)	0.000 (0.01)
<i>OPEN</i>	0.167 (1.93)	0.136 (1.55)	0.065 (0.67)	0.041 (0.42)
<i>INV</i>	0.265 (2.23)	0.237 (1.85)	0.242 (2.00)	0.264 (2.05)
<i>M2</i>	-0.044 (1.13)	-0.040 (1.00)	-0.063 (1.54)	-0.066 (1.57)
<i>DEV</i>	-0.005 (0.69)	-0.001 (0.20)	-0.006 (0.80)	-0.003 (0.43)
<i>POL</i>	-0.332 (0.98)	-0.199 (0.57)	-0.678 (1.80)	-0.642 (1.58)
<i>GROW</i> ₋₁		0.174 (1.78)		0.036 (0.31)
Prueba <i>F</i>	2.24	1.84	1.19	1.38
<i>R</i> ²	0.10	0.15	0.18	0.22

NOTAS: Estimaciones de (1). Estadísticos *t* (valor absoluto) en paréntesis. Número de observaciones: *NT* = 152.

CUADRO 4. Estimaciones de regresiones aparentemente no relacionadas (SUR)

<i>GROW</i>	Argentina	Bolivia	Brasil	Perú
<i>INFLAT</i>	-2.130 (1.69)	-0.576 (0.94)	-0.258 (0.30)	-2.990 (2.89)
<i>DEBT</i>	0.066 (2.62)	-0.035 (1.22)	-0.140 (2.41)	-0.215 (1.20)
<i>OPEN</i>	0.304 (0.73)	0.056 (0.57)	-0.639 (1.24)	-0.055 (0.24)
<i>INV</i>	1.190 (2.41)	-0.049 (0.33)	0.312 (0.72)	0.011 (0.03)
<i>M2</i>	-0.789 (3.70)	-0.100 (1.43)	0.283 (3.24)	-0.469 (2.48)
<i>DEV</i>	-0.005 (0.13)	0.019 (0.72)	0.017 (0.34)	0.031 (1.92)
<i>POL</i>	-1.390 (2.34)	-0.203 (0.54)	-1.270 (1.78)	-0.732 (0.85)
Prueba LM		18.60		
<i>INFLAT</i>	-2.310 (2.24)	-0.631 (0.99)	-0.161 (0.19)	-4.510 (4.00)
<i>DEBT</i>	0.085 (4.00)	-0.024 (0.69)	-0.165 (2.97)	-0.464 (2.70)
<i>OPEN</i>	0.382 (1.13)	0.035 (0.36)	-1.040 (2.09)	-0.115 (0.50)
<i>INV</i>	1.900 (4.08)	-0.010 (0.07)	0.750 (1.67)	-0.376 (0.97)
<i>M2</i>	-0.940 (5.43)	-0.085 (1.18)	0.255 (3.07)	-0.660 (3.64)
<i>DEV</i>	-0.006 (0.20)	0.023 (0.84)	0.068 (1.31)	0.044 (2.76)
<i>POL</i>	-2.05 (3.86)	-0.107 (0.28)	-1.200 (1.68)	-0.541(0.70)
<i>GROW</i> ₋₁	-0.520 (4.34)	0.093 (0.53)	-0.212 (1.44)	-0.370 (2.51)
Prueba LM		18.02		

NOTAS: Estimaciones de (1). Estadísticos *t* (valor absoluto) en paréntesis. Número de observaciones por país: $T = 38$.

Al desagregar el análisis utilizando el estimador SUR, la historia se mantiene prácticamente inalterada. Los resultados se reportan en el Cuadro 4, la versión estática en el panel superior y la dinámica, en el panel inferior. Nuevamente, el coeficiente asociado a *INFLAT* tiene signo negativo. Utilizando la estimación dinámica para Argentina y Perú, por cada aumento porcentual en la inflación el crecimiento se reduce entre 0.23 y 0.45 por ciento. Las pruebas LM de residuos no correlacionados validan el estimador SUR en este análisis.

Es importante mencionar que el coeficiente de *INFLAT* no es significativo para los casos de Bolivia y Brasil. En el caso de Bolivia, esto puede deberse a que el PBI per cápita y las tasas de crecimiento ya estaban experimentando tendencias negativas desde finales de los 70 (ver Gráfico 1), previo a los episodios de hiperinflación de los 80, probablemente debido a la excesiva inestabilidad política que se registró hacia el final de la década de los 70. No obstante, durante los eventos hiperinflacionarios de la década de los 80 la renta y el crecimiento sufrieron reducciones incluso mayores que en los 70. En el caso de Brasil, la falta de significación estadística del coeficiente asociado a *INFLAT* puede deberse a que este país ya contaba con un mecanismo de indexación altamente sofisticado en la década de los 80, lo que podría haber desempeñado un papel importante en minimizar los efectos nocivos de la inflación sobre el crecimiento.

En resumen, el análisis basado en la metodología SUR destaca el hecho que los países de la muestra podrían haber sido afectados por la inflación de manera diferente. No obstante, es destacable que la inflación mantuvo su efecto perjudicial sobre el crecimiento no sólo en países menos desarrollados como Perú, sino también en una economía más avanzada como Argentina.

Las estimaciones anteriores indican que la inflación presentó claros efectos perjudiciales sobre el crecimiento económico en los países de América del Sur que experimentaron episodios de hiperinflación en la década de los 80 y principios de los 90. También es importante destacar que la única variable cíclica y estructural que presenta claros efectos sobre el crecimiento es la inflación, evidencia que sugiere que el desempeño macroeconómico, dada su naturaleza extrema, fue la principal fuerza impulsora detrás de

la actividad económica en la región durante dicho periodo. Además, aunque estos países estabilizaron sus economías en los 90, el análisis realizado pone en relieve los efectos negativos de la inflación sobre el crecimiento durante todo el período. Por último, encontramos que la inflación no discrimina entre las economías más y menos desarrolladas de la región.

Respecto a posibles pruebas de robustez de nuestros resultados, cabe destacar que cuando realizamos regresiones alternativas con el PBI per cápita rezagado incluido en el lado derecho de la ecuación, las estimaciones de los coeficientes de *INFLAT* mantuvieron sus signos y su significación estadística. Asimismo, se realizaron regresiones con datos hasta 2009, cuyos resultados son comparables. El conjunto completo de estimaciones está disponible bajo pedido.

3 OBSERVACIONES FINALES

Usando datos que abarcan el período comprendido entre 1970 y 2007, se investiga el papel del desempeño macroeconómico, principalmente en términos de tasas de inflación como determinante del crecimiento económico. Se considera un panel de países de América del Sur que experimentaron episodios hiperinflacionarios en la década de 1980 (Argentina, Bolivia y Brasil) y comienzos de la década de 1990 (Brasil y Perú). Los resultados sugieren que la inflación fue perjudicial para el crecimiento en la región. Puntualmente, entre las variables cíclicas y estructurales usadas en el análisis, la inflación mostró ser la única que presenta efectos claros sobre el crecimiento económico, lo que resalta su importancia en la determinación de la actividad económica en la región. Los resultados resaltan la importancia de las experiencias hiperinflacionarias, que contribuyen a distorsionar la actividad económica en una región que ya venía sufriendo otro tipo de problemas, tales como una desigualdad crónica en los ingresos.

La calidad de la evidencia presentada es, en cierta medida, sólida no sólo porque nos centramos en aquellos países que en algún momento sufrieron de hiperinflación en América del Sur, sino también por el uso de una variable que aproxima la estabilidad macroeconómica en base al análisis de componentes principales. Por otra parte, evitamos el uso de promedios y aprovechamos el análisis panel de series de tiempo. Esto último se ocupa de importantes asuntos empíricos que no son adecuadamente tratados por estudios previos, como el sesgo en heterogeneidad en los paneles dinámicos, endogeneidad y dependencia entre los países en paneles relativamente cortos. Este análisis es importante porque nos permite estudiar específicamente América del Sur, en lugar del tratamiento de la región, ya sea como una *dummy* o como un valor atípico por ser removido de la muestra. Por tanto, se cree que el análisis llevado a cabo aquí representa un paso adelante en términos de lograr estimaciones útiles y contribuye a mejorar nuestro conocimiento sobre esta problemática en América del Sur.

Para concluir, la experiencia hiperinflacionaria de América del Sur es informativa porque ejemplifica un patrón interesante visto en un número de países en ese periodo: aquellas sociedades que pasaron por transiciones políticas y que todavía no tenían instituciones económicas tales como un banco central independiente y una autoridad fiscal creíble, terminaron sufriendo traumáticos episodios de hiperinflación. La estabilización macroeconómica se produjo sólo cuando estos países maduraron políticamente, e introdujeron independencia de bancos centrales, metas explícitas de inflación y leyes de responsabilidad fiscal en la década de los 90.⁷ En última instancia, la lección aquí es que los procesos de liberalización política en los países en desarrollo deben ir acompañados por la implementación de adecuadas instituciones económicas (independencia del banco central y leyes de responsabilidad fiscal).

⁷ Por ejemplo, Santiso (2006) destaca la importancia de la gran mejora del rendimiento macroeconómico en América Latina recientemente para producir mejores resultados económicos de la década de 1990 en adelante. Sin embargo, Carstens y Jácome (2005) advierten que Brasil todavía tiene uno de los bancos centrales *menos* independientes en América del Sur, lo que es siempre un motivo de preocupación.

REFERENCIAS

- Abbas, A., N. Belhocine, A. El-Ganainy y M. Horton (2010), "A historical public debt database", IMF Working Paper WP/10/245.
- Alesina, A. y A. Drazen (1991), "Why are stabilizations delayed?", *American Economic Review*, 81(5), 1170-1188.
- Bai, J. y S. Ng (2004), "A PANIC attack on unit roots and cointegration", *Econometrica*, 72(4), 1127-1177.
- Bai, J., C. Kao y S. Ng (2009), "Panel cointegration with global stochastic trends", *Journal of Econometrics*, 149(1), 82-99.
- Barro, R. (1995), "Inflation and economic growth", NBER Working Paper 5326.
- Barro, R. (1998), *Determinants of Economic Growth: A Cross-country Empirical Study*, MIT Press.
- Bittencourt, M. (2009), "Macroeconomic performance and inequality: Brazil, 1983 - 94", *The Developing Economies*, 47(1), 30-52.
- Bittencourt, M. (2010), "Democracy, populism and hyperinflation(s): Some evidence from Latin America", Economic Research Southern Africa, Working Paper 169.
- Bond, S., A. Leblebicioğlu y F. Schiantarelli (2010), "Capital accumulation and growth: A new look at the empirical evidence", *Journal of Applied Econometrics*, 25(7), 1073-1099.
- Briault, C. (1995) "The costs of inflation", *Bank of England Quarterly Bulletin*, 35(Febrero), 33-45.
- Bruno, M. y W. Easterly (1998), "Inflation crises and long-run growth", *Journal of Monetary Economics*, 41(1), 3-26.
- Bullard, J. y J. Keating (1995), "The long-run relationship between inflation and output in postwar economies", *Journal of Monetary Economics*, 36(3), 477-496.
- Carstens, A. y L. Jácome (2005), "The 1990s institutional reform of monetary policy in Latin America", Central Bank of Chile, Working Paper 343.
- Clark, T. (1997), "Cross-country evidence on long-run growth and inflation", *Economic Inquiry*, 35(1), 70-81.
- De Gregorio, J. (1993), "Inflation, taxation, and long-run growth", *Journal of Monetary Economics*, 31(3), 271-298.
- Durlauf, S. N., Johnson, P. y J. Temple (2005), "Growth econometrics", en P. Aghion y S. N. Durlauf (eds.), *Handbook of Economic Growth*, Elsevier, vol. 1A, cap. 8, 555-677.
- Easterly, W. (2005), "National policies and economic growth: A reappraisal", en P. Aghion y S. N. Durlauf (eds.), *Handbook of Economic Growth*, Elsevier, vol. 1A, cap. 15, 1015-1059.
- Easterly, W. y S. Fischer (2001), "Inflation and the poor", *Journal of Money, Credit and Banking*, 33(2), 160-178.
- Fischer, S. (1993), "The role of macroeconomic factors in growth", *Journal of Monetary Economics*, 32(3), 485-512.
- Galor, O. (2005), "From Stagnation to growth: Unified growth theory", en *Handbook of Economic Growth*, en P. Aghion y S. N. Durlauf (eds.), *Handbook of Economic Growth*, Elsevier, vol. 1A, cap. 4, 171-293.
- Ghosh, A. y S. Phillips (1998), "Warning: Inflation may be harmful to your growth", *IMF Staff Papers*, 45(4), 672-710.

- Im, K., H. Pesaran e Y. Shin (2003), "Testing for unit roots in heterogeneous panels", *Journal of Econometrics*, 115(1), 53-74.
- Im, K., J. Lee y M. Tieslau (2005), "Panel LM unit-root tests with level shifts", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 67(3), 393-419.
- Kapoor, M., H. Kelejian y I. Prucha (2007), "Panel data models with spatially correlated error components", *Journal of Econometrics*, 140(1), 97-130.
- Khan, M. y A. Senhadji (2001), "Threshold effects in the relationship between inflation and growth", *IMF Staff Papers*, 48(1), 1-21.
- Kuznets, S. (1955), "Economic growth and income inequality", *American Economic Review* 45 (1), 1-28.
- Lee, K., H. Pesaran y R. Smith (1998), "Growth empirics: A panel data approach - a comment", *Quarterly Journal of Economics*, 113(1), 319-323.
- Levin, A., C. Lin y C. Chu (2002), "Unit root tests in panel data: Asymptotic and finite-sample properties", *Journal of Econometrics*, 108(1), 1-24.
- 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.
- Lucas, R. (2009), "Trade and the diffusion of the industrial revolution", *American Economic Journal: Macroeconomics*, 1(1), 1-25.
- Maddala, G. y S. Wu (1999), "A comparative study of unit root tests with panel data and a new simple test", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61(S1), 631-652.
- Pesaran, H. (2006), "Estimation and inference in large heterogeneous panels with a multifactor error structure", *Econometrica*, 74(4), 967-1012.
- Pesaran, H. (2007), "A simple panel unit root test in the presence of cross section dependence", *Journal of Applied Econometrics*, 22(2), 265-312.
- Pesaran, H. y R. Smith (1995), "Estimating long-run relationships from dynamic heterogeneous panels", *Journal of Econometrics*, 68(1), 79-113.
- Sachs, J. (1985), "External debt and macroeconomic performance in Latin America and East Asia", *Brookings Papers on Economic Activity*, 1985(2), 523-573.
- Santiso, J. (2006), *Latin America's Political Economy of the Possible*, MIT Press.
- Sarel, M. (1996), "Nonlinear effects of inflation on economic growth", *IMF Staff Papers*, 43(1), 199-215.
- Sargent, T., N. Williams, y T. Zha (2009), "The conquest of South American inflation", *Journal of Political Economy*, 117(2), 221-256.
- Sirimaneetham, V. y J. Temple (2009), "Macroeconomic stability and the distribution of growth rates", *World Bank Economic Review*, 23(3), 443-479.
- Swamy, P. (1970), "Efficient inference in a random coefficient regression model", *Econometrica*, 38(2), 311-323.
- Temple, J. (2000), "Inflation and growth: Stories short and tall", *Journal of Economic Surveys*, 14(4), 395-426.

Wacziarg, R. y K. Welch (2008), "Trade liberalisation and growth: New evidence", *World Bank Economic Review*, 22(2), 187-231.

Zellner, A. (1962), "An efficient method of estimating seemingly unrelated regressions and test for aggregation bias", *Journal of the American Statistical Association*, 57(298), 348-368.



Midiendo los efectos de la política monetaria a través de las expectativas de mercado

ERICK LAHURA*

Con el objetivo de cuantificar los efectos de la política monetaria en el Perú, este trabajo construye un indicador de choques de política monetaria basado en las expectativas de mercado obtenidas a partir de encuestas y medios de comunicación. Dado que el indicador propuesto permite cuantificar cambios exógenos de política monetaria, se evalúa su impacto dinámico sobre la producción y los precios. Utilizando información mensual para el período de 2003 a 2011, se observa que los resultados en términos de la magnitud y temporalidad de los efectos de la política monetaria son compatibles con los que se obtienen de la literatura utilizando enfoques alternativos.

Palabras Clave : Política monetaria, enfoque narrativo, expectativas de mercado.

Clasificación JEL : E52, E58.

Uno de los requerimientos más importantes para la toma de decisiones de política monetaria es contar con mediciones adecuadas de los efectos de la política monetaria sobre la economía. En particular, conocer la magnitud de cada efecto y el tiempo que toma en hacerse efectivo es información muy relevante para las autoridades monetarias. Una forma ideal de medir los posibles efectos de la política monetaria es cuantificar la reacción de variables nominales y reales, tales como los precios y la producción real, a través de un experimento controlado en el que se produce un cambio exógeno en la política monetaria y se mantienen constantes las demás variables. Sin embargo, tal como señala Sims (2010), este tipo de experimentos raramente se puede realizar en macroeconomía.

Ante esta imposibilidad, los estudios empíricos se han centrado en desarrollar diversas propuestas econométricas que van desde regresiones simples, en las que uno de los regresores es un indicador adecuado de política monetaria, hasta sofisticados sistemas dinámicos en los que el indicador de política monetaria está representado por algún tipo de residuo. Sin embargo, la precisión de la medición de tales efectos depende de la validez del indicador de política monetaria utilizado.

El objetivo del presente trabajo es medir los efectos de la política monetaria en el Perú utilizando un indicador alternativo de choque de política monetaria, el cual se basa en las expectativas de mercado obtenidas a partir de encuestas y medios de comunicación, siguiendo la línea de investigación del

* Departamento de Análisis del Mercado de Capitales y Regulación Financiera, Banco Central de Reserva del Perú, Jr. Antonio Miró Quesada 441, Lima 1, Perú. Teléfono: +511 613-2000 (email: erick.lahura@bcrp.gob.pe).

El autor agradece a Adrián Armas, Anthony Garrat, Tanja Sturm, Silvana Tenreyro, y a Marco Vega por sus valiosos comentarios a versiones anteriores de este documento, así como a Jillie Chang y María Paula Vargas por el excelente apoyo de investigación que le brindaron. Cualquier error que subsista es de exclusiva responsabilidad del autor.

denominado “enfoque narrativo” de la política monetaria (Friedman y Schwartz, 1965; Romer y Romer, 1989). Luego de argumentar en favor de la validez del indicador de política monetaria propuesto, se evalúa su impacto dinámico sobre la producción y los precios utilizando información que va desde octubre 2003 hasta diciembre 2011, período durante el cual la tasa de interés de referencia ha sido el instrumento oficial de política monetaria. De esta forma, además de ser la primera investigación sobre la política monetaria en el Perú basada en el enfoque narrativo, este trabajo es el primer estudio que proporciona una cuantificación de los efectos de la política monetaria para el período mencionado.

Entre los indicadores de política monetaria que se utilizan con más frecuencia en la literatura se encuentran los choques de política monetaria. Si bien existen muchas definiciones, en la mayoría de estudios recientes se define el choque de política monetaria o choque monetario como el residuo de una ecuación dinámica (usualmente, el residuo de la ecuación que representa la regla de política monetaria) que forma parte de un sistema dinámico de vectores autoregresivos (VAR), o como una combinación lineal de los residuos de dos o más ecuaciones.

Otras definiciones importantes son las planteadas por Friedman y Schwartz (1965) y Romer y Romer (1989). Friedman y Schwartz definen el choque de política monetaria como un movimiento inusual dada la evolución económica esperada; es decir, como un movimiento que no se habría producido en otros períodos o en otras circunstancias dado el patrón de actividad real (esta definición no implica, sin embargo, que el choque de política monetaria sea un movimiento monetario totalmente ajeno a acontecimientos económicos subyacentes). Por su parte, Romer y Romer definen el choque monetario como un “episodio en el que la Reserva Federal intentó ejercer una influencia contractiva en la economía a fin de reducir la inflación”; en otras palabras, como “aquellas ocasiones en las que las medidas de la Reserva Federal no estuvieron orientadas a atenuar aumentos de demanda agregada percibidos o posibles sino que pretendieron desplazar activamente la curva de demanda agregada en respuesta a lo que se percibía como un nivel excesivo de inflación” (Romer y Romer, 1989, p. 135).

Alternativamente, un choque de política monetaria puede definirse como un cambio de política monetaria inesperado. En particular, si r representa el instrumento de política monetaria (por ejemplo, la tasa de interés de referencia del banco central) y $E(r)$ representa las expectativas de mercado sobre el nivel de dicha tasa de interés, entonces la diferencia $r - E(r)$ es una medida de choque de política monetaria pues refleja un cambio inesperado en r . Dada esta definición, uno de los aspectos empíricos más importantes vinculados con la medición de los choques de política monetaria es la cuantificación de las “expectativas” $E(r)$. En este trabajo, siguiendo el enfoque narrativo de la política monetaria, se utiliza la información sobre las expectativas del mercado obtenida de los medios de comunicación y de encuestas para estimar $E(r)$, lo cual permitiría cuantificar los choques de política monetaria $r - E(r)$.

Los indicadores convencionales de política monetaria utilizados en la literatura presentan algunos potenciales problemas: (i) no reflejan la interacción entre la política monetaria y el comportamiento del sector privado, pues se obtienen a partir de innovaciones estadísticas o errores; y (ii) son endógenos, siempre y cuando respondan a eventos presentes y futuros. Dada la definición de choque de política monetaria y la información utilizada en la construcción del mismo, se argumenta que el indicador de política monetaria propuesto no parece estar sujeto a ninguna de las críticas mencionadas y que, por ello, permite cuantificar adecuadamente cambios exógenos de política monetaria. Adicionalmente, se muestra que la serie estimada de expectativas de mercado sobre la tasa de interés, con la cual se construye el choque monetario, es una buena medida de expectativas bajo la hipótesis de expectativas insesgadas.

Usando la medida de política monetaria propuesta, la evidencia para el caso peruano muestra que los efectos de la política monetaria en términos de evolución temporal son compatibles con los resultados que se obtienen de la literatura utilizando enfoques alternativos, mientras que se encuentran efectos mayores

en términos de magnitud. En particular, los resultados muestran que el efecto máximo de un aumento de 25 puntos básicos en la tasa de interés de referencia es: (i) una disminución de la inflación de 0.4 puntos porcentuales que se produce después de 14 meses y (ii) una disminución de 1.5 puntos porcentuales en la tasa de crecimiento del producto después de 9 meses.

El resto del documento está estructurado en seis secciones. En la sección 1, se presenta una breve revisión de la literatura sobre la medición de los efectos de la política monetaria. En la sección 2 se describen los principales hechos estilizados sobre la política monetaria en el Perú. En la sección 3 se detalla la construcción del indicador de política monetaria propuesto y la sección 4 analiza su validez. La metodología, los datos utilizados y los resultados econométricos se presentan y discuten en la sección 5. Finalmente, en la sección 6 se presentan las conclusiones.

I BREVE REVISIÓN DE LA LITERATURA SOBRE POLÍTICA MONETARIA

Los modelos de vectores autorregresivos (VAR), introducidos por Sims (1980) en la literatura económica, son considerados como la herramienta estándar para identificar el componente exógeno de la política monetaria y para analizar sus efectos sobre la economía. Como señalan Bernanke y Mihov (1998) y Christiano y Otros (1999), el enfoque VAR se centra en los choques de política monetaria y no en su componente sistemático o endógeno. Ello debido a que el monitoreo de la respuesta dinámica de la economía ante una innovación de política monetaria es una forma conveniente de observar los efectos de cambios en la posición de política asumiendo supuestos de identificación mínimos.

En general, los modelos VAR se han aplicado para la identificación del componente exógeno de la política monetaria, a través de choques o innovaciones de política monetaria, y para el análisis del efecto dinámico de cambios en la política monetaria una vez que éste ha sido identificado e incorporado al modelo. Por ejemplo, Gordon y Leeper (1994) identifican choques de política monetaria utilizando un modelo diferente a un VAR y luego incorporan el choque a un modelo VAR irrestricto para analizar la respuesta dinámica de las variables macroeconómicas.

Respecto a la identificación de choques de política monetaria como indicadores exógenos de política monetaria, la literatura existente puede dividirse en tres líneas de investigación. La primera construye choques de política monetaria a partir de una combinación lineal de los errores de un modelo VAR (o cualquiera de sus extensiones), cuyo procedimiento depende de la identificación del modelo VAR utilizado. La identificación de un modelo VAR puede realizarse de manera recursiva o utilizando un modelo estructural (o semi-estructural). Sims (1980), Bernanke y Blinder (1992), Sims (1992), Christiano y Eichenbaum (1992), Lastrapes y Selgin (1995) y Gerlach y Smets (1995), Leeper y otros (1995), Bernanke y Mihov (1998), Sims y Zha (1998), Christiano y Otros (1999), y Bernanke y otros (2005), son algunos de los trabajos más importantes dentro de este grupo.

La segunda línea de investigación se basa en mediciones de choques monetarios que no se obtienen a partir de modelos VAR. Algunos ejemplos de este enfoque son las investigaciones realizadas por Gordon y Leeper (1994), Krueger y Kuttner (1996), Rudebusch (1998), Bagliano y Favero (1999), Kuttner (2001), Bomfim (2003), Bernanke y Kuttner (2005), Gurkaynak y Otros (2007), Piazzesi y Swanson (2008), y Hamilton (2009). Dentro de esta línea de investigación se distinguen dos metodologías: (i) aquella en la que los choques monetarios provienen del residuo de modelos empíricos que describen un mercado específico (por ejemplo, el mercado de reservas bancarias), y (ii) aquella en la que se usa el precio de un instrumento financiero como aproximación de la tasa de interés esperada (bajo el supuesto que la tasa de interés es el instrumento de política).

Gordon y Leeper construyen un modelo econométrico que impone restricciones de identificación

consistentes con el comportamiento del sector privado y las autoridades monetarias y afirman que “(...) la mayoría de los estudios de series temporales procuran evitar modelar conjuntamente la política monetaria y el comportamiento del sector privado equiparando las innovaciones estadísticas en las variables con los choques de política monetaria. Este enfoque plantea supuestos extremos sobre la elasticidad de la oferta o demanda de dinero respecto de la tasa de interés y produce respuestas dinámicas en las variables macroeconómicas que son anómalas si se comparan con las respuestas generalmente aceptadas sobre los efectos de los choques de política monetaria” (Gordon y Leeper, 1994, p. 1244). Los autores estiman las funciones de oferta y demanda del mercado de reservas bancarias y del mercado de M2, identificando a los choques de política monetaria como las perturbaciones correspondientes a las funciones de oferta respectivas. Luego utilizan los efectos de estas innovaciones en el precio (tasa de interés) y la cantidad (reservas o M2) como el impulso inicial de un VAR irrestricto para analizar los efectos de los choques de política monetaria en las variables macroeconómicas.

Por otro lado, autores como Krueger y Kuttner (1996) y Rudebusch (1998) proponen usar información de instrumentos financieros como variables *proxy* de las expectativas de mercado sobre futuras medidas de política monetaria, $E(r)$, ante la crítica que los choques de política monetaria basados en modelos VAR se obtienen como innovaciones a una función lineal de reacción de la autoridad monetaria que no varía en el tiempo, asumiéndose que esta función reacciona solamente ante un conjunto limitado de las variables del modelo. Uno de los indicadores más comunes en esta línea de investigación es la tasa de interés del mercado de futuros de los fondos federales (por ejemplo Krueger y Kuttner, 1996; Rudebusch, 1998; Bagliano y Favero, 1999; Kuttner, 2001; Bomfim, 2003; Bernanke y Kuttner, 2005; Gurkaynak y Otros, 2007; Piazzesi y Swanson, 2008; Hamilton, 2009) y la tasa de interés de los *eurodólares* (Cochrane y Piazzesi, 2002; Rigobon y Sack, 2008). En el caso de los contratos futuros de los fondos federales, Krueger y Kuttner (1996) encontraron que las proyecciones de las tasas de interés son “eficientes” dado que los errores de proyección no se correlacionan de manera significativa con otras variables conocidas en el momento que se establece la tasa de interés del contrato futuro.

Por último, la tercera línea de investigación se basa en el llamado “enfoque narrativo”, desarrollado principalmente por Friedman y Schwartz (1965) y Romer y Romer (1989, 2004). Romer y Romer (1989) lo denominan “narrativo” porque el elemento central de este enfoque es la identificación de los “choques monetarios” a través de procedimientos no estadísticos. La identificación de los choques de política monetaria se basa principalmente en el análisis de información documentada por los bancos centrales (actas, informes internos, proyecciones, entre otros). Romer y Romer (2004) obtienen una serie temporal de choques de política monetaria en dos pasos. Primero, basados en información interna de las reuniones de política monetaria, ellos extraen una serie de tasa de interés de los fondos federales, r_{FED} . Luego, extraen aquella parte de la serie que no está influida por los acontecimientos futuros, regresionando la r_{FED} prevista versus el pronóstico de la Reserva Federal sobre la economía. Así, los residuos de esta regresión se consideran como las acciones de política monetaria exógenas, pues no incluyen información sobre la evolución económica futura.

Las investigaciones existentes sobre la medición de los efectos de la política monetaria en el Perú se han enfocado esencialmente en el uso de modelos de vectores autoregresivos (VAR), como por ejemplo León (1999), Quispe (2000), Rossini (2001), Winkelried (2004), Bigio y Salas (2006), Lahura (2010) y Castillo y otros (2011). El presente trabajo constituye el primer estudio en el Perú basado en el “enfoque narrativo” de la política monetaria, pues se basa en la construcción de un indicador de política monetaria obtenido a partir de la información proveniente de medios de comunicación y encuesta de expectativas del mercado sobre tasas de interés, y no en innovaciones provenientes de sistemas dinámicos.

2 LA POLÍTICA MONETARIA EN EL PERÚ

Luego del episodio de hiperinflación experimentado en el Perú entre 1988 y 1990, la política monetaria se ha implementado bajo dos regímenes diferentes: (i) metas monetarias (entre 1991 y 2001), y (ii) metas explícitas de inflación (MEI) o *inflation targeting* (desde 2002). Durante el régimen de metas monetarias, la política monetaria se concentró en la reducción de los elevados niveles de inflación a través del control de los agregados monetarios como la emisión primaria y, de forma complementaria, permitiendo que el mercado determine libremente los niveles de tipo de cambio y tasas de interés. Durante este período, también denominado período de desinflación, la política monetaria experimentó diversos cambios en su diseño e instrumentos, como se detalla en Rossini y Vega (2007), destacando la independencia del Banco Central de Reserva del Perú (BCRP) por mandato constitucional desde 1993, la publicación al inicio de cada año del cronograma de las reuniones de política monetaria y la publicación inmediata de las decisiones tomadas desde 2001.

A finales de 1997, la inflación en el Perú se redujo a niveles de un dígito. Asimismo, la correlación entre la emisión primaria y la inflación empezó a reducirse y, simultáneamente, se hizo más difícil predecir el crecimiento de la emisión primaria, lo cual debilitaba el régimen de metas monetarias. Luego de un período de transición entre 2000 y 2001, durante el cual el crecimiento de la base monetaria fue reemplazado por la cuenta corriente de las empresas bancarias en el BCRP como meta operativa, el BCRP adopta en enero de 2002 el régimen MEI. Bajo este régimen, el BCRP intenta anclar las expectativas inflacionarias del público mediante el anuncio de una meta de inflación. Hasta el año 2006, la meta de inflación fue de 2.5 por ciento anual, la cual podía desviarse un punto porcentual hacia arriba y hacia abajo como máximo. A partir de 2007, la meta de inflación se redujo a 2.0 por ciento, manteniéndose el mismo rango de tolerancia de 1 punto porcentual (es decir, el rango meta es de entre 1 y 3 por ciento).

En términos de la meta operativa, la meta de agregados monetarios fue sustituida por una meta de tasa de interés (interbancaria) de corto plazo. En particular, entre enero 2002 y agosto 2003, la meta operativa fue mantener la tasa de interés interbancaria dentro de un rango denominado “corredor referencial de tasas de interés”. La cota superior del corredor referencial es la tasa de redescuento (tasa de interés a la que el BCRP proporciona liquidez en el mercado interbancario), mientras que el piso de dicho corredor es la tasa de depósitos overnight (tasa de interés que el BCRP paga por depósitos). A partir de setiembre de 2003, la meta operativa cambia nuevamente y se enfoca en centro del corredor referencial. Desde entonces el BCRP anuncia el uso de un nivel de referencia para la tasa de interés del mercado interbancario como instrumento de política monetaria, denominado “tasa de interés de referencia”. De esta forma, dependiendo de las condiciones de la economía, el BCRP puede modificar la tasa de interés de referencia de manera preventiva (pues los efectos no son inmediatos) para mantener la inflación en el rango meta.

Tomando en cuenta la evolución de la política monetaria en el Perú, el presente trabajo intenta medir los efectos de la política monetaria durante el período actual de metas de inflación y, en particular, desde el anuncio de la tasa de interés de referencia como instrumento de política monetaria.

3 INDICADOR DE POLÍTICA MONETARIA CON EXPECTATIVAS DEL MERCADO

Se utiliza el concepto choque de política monetaria como indicador de cambios exógenos de la política monetaria. Un choque de política monetaria se define como un cambio de política monetaria inesperado. En particular, si r representa el instrumento de política monetaria (por ejemplo, la tasa de interés de referencia del banco central) y $E(r)$ representa las expectativas de mercado sobre el nivel de dicha tasa de interés, entonces la diferencia $r - E(r)$ es una medida de choque de política monetaria que refleja el

cambio inesperado en r . Dada esta definición, uno de los aspectos empíricos más importantes vinculados con la medición del choque de política monetaria es la cuantificación de las “expectativas” $E(r)$ dado que r es observable en cada período. Siguiendo el enfoque narrativo de la política monetaria, la estimación de $E(r)$ se basa en la información sobre las expectativas de mercado respecto de la tasa de interés de política monetaria, la cual se obtiene de los medios de comunicación (periódicos y revistas) y de encuestas.¹

La serie $E(r)$ se construye utilizando información de medios de comunicación (periódicos y revistas) y encuestas sobre las expectativas de tasas de interés llevadas a cabo por *Bloomberg*, para el período de octubre 2003 a diciembre 2011. La serie empieza en octubre 2003 porque recién en setiembre 2003 el mercado pudo contar con un nivel explícito de la tasa de interés de referencia respecto del cual se pueden formar expectativas sobre su nivel futuro. Por su parte, para el período de octubre 2003 a junio 2006 la serie $E(r)$ se basa en la información obtenida de los periódicos y revistas, mientras que desde julio 2006 en adelante la serie estimada se basa en la información de la encuesta realizada por *Bloomberg*.

Antes del anuncio de la decisión del BCRP sobre el nivel de la tasa de interés de referencia r , los medios de comunicación publican las expectativas de los principales analistas y entidades económicas y financieras privadas sobre dicha tasa de interés. Teniendo en cuenta esto, se llevó a cabo una exhaustiva búsqueda en los principales periódicos y revistas del Perú (Gestión, El Comercio, El Peruano, La República, La Primera, Expreso y Caretas) para extraer toda la información relevante que refleje las expectativas del mercado sobre tasa de interés de referencia, para el período comprendido entre octubre 2003 y diciembre 2011. Con el objetivo de que las expectativas incorporen toda la información disponible reciente, la búsqueda se concentra en la información publicada de uno a quince días antes de cada anuncio de política monetaria.

Además, en el proceso de recopilación de la información sobre las expectativas del mercado, se tomó en cuenta la posible duplicidad de información producto de entrevistas de diversos periódicos a un mismo analista o entidad. La información obtenida a partir de los medios de comunicación, especialmente para los primeros años, está compuesta por pronósticos de aumento, disminución o ausencia de cambio en la tasa de referencia, sin detallar magnitudes específicas. Por ello, utilizando información sobre la evolución histórica de la tasa de interés de referencia, se asume que en caso el pronóstico sea de aumento o disminución, la magnitud correspondiente es de 25 puntos básicos.²

Por otro lado, *Bloomberg* realiza una encuesta en días previos al anuncio de la nueva tasa de interés de referencia. Esta encuesta contiene proyecciones sobre la tasa de interés oficial de las más importantes instituciones económicas y financieras del país, así como de analistas independientes: bancos comerciales, consultoras, agentes de Bolsa, principales profesores universitarios de economía, entre otros. La información obtenida de la encuesta de *Bloomberg* es particularmente útil ya que solicita un pronóstico numérico específico sobre la tasa de interés de referencia próxima a anunciarse. El número de instituciones encuestadas no es constante pero, por lo general, las instituciones que responden son las mismas.

Los pronósticos sobre la tasa de interés de referencia obtenidos a partir de los periódicos, revistas y la encuesta de *Bloomberg* no son siempre unánimes. Por ello, para obtener una “tasa de interés de referencia esperada” representativa, se optó por usar la mediana de las respuestas y no el promedio. La principal razón es que el uso de la respuesta mediana permite eliminar la posibilidad de que un pronóstico casi unánime sobre la tasa de interés de referencia se distorsione por algunas pocas respuestas diferentes.

¹ Cabe señalar que el uso de una serie de choques de política monetaria no significa necesariamente que la política monetaria en el Perú se ha llevado a cabo por “sorpresas”, sino que es sólo un arreglo econométrico para cuantificar el efecto exógeno de la política monetaria en el producto y los precios.

² Desde el anuncio de tasa de interés de referencia en setiembre de 2003, el cambio de la mediana en la tasa oficial ha sido precisamente 25 puntos básicos (hacia arriba o hacia abajo).

Como se mencionó, la encuesta de *Bloomberg* sólo está disponible desde julio 2006. Por ello, hasta junio 2006 la expectativa de mercado sobre la tasa de referencia se construye a partir de la mediana de tasa de interés esperadas obtenidas de periódicos y revistas. Como prueba de consistencia de los datos, se compara la información de la encuesta de *Bloomberg* con los datos cualitativos extraídos de periódicos y revistas en el período de julio 2006 a diciembre 2011. La comparación (que no se reporta aquí) muestra que ambas fuentes proporcionan la misma tasa de interés esperada en términos medianos.³

A diferencia de lo que sucede en la Reserva Federal de los Estados Unidos, la principal ventaja de los datos de Perú es que las reuniones de política monetaria están programadas con anticipación en fechas específicas y que son de conocimiento público (el cronograma de reuniones se publica la nota informativa del Programa Monetario de enero de cada año). Esta práctica forma parte de la política de transparencia implementada por el Banco Central desde la adopción del esquema de metas explícitas de inflación en 2002. Por tanto, a diferencia de Romer y Romer (2004), no se hace necesario incorporar ajustes a los datos con el fin de obtener una serie mensual completa.

Finalmente, tal y como ocurre en varios países latinoamericanos, en el Perú no existe información suficiente sobre instrumentos financieros que puedan ser utilizados como variables *proxy* de las expectativas de mercado sobre la tasa de interés de referencia, como sí ocurre en los Estados Unidos y otras economías desarrolladas (ver, por ejemplo, Hamilton, 2009). En este sentido, la metodología utilizada podría ser especialmente útil para Perú y otras economías en desarrollo en las cuales no se dispone de indicadores financieros que sirvan como *proxies* de las expectativas del mercado.

4 EVALUACIÓN DEL INDICADOR DE POLÍTICA MONETARIA

Las medidas o indicadores convencionales de política monetaria utilizados en la literatura presentan potencialmente algunos problemas. Para el caso de las medidas basadas en modelos VAR, la desventaja más evidente está en la especificación de dicho modelo. Si bien estudios recientes basados en modelos VAR aumentados con factores que resumen una gran cantidad de información macroeconómica (el enfoque FAVAR de Bernanke y otros, 2005) proveen una solución razonable a este problema, la crítica de Gordon y Leeper (1994) podría seguir siendo válida: la mayoría de los estudios de series de tiempo evitan modelar conjuntamente la política monetaria y el comportamiento del sector privado, igualando las innovaciones estadísticas en las variables con los choques de política monetaria.

Romer y Romer (2004) señalan que uno de los principales problemas de las medidas convencionales de política monetaria es su endogeneidad respecto de eventos presentes y futuros anticipados. Primero, la posible medida de política monetaria (por ejemplo, el nivel observado de la tasa de interés r), no siempre refleja únicamente componentes exógenos de política monetaria sino que puede incluir decisiones endógenas relacionadas a eventos presentes. En particular, si se utiliza la tasa de interés como indicador de política monetaria, su tendencia al alza como respuesta al aumento de la actividad económica puede hacer que se subestime el impacto negativo de incrementos en la tasa de interés sobre variables económicas reales. Segundo, si las decisiones de política monetaria se basan en predicciones de variables macroeconómicas relevantes, entonces es muy probable que las medidas convencionales de política monetaria contengan información sobre eventos futuros anticipados.

Dada la definición de choque de política monetaria y la información utilizada en la construcción del mismo en este trabajo, es posible argumentar que el indicador de política monetaria propuesto no parece estar sujeto a ninguna de las críticas mencionadas y que, por ello, permite cuantificar cambios exógenos de política monetaria. En primer lugar, el cálculo de $r - E(r)$ no depende de la estimación de ningún

³ Los datos están disponibles a solicitud.

modelo (VAR, FAVAR o algún otro), ya que se obtiene directamente del anuncio de la tasa de interés de referencia, de los medios de comunicación y de encuestas de expectativas de tasa de interés. Por lo tanto, el choque de política monetaria utilizado en este trabajo estaría reflejando el comportamiento del sector privado y del banco central, y no estaría relacionado con ninguna innovación estadística en las variables que intervienen en la estimación.

En segundo lugar, dada la definición de choque de política monetaria que se utiliza como indicador de política monetaria, la diferencia $r - E(r)$ mide cambios inesperados de política monetaria y por lo tanto exógenos. Dado esto, no hay problema que r se determine endógenamente (como respuesta a una mayor o menor actividad económica) o que reaccione para ser consistente con movimientos futuros en la economía (por ejemplo, para evitar un incremento futuro de la inflación). La idea es que si el nivel observado de r es diferente a lo que los agentes económicos esperan, sin importar cuáles sean las razones de esta diferencia, entonces el choque monetario medido como $r - E(r)$ sería una medida de cambios exógenos de política monetaria. La diferencia puede surgir por múltiples razones: porque las expectativas no incorporan los desarrollos futuros que el Banco Central podría implementar (o viceversa), porque las predicciones de los agentes pueden ser erróneas debido al uso de información incompleta comparado con la información que el Banco Central maneja, entre otras razones.

En este punto, es importante evaluar si la medida de expectativas de política monetaria es consistente con la propiedad de insesgadez de las expectativas: es decir, si la tasa de interés esperada $E(r)$ no se desvía sistemáticamente de la tasa observada r y, más aún, r y $E(r)$ coinciden en promedio. Dado que, r y $E(r)$ son series posiblemente no estacionarias para el período de análisis, un método estadístico apropiado para analizar su relación dinámica es la cointegración. Es bueno enfatizar que no se pretende proveer una interpretación económica de la posibilidad de cointegración entre la tasa de interés observada y la esperada, principalmente por el corto período de tiempo analizado. En su lugar, se hace uso de la técnica de cointegración como un instrumento estadístico para el análisis de la relación dinámica entre variables posiblemente no estacionarias. Por tanto, si las variables cointegrasen con un vector de cointegración $(1, -1)$, se podría concluir que la medida de expectativas de política monetaria es consistente con la hipótesis de expectativas insesgadas.

Se evalúa la presencia de cointegración a través del análisis de estacionariedad de la combinación lineal $r - E(r)$, usando la prueba de raíz unitaria aumentada de Dickey-Fuller, sin intercepto ni tendencia. Para determinar la especificación dinámica en las ecuaciones de contraste, se emplearon los criterios de información de Akaike (AIC), de Schwarz (SIC) y de Hannan-Quinn (HQ), tanto en su versión original como en versiones que incorporan modificaciones para mejorar su desempeño en muestras pequeñas. Este enfoque se aplica tanto cuando $E(r)$ es medida por el promedio de expectativas individuales, como por su mediana. En todos los casos, la hipótesis nula de no cointegración se rechaza al 1% de significación, lo que respalda la hipótesis de expectativas insesgadas.

Por otra parte, existe cierta evidencia de que la tasa de interés de referencia es débilmente exógena, lo que significa que las expectativas del mercado se ajustan en el corto plazo ante cualquier discrepancia entre las tasas de interés de referencia y las esperadas, un hecho que podría ser consistente con un modelo de aprendizaje o *learning* que no se analiza en este trabajo. Este último punto deja abierta una interesante agenda de investigación futura.

5 CUANTIFICACIÓN DE LOS EFECTOS DE LA POLÍTICA MONETARIA

Para medir los efectos de la política monetaria sobre la economía, se cuantifica la reacción del producto real y los precios ante cambios exógenos de política monetaria. Para ello, se estima una ecuación dinámica

que intenta explicar la tasa de crecimiento últimos doce meses de la producción real o la inflación últimos doce meses, utilizando como variables explicativas el choque de política monetaria propuesto y la inflación importada últimos doce meses. La frecuencia de los datos es mensual y abarca el período de octubre 2003 a diciembre 2011. La producción real se mide mediante el índice del PBI real (año base 1994) publicado por el BCRP, la inflación total e importada últimos doce meses se obtienen a partir del Índice de Precios al Consumidor y del Índice de Precios Importados (año base 2009) publicados también por el BCRP, y el choque de política monetaria se obtiene de acuerdo al procedimiento descrito en la sección anterior.

Los resultados de los efectos de la medida de política monetaria por los choques construidos se basan en la estimación de la siguiente ecuación:

$$\Delta y_t = \beta_0 + \sum_{k=1}^p \theta_k S_{t-k} + \sum_{j=1}^q \beta_j \Delta y_{t-j} + \sum_{l=1}^r \gamma_l \Delta pm_{t-l} + \varepsilon_t, \quad (1)$$

donde Δy_t representa la tasa de crecimiento últimos doce meses de la variable macro relevante (producto o precios), S_t es la nueva medida de choques de política monetaria y Δpm_t la inflación importada de los últimos doce meses. Luego de aplicar las pruebas estadísticas relevantes, se elige $p = 12$, $q = 12$ y $r = 4$.

Los parámetros estimados de la ecuación (1) se utilizan para evaluar la respuesta de y_t a un cambio exógeno en S_t . La respuesta estimada de y_t después de un período se puede calcular como θ_1 , $\theta_1 + (\theta_2 + \beta_1 \theta_1)$ después de dos meses y así sucesivamente. En particular, las funciones impulso-respuesta obtenidas de la estimación de la ecuación (1) se basan en un choque de 25 puntos básicos a la tasa de política, que refleja el cambio mediano observado en la tasa de interés oficial.

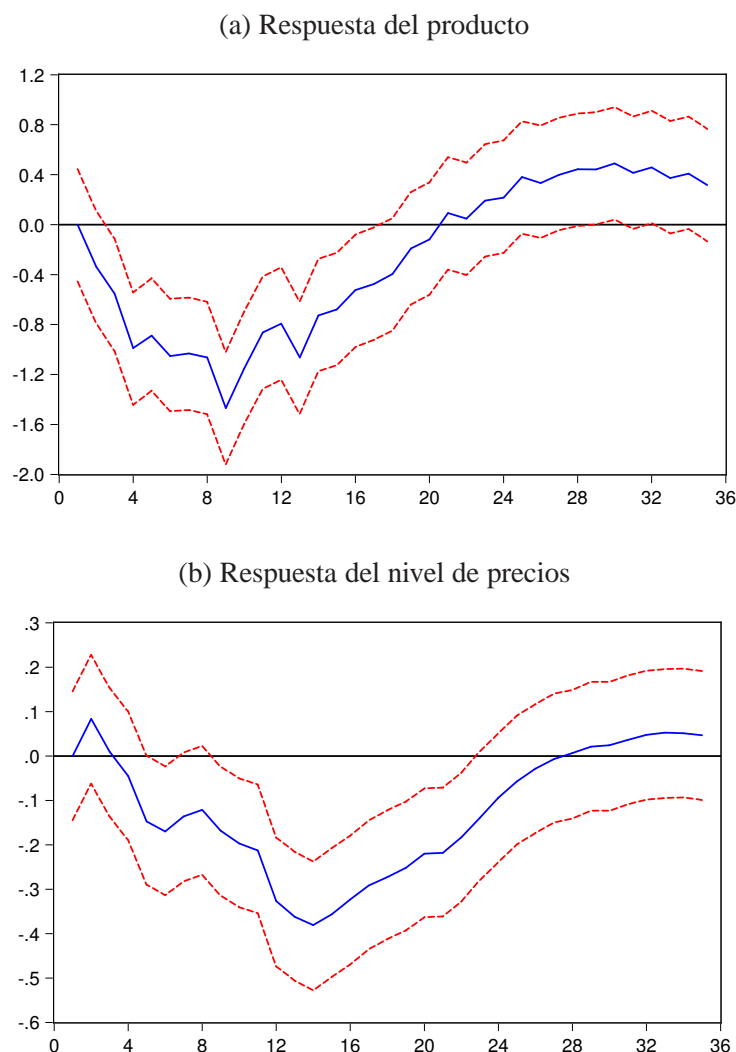
El Gráfico 1(a) muestra la función impulso-respuesta del producto con un intervalo de confianza de 95%. Como se esperaba, el producto disminuye después de un choque positivo (contractivo) de política monetaria, $r-E(r) = 0.25$, con un patrón de respuesta en forma encorvada. El máximo efecto del choque es una caída de 1.5 puntos porcentuales en el crecimiento del producto y ocurre después de aproximadamente 9 períodos (meses).

Por su parte, el Gráfico 1(b) muestra la respuesta de los precios con un intervalo de confianza de 95% ante el mismo choque. Como era de esperarse, el nivel de precios disminuye después de un choque contractivo de política monetaria, también con un patrón de respuesta en forma encorvada. El máximo efecto de un choque de 25 puntos básicos, es una disminución de 0.4 puntos porcentuales en los precios y ocurre después de 14 períodos (meses).

Estudios previos sobre los efectos de la política monetaria en Perú han proporcionado una variedad de resultados debido al uso de diferentes muestras, frecuencia de datos y distintas medidas de política monetaria, como se muestra en el Cuadro 1 (p. 49). Los efectos de la política monetaria sobre el producto y los precios varían de acuerdo a los estudios realizados, que van desde 0.08% hasta 1.0%. Sin embargo, comparado a Salas (2011) – cuyo período de análisis es el más parecido al que se usa en este documento – la evolución temporal o *timing* de los efectos son similares tanto para el producto como los precios, aunque difieren en la magnitud de los efectos. En particular, las estimaciones de este estudio muestran efectos mayores de la política monetaria sobre la actividad real y los precios.

Como se desprende del Cuadro 1, resulta difícil hacer una comparación exacta principalmente por los distintos períodos de muestra y regímenes monetarios. En un intento por obtener una comparación más razonable de nuestros resultados con enfoques alternativos, los paneles superiores del Gráfico 2 (p. 50) muestran las funciones impulso-respuesta sobre el producto y los precios para el mismo período de análisis, pero considerando el cambio en tasa de interés de referencia como medida de choque de política monetaria. En el caso del producto, los resultados del Gráfico 2(a) muestran que el comportamiento de

GRÁFICO 1. Respuestas ante un choque positivo de política monetaria de 25 puntos básicos



NOTAS: El eje horizontal representa el número de meses después de transcurrido el choque. Las líneas punteadas corresponden al intervalo de 95% de confianza.

las respuestas es muy errático y poco informativo. En el caso de los precios, si bien el efecto dinámico mostrado en el Gráfico 2(b) es similar al obtenido en el Gráfico 1(b), su magnitud es pequeña y no significativa.

Adicionalmente, en los paneles inferiores del Gráfico 2 se muestran las funciones impulso-respuesta que resultan de estimar un modelo VAR estándar que incluye al producto, los precios y la tasa de interés. El supuesto de identificación del modelo VAR utilizado, basado en la descomposición de Cholesky, es que la tasa de interés se fija al inicio del mes y no está influida por el producto y los precios contemporáneamente. A pesar de que los efectos sobre el producto y los precios parecen ser razonables (entre -0.5% y 0.5%), éstos no son significativos. De esta forma, en base a la comparación del comportamiento de las funciones impulso-respuesta, se ilustra cómo la medida de política monetaria propuesta, basada en información de expectativas de mercado, presenta un mejor desempeño que otros candidatos tradicionales.

CUADRO 1. Los efectos de la política monetaria en Perú: Revisión de estudios recientes

	Tamaño del choque	Efecto máximo sobre precios		Efecto máximo sobre producto		Frecuencia de los datos	Muestra de estimación
		Magnitud	Meses	Magnitud	Meses		
Este estudio	25 pbs	0.40	14	1.50	9	Mensual	2003 - 2010
Castillo y otros (2011)	100 pbs	1.00	29	0.40	41	Mensual	1995 - 2009
Lahura (2010)	Desv. Est.	0.23	6	0.16	7	Mensual	1995 - 2005
Bigio y Salas (2006)	100 pbs					Mensual	1994 - 2004
* crecimiento alto		0.50	16	0.50	10		
* crecimiento bajo		0.25	16	1.00	10		
Winkelried (2004)	100 pbs	0.20	12	0.50	12	Mensual	1993 - 2003
Salas (2011)	150 pbs	0.40	12	0.30	9	Trimestral	2001 - 2008
Vega y otros (2009)	100 pbs	0.15	18	0.10	9	Trimestral	1999 - 2006
Castillo y otros (2009)	100 pbs					Trimestral	1994 - 2007
* sin dolarización		0.15	12	0.38	9		
* con dolarización		0.24	15	0.32	9		
Rossini y Vega (2007)	100 pbs					Trimestral	1994 - 2007
* sin intervención		0.08	15	0.10	12		
* sin intervención		0.15	24	0.09	12		
* sin efecto hoja de balance		0.20	30	0.20	24		
* con efecto hoja de balance		0.10	15	0.10	12		

NOTAS: Todos los choques son sobre la tasa de interés de referencia o la tasa de interés interbancaria. El tamaño del choque en Lahura (2010) corresponde a una desviación estándar del choque de política monetaria, identificado con la metodología FAVAR. Para los estudios con frecuencia trimestral, los efectos son sobre la brecha del producto y la inflación, mientras que en el caso de Salas (2011) los efectos son sobre la inflación subyacente.

6 CONCLUSIONES

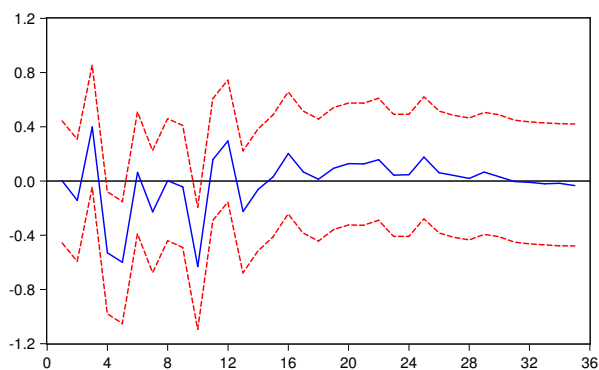
El objetivo del presente trabajo ha sido medir los efectos de la política monetaria en el Perú utilizando un indicador alternativo de choque de política monetaria, el cual se basa en las expectativas de mercado obtenidas a partir de encuestas y medios de comunicación, siguiendo el enfoque narrativo de la política monetaria desarrollado inicialmente por Friedman y Schwartz (1965) y Romer y Romer (1989).

Existen muchas definiciones de choques de política monetaria. En este trabajo, un choque de política monetaria se define como un cambio de política monetaria inesperado. En particular, si r representa el instrumento de política monetaria (la tasa de interés de referencia del BCRP) y $E(r)$ representa las expectativas de mercado sobre el nivel de dicha instrumento, entonces la diferencia $r - E(r)$, al reflejar cambios inesperados en r , es una medida de choque de política monetaria. Siguiendo el enfoque narrativo de la política monetaria, se utilizó la información de los medios de comunicación y de encuestas económicas sobre tasa de interés para obtener una aproximación empírica de $E(r)$ y, de esta manera, cuantificar los choques de política monetaria $r - E(r)$.

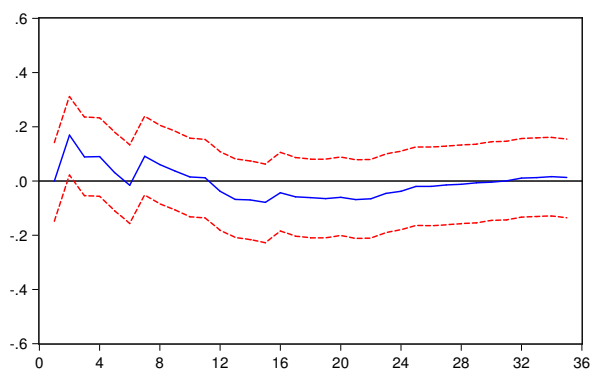
Las medidas convencionales de política monetaria utilizados en la literatura presentan problemas. Dada la definición de choque de política monetaria y la información utilizada en su construcción, se argumenta que el indicador de política monetaria propuesto no parece estar sujeto a ninguna de las críticas analizadas y que, por consiguiente, permite cuantificar adecuadamente cambios exógenos de política monetaria. Adicionalmente, se muestra que la serie temporal de expectativas de mercado sobre la tasa de interés es una buena medida de expectativas bajo la hipótesis de expectativas insesgadas.

GRÁFICO 2. Choques de política monetaria alternativos*Respuestas ante un cambio de 25 pbs en la tasa de interés de referencia*

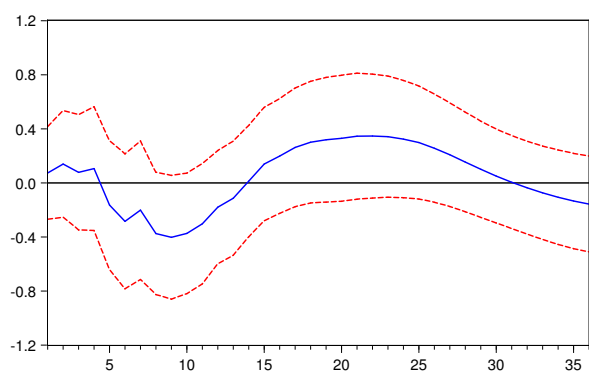
(a) Respuesta del producto



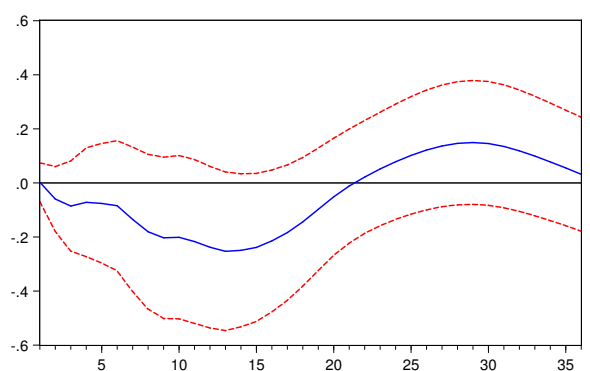
(b) Respuesta del nivel de precios

*Respuestas ante un choque de política monetaria identificado con un VAR estándar*

(c) Respuesta del producto



(d) Respuesta del nivel de precios

**NOTA:** Ver notas del Gráfico 1.

Usando la medida de política monetaria propuesta en este trabajo, la evidencia para el caso peruano muestra que los efectos de la política monetaria en términos de magnitud y evolución temporal son, en general, compatibles con los resultados que se obtienen en la literatura utilizando enfoques alternativos. No obstante, se tienen indicios para concluir que la política monetaria sería más potente que lo sugerido en estudios previos. En particular, los resultados muestran que el efecto máximo de un aumento de 25 puntos básicos en la tasa de interés de referencia es: (i) una disminución de la inflación de 0.4 puntos porcentuales que se produce después de 14 meses y (ii) una disminución de 1.5 puntos porcentuales en la tasa de crecimiento del producto después de 9 meses.

REFERENCIAS

- Bagliano, F. y C. Favero (1999), "Information from financial markets and VAR measures of monetary policy", *European Economic Review*, 43(5), 825-837.
- Bernanke, B. y A. Blinder (1992), "The Federal funds rate and the channels of monetary transmission", *Review of Economics Studies*, 82(4), 901-921.
- Bernanke, B. y I. Mihov (1998), "Measuring monetary policy", *Quarterly Journal of Economics*, 113(3), 869-902.

- Bernanke, B. y K. Kuttner (2005), "What explains the stock market's reaction to Federal Reserve policy?", *Macroeconomic Dynamics*, 60(3), 1221-1257.
- Bernanke, B., J. Boivin y P. Elias (2005), "Measuring the effects of monetary policy: A Factor-Augmented Vector Autoregressive (FAVAR) approach", *Quarterly Journal of Economics*, 120(1), 387-422.
- Bigio, S. y J. Salas (2006), "Efectos no lineales de choques de política monetaria y de tipo de cambio real en economías parcialmente dolarizadas: Un análisis empírico para el Perú", Banco Central de Reserva del Perú, Documento de Trabajo 2006-08.
- Bomfim, A. (2003), "Credit rationing and effective supply failures", *Journal of Banking and Finance*, 27(1), 133-151.
- Castillo, P., C. Montoro y V. Tuesta (2009), "Un modelo de equilibrio general con dolarización para la economía peruana", Banco Central de Reserva del Perú, *Revista Estudios Económicos*, 17, 9-50.
- Castillo, P., F. Perez, y V. Tuesta (2011), "Los mecanismos de transmisión de la política monetaria en Perú", Banco Central de Reserva del Perú, *Revista Estudios Económicos*, 21, 1-24.
- Christiano, L. y M. Eichenbaum (1992), "Identification and the liquidity effect of a monetary policy shock", en A. Cukierman, Z. Hercowitz, y L. Leiderman (eds.), *Political Economy, Growth, and Business Cycles*, MIT Press, cap. 12, 335-371.
- Christiano, L., M. Eichenbaum, y C. Evans (1999), "Monetary policy shocks: What have we learned and to what end?", en Taylor, J. y M. Woodford (eds.), *Handbook of Macroeconomics*, Elsevier, vol. 1, cap. 2, 65-148.
- Cochrane, J. y M. Piazzesi (2002), "The Fed and interest rates: A high-frequency identification", *American Economic Review*, 92(2), 90-95.
- Friedman, M. y J. Schwartz (1965), *A Monetary History of the United States, 1867-1960*, Princeton University Press.
- 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.
- Gerlach, S. and F. Smets (1995), "The monetary transmission mechanism: Evidence from the G-7 countries", BIS Working Paper 26.
- Gurkaynak, R., B. Sack y E. Swanson (2007), "Market-based measures of monetary policy expectations", *Journal of Business and Economic Statistics*, 25(2), 201-212.
- Hamilton, J. (2009), "Daily changes in Fed funds futures prices", *Journal of Money, Credit and Banking*, 41(4), 1-16.
- Krueger, J. y K. Kuttner (1996), "The Fed funds futures rate as a predictor of Federal Reserve policy", *Journal of Futures Markets*, 16(8), 865-879.
- Kuttner, K. (2001), "Monetary policy surprises and interest rates: Evidence from the Fed funds futures market", *Journal of Monetary Economics*, 47(3), 523-44.
- Lahura, E. (2010), "The effects of monetary policy shocks in Peru: Semi-structural identification using a Factor-Augmented Vector Autoregressive model", Banco Central de Reserva del Perú, Documento de Trabajo 2010-08.
- Lastrapes, W. y G. Selgin (1995), "The liquidity effect: Identifying short-run interest rate dynamics using long-run restrictions", *Journal of Macroeconomics*, 17(3), 387-404.

- Leeper, M., A. Sims, y T. Zha (1996), “What does monetary policy do?”, *Brookings Papers on Economic Activity*, 1996(2), 1-63.
- León, D. (1999), “La información contenida en los agregados monetarios en el Perú”, Banco Central de Reserva del Perú, *Revista Estudios Económicos*, 5, 1-16.
- Piazzesi, M. y E. Swanson (2008), “Efficient tests for an autoregressive unit root”, *Journal of Monetary Economics*, 55(4), 677-691.
- Quispe, Z. (2000), “Política monetaria en una economía con dolarización parcial: El caso del Perú”, Banco Central de Reserva del Perú, *Revista Estudios Económicos*, 6, 1-25.
- Rigobon, R. y B. Sack (2008), “Noisy macroeconomic announcements, monetary policy, and asset prices”, en Campbell, J. (ed.), *Asset Prices and Monetary*, Chicago University Press, cap. 8, 335-370.
- 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.
- Romer, C. y D. Romer (2004), “A new measure of monetary policy shocks: Derivation and implications”, *International Economics Review*, 94(4), 1055-1084.
- Rossini, R. (2001), “Aspectos de la adopción de un régimen de metas de inflación en el Perú”, *Revista Estudios Económicos*, 7, 1-13.
- Rossini, R. y M. Vega (2007), “El mecanismo de transmisión de la política monetaria en un entorno de dolarización financiera: El caso del Perú entre 1996 y 2006”, Banco Central de Reserva del Perú, *Revista Estudios Económicos*, 14, 1-22.
- Rudebusch, G. (1998), “Do measures of monetary policy in a VAR make sense?”, *International Economics Review*, 39(4), 907-931.
- Salas, J. (2011), “Estimación bayesiana de un modelo de pequeña economía abierta con dolarización parcial”, Banco Central de Reserva del Perú, *Revista Estudios Económicos*, 22, 1-22.
- Sims, C. (1980), “Macroeconomics and reality”, *International Economics Review*, 48(1), 1-48.
- Sims, C. (1992), “Interpreting the macroeconomic time series facts: The effects of monetary policy”, *European Economic Review*, 36(5), 975-1000.
- Sims, C. (2010). “But Economics is not an experimental science”, *Journal of Economic Perspectives*, 24(2), 59–68.
- Sims, C. y T. Zha (1998), “Bayesian methods for dynamic multivariate models”, *International Economic Review*, 39(4), 949-68.
- Vega, M., S. Bigio, D. Florián, G. Llosa, S. Miller, N. Ramírez, D. Rodríguez, J. Salas y D. Winkelried (2009), “Un modelo semi-estructural de proyección para la economía peruana”, Banco Central de Reserva del Perú, *Revista Estudios Económicos*, 17, 51-83.
- Winkelried, D. (2004), “Tendencias comunes y análisis de la política monetaria en el Perú”, Banco Central de Reserva del Perú, *Revista Estudios Económicos*, 11, 1-26.



Impacto del programa Juntos sobre la nutrición temprana

ALAN SÁNCHEZ Y MIGUEL JARAMILLO BAANANTE*

Una extensa literatura sugiere que inversiones en etapas tempranas del ciclo de vida tienen implicancias de largo plazo sobre el capital humano acumulado, lo que a su vez se refleja en el rendimiento de los individuos en el mercado laboral. En este trabajo se explora el impacto del programa de transferencias condicionadas Juntos sobre el estado nutricional de niños menores de 5 años. Para ello, se aplican dos metodologías: (a) emparejamiento de hogares en base a características observables y doble-diferencia con emparejamiento; (b) estimaciones con efectos fijos distritales y maternos. Los resultados sugieren que el programa habría reducido la incidencia de desnutrición crónica extrema. Asimismo, condicionado a estar afiliado al programa, se detectan efectos positivos según el tiempo de exposición al programa para niños nacidos en hogares con madres relativamente bien educadas.

Palabras Clave : Evaluación de impacto, salud infantil, Perú.

Clasificación JEL : H43, I12, I38, O15.

Los programas de transferencias condicionadas otorgan dinero a familias clasificadas como pobres bajo la condición de que lleven a cabo una serie de inversiones pre-especificadas en el capital humano de sus hijos. Luego de la exitosa experiencia de los programas Oportunidades en zonas rurales de México y Bolsa Escola en Brasil a fines de los 90s, este tipo de programa se ha convertido en una de las principales estrategias de lucha contra la pobreza, particularmente en América Latina. Aunque mixta, la evidencia internacional sugiere que este tipo de programas tiene un efecto positivo sobre el estado nutricional temprano (Guabloche y Sánchez, 2009; Fizbein y Schady, 2009). Por ejemplo, en el caso del programa Oportunidades, Fizbein y Schady calculan que, debido al vínculo entre nutrición temprana, logro educativo y salarios en la etapa adulta (Alderman y otros, 2006; Strauss y Thomas, 2008; Maluccio y otros, 2009), cada año de exposición al programa tiene como resultado salarios que son 1.6% mayores en comparación al de miembros de hogares similares pero no beneficiados.

En Perú, desde fines de 2005 el programa Juntos brinda transferencias monetarias condicionadas a hogares ubicados en distritos pobres del país, con cerca de 420 mil hogares beneficiados hacia fines

* Sánchez: Subgerencia de Investigación Económica, Banco Central de Reserva del Perú, Jr. Antonio Miró Quesada 441-445, Lima 1, Perú (e-mail: alan.sanchez@bcrp.gob.pe). Jaramillo Baanante: Grupo de Análisis para el Desarrollo, Av. Almirante Grau 915, Barranco, Lima 4, Perú (e-mail: mjaramillo@grade.org.pe).

Agradecemos a Marco Pariguana por su excelente labor como asistente de investigación. Asimismo, agradecemos a Nikita Céspedes, Marcos Agurto, César Calvo y a los participantes del Encuentro de Economistas 2011 del BCRP por sus valiosos comentarios. Miguel Jaramillo Baanante agradece la ayuda de una subvención del Centro Internacional de Investigaciones para el Desarrollo, Canadá, bajo la Iniciativa *Think Tank*. Todo error subsistente es de responsabilidad exclusiva de los autores.

de 2010. El programa otorga el equivalente a 100 nuevos soles mensuales con el requerimiento que las familias cumplan una serie de condicionalidades relacionadas a la asistencia a los establecimientos de salud para atención integral en salud y nutrición de niños menores de 5 años, asistencia escolar de niños de 6 a 14 años y controles de salud para madres gestantes. Asimismo, desde 2009 se procura que todos los beneficiarios de Juntos estén afiliados al Seguro Integral de Salud.

Perova y Vakis (2009) encuentran que Juntos habría tenido efectos sobre resultados intermedios: reducción en pobreza monetaria, incremento en acceso a servicio de educación y salud, y mayor gasto en alimentos. Ellos basan su evaluación en el uso de técnicas de emparejamiento (*propensity score matching*), comparando hogares beneficiados por Juntos con hogares de distritos no seleccionados por el programa pero similares según un conjunto de características observables. Otro trabajo no publicado (Gutierrez, 2010) encuentra resultados similares utilizando técnicas de doble-diferencia.

¿Tiene Juntos un efecto sobre resultados finales de salud y nutrición? El presente trabajo evalúa el impacto del programa sobre estado nutricional, un resultado final, en lugar de sobre sus condicionalidades. Si bien Perova y Vakis exploraron el impacto nutricional de Juntos, no encontrando evidencia de que tal impacto haya ocurrido, su análisis se realizó con datos a 2007, lo que deja un espacio de tiempo muy reducido entre el periodo de inicio del programa (más del 50% de distritos elegidos recién fueron atendidos a partir de 2007) y el momento de la evaluación. Asimismo, su muestra es relativamente pequeña, pues utilizan datos del módulo de antropometría incorporado en la Encuesta Nacional de Hogares del tercer trimestre de 2007 en lugar de datos de la Encuesta Nacional Demográfica y de Salud. Este es un aspecto especialmente sensible si se trata de evaluar el impacto del programa sobre resultados finales.

Hallar efectos sobre resultados finales implica que el programa podría tener efectos de largo plazo sobre los miembros más jóvenes de la población beneficiada. Por ejemplo, evidencia de otros países muestra que los programas de transferencias condicionadas de dinero tiene un impacto sobre el logro cognitivo sólo para aquellos miembros de la población beneficiados desde la etapa pre-escolar. Se ha sugerido que dicho resultado podría deberse a los vínculos entre nutrición temprana y logro cognitivo (Fizbein y Schady, 2009).

Si bien han habido mejoras en los indicadores nutricionales de los niños afiliados al programa Juntos, la pregunta de investigación es: ¿hasta qué punto estas mejoras serían consecuencia del programa Juntos? Esta pregunta es válida dado que durante el periodo de estudio existe una tendencia clara hacia la reducción en los niveles de desnutrición crónica a nivel nacional. De acuerdo con INEI y MEF (2011), la desnutrición crónica, calculada según el estándar de la Organización Mundial de la Salud, se redujo de 28.5% en 2007 a 23.2% en 2010.

Con el fin de evaluar el impacto nutricional de Juntos se utiliza información de la Encuesta Demográfica Nacional y de Salud (ENDES) correspondiente a los años 2008, 2009 y 2010 (años donde es posible determinar si un hogar está o no afiliado a Juntos) y el análisis se enfoca en niños menores de 5 años. En primera instancia, sujeto a la información disponible, se busca aproximar la regla de elegibilidad del programa Juntos para identificar hogares no afiliados al programa que sean similares a los hogares afiliados en sus características observables, considerando para ello características tanto del hogar como del distrito. A partir de esta información, se procede a comparar las diferencias en indicadores nutricionales entre pares de niños “similares” (emparejados) en los años 2008, 2009 y 2010, respectivamente (*propensity score matching*). Asimismo, se calculan resultados de doble-diferencia con emparejamiento a fin de determinar si los niños beneficiados por Juntos habrían progresado más que los niños comparables no beneficiados.

De manera complementaria, se lleva a cabo un análisis de efectos fijos para la submuestra de hogares afiliados a Juntos. En este caso, condicionado a estar afiliado, la identificación del efecto del programa se

obtiene de explotar diferencias en la intensidad de la exposición, definida como el número de meses en los primeros dos años de vida durante los cuales el niño tuvo acceso a Juntos. Estas diferencias surgen naturalmente debido a diferencias en la fecha de nacimiento de los niños beneficiados. Se reportan resultados con efectos fijos distritales y efectos fijos maternos. En el primer caso, se comparan niños que viven en el mismo distrito y que nacieron en distintos momentos en el tiempo. En el segundo caso, se comparan resultados nutricionales de hermanos biológicos.

Los resultados se pueden resumir de la siguiente manera. Al aplicar el estimador de doble-diferencia con emparejamiento, comparando la diferencia entre afiliados y no afiliados en 2008 con la diferencia observada en 2010, se detecta una reducción estadísticamente significativa en los niveles de desnutrición crónica extrema y una mejora en el indicador de talla-por-edad (*z-score*) de los hogares Juntos. Sin embargo, no se logra detectar una reducción en los niveles de desnutrición crónica (concepto que engloba tanto la desnutrición extrema como la moderada) que pueda ser atribuible al programa (aunque la desnutrición entre los afiliados se redujo, esta reducción fue similar a la observada entre los no afiliados comparables). En otras palabras, Juntos habría favorecido a aquellos niños ubicados en los percentiles inferiores de la distribución de estado nutricional, ayudándolos a superar la desnutrición crónica extrema, mas no necesariamente la desnutrición crónica moderada.

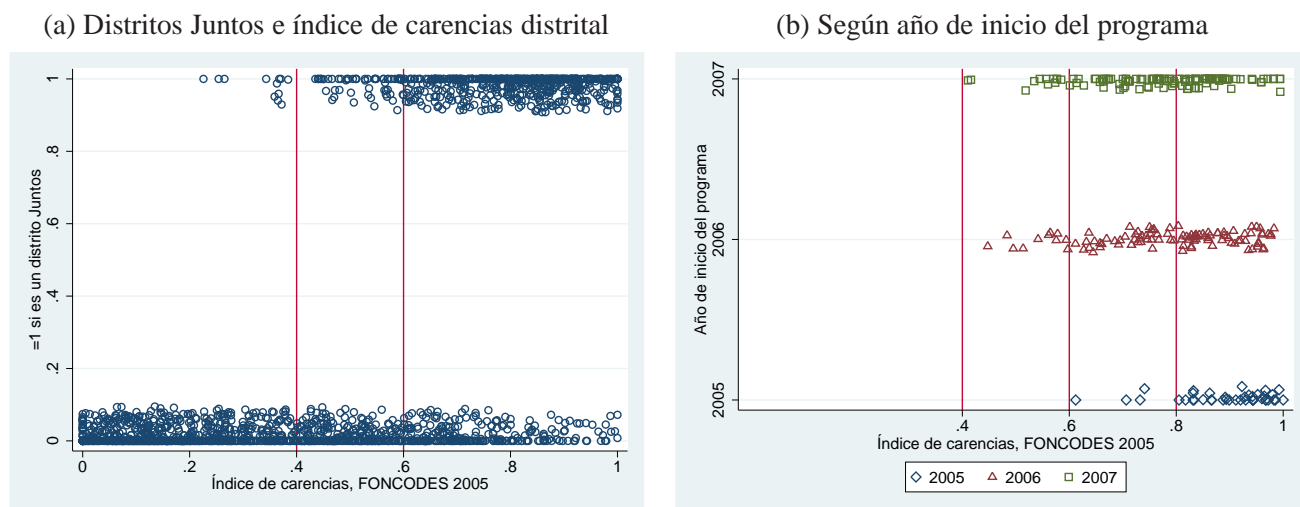
Cuando se aplica la segunda metodología propuesta (efectos fijos), condicionado a estar afiliado a Juntos, en promedio no se detecta un efecto en nutrición temprana debido al número de meses de exposición al programa. Sin embargo, sí se encuentra evidencia de un efecto heterogéneo, de manera tal que para niños nacidos en hogares con madres relativamente bien educadas se observa un efecto positivo como resultado de un mayor tiempo de exposición. Una manera de interpretar este resultado es que, condicionado a estar afiliado, las ganancias nutricionales del programa dependen tanto del tiempo de exposición como de la existencia de activos complementarios en el hogar o en la comunidad que permiten elevar la eficacia en el uso de las transferencias monetarias.

El resto del documento está estructurado de la siguiente manera. La sección 1 describe algunas características del programa Juntos pertinentes al presente análisis. La sección 2 presenta los datos, define los indicadores nutricionales considerados (desnutrición crónica, desnutrición crónica extrema, talla-por-edad) y reporta algunos estadísticas descriptivas. La sección 3 describe la metodología empírica y la sección 4 reporta los resultados. La sección 5 concluye.

1 CARACTERÍSTICAS DEL PROGRAMA JUNTOS

El programa Juntos tiene como objetivo llegar a distritos clasificados como prioritarios para la inversión social. Al 2011, 638 distritos rurales fueron atendidos por el programa. Los distritos fueron seleccionados a lo largo de cuatro etapas ocurridas entre los años 2005 y 2007. Los criterios considerados para la selección de distritos fueron: (i) incidencia de la pobreza monetaria, (ii) severidad de la pobreza monetaria, (iii) tasa de desnutrición crónica de niños entre 6 y 9 años, (iv) necesidades básicas insatisfechas, (v) porcentaje de hogares afectados por violencia política. Estas características fueron medidas a nivel de distritos, utilizando información disponible al año 2005. A partir de esta información, se le dio un peso a cada una de los criterios mencionados y se creó un índice de focalización geográfica. Los detalles de la construcción de este índice se pueden encontrar en Linares García (2009).

El Gráfico 1 (p. 56) ilustra la naturaleza de la selección de los distritos. El *índice de carencias distrital* se construye considerando las siguientes dimensiones: porcentaje de hogares con acceso a agua, desagüe y electricidad, tasa de desnutrición infantil (niños entre 6 y 9 años), tasa de analfabetismo en mujeres y porcentaje de la población con edad entre 9 y 12 años en cada distrito. El índice toma valores entre

GRÁFICO 1. *Distritos Juntos e índice de carencias distrital*

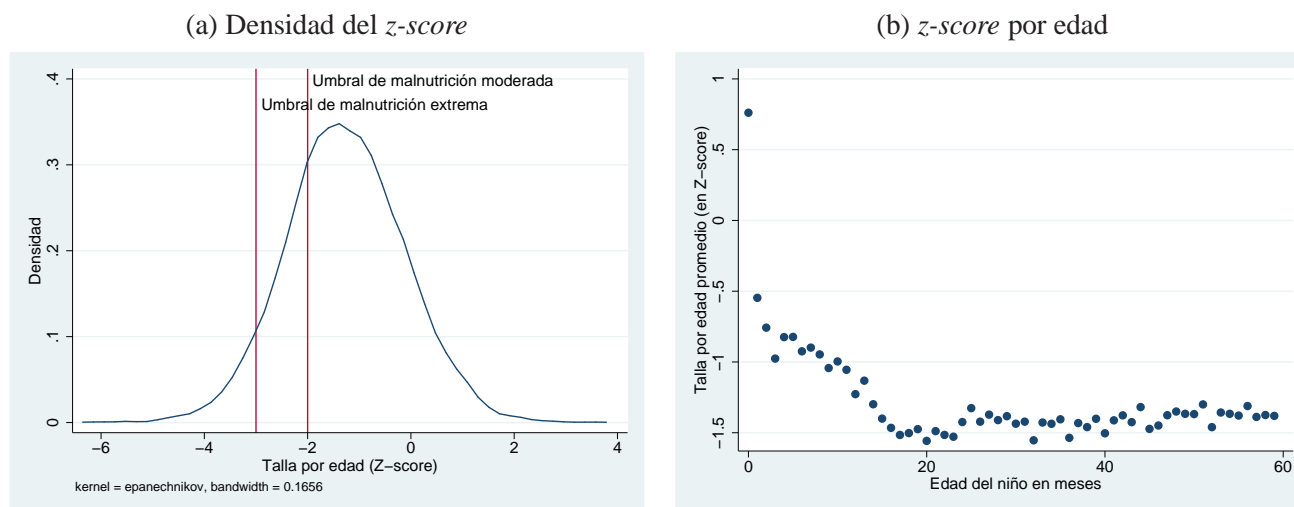
NOTA: El índice de carencias distrital fue construido con el Mapa de Pobreza Distrital de FONCODES (2005).

0 y 1, donde 1 (0) representa el nivel máximo (mínimo) de carencias a nivel distrital. Se observa en el Gráfico 1(a) que, con pocas excepciones, los distritos beneficiados por el programa reportan un índice de carencias distrital mayor a 0.6. Es decir, se trata de distritos relativamente pobres. Asimismo, resalta que el escalonamiento temporal del programa no fue aleatorio. Como se observa en el Gráfico 1(b), los primeros distritos en ser atendidos en el año 2005 eran en promedio más pobres que los distritos incorporados al programa entre 2006 y 2007. Esta característica es importante para fines de la evaluación, pues sugiere que sería inadecuado explotar el escalonamiento del programa para identificar distritos que, al haber sido atendidos de manera tardía, puedan ser utilizados como grupo de control de aquellos atendidos de manera temprana.

Dentro de los distritos seleccionados, se llevó a cabo un filtro adicional a través de la creación de un índice de focalización de hogares, el cual se estimó utilizando información del Padrón General de Hogares. Las variables consideradas para la construcción de este índice fueron: (i) porcentaje de mujeres analfabetas dentro del hogar, (ii) porcentaje de menores de edad que asisten a algún programa de enseñanza regular dentro del hogar, (iii) acceso a fuentes industriales de combustible (gas, petróleo, kerosene), (iv) número de artefactos ausentes en el hogar, (v) tenencia de servicio de alumbrado, agua y servicios higiénicos en el hogar, (vi) tipo de material de construcción de pisos, paredes y techos. A partir de estas variables se estimó un modelo logístico para determinar la probabilidad que un hogar sea pobre o no. A partir de la probabilidad predicha por el modelo y según un umbral previamente definido, se identificó a los hogares dentro de los distritos elegibles que podrían ser afiliados al programa Juntos. Para mayores detalles de la regla de elegibilidad utilizada, véase Linares García (2009).

2 DATOS Y DEFINICIONES

Para nuestro análisis se utiliza información de la ENDES de los años 2008, 2009 y 2010. Esta encuesta recopila tanto información de indicadores nutricionales y de salud de los hijos biológicos menores de cinco años nacidos de mujeres con edades entre 15 y 49 años, como información detallada de las características del hogar y de la madre. No se utiliza información de las ENDES de años anteriores a 2008 debido a que sólo a partir de dicho año se incluye en la encuesta una pregunta para que las mujeres entrevistadas señalen si están afiliadas a Juntos.

GRÁFICO 2. ENDES 2010: Talla-por-edad (z -score)

Los indicadores de estado nutricional temprano utilizados en éste análisis se obtienen a partir de la variable talla-por-edad. La talla física en edades tempranas puede ser considerada como una variable *stock* que captura información del historial nutricional del niño desde el periodo intra-uterino (Martorell, 1999). Como referencia de lo que representa una talla-por-edad adecuada se utiliza la curva de crecimiento de referencia de la Organización Mundial de la Salud (OMS).¹ Es decir, se procede a estandarizar la talla-por-edad de cada niño observado en la ENDES según la distancia entre este y el niño mediano saludable de la misma edad (z -score). Para fines ilustrativos, en el Gráfico 2(a) se reporta la función de densidad *kernel* de la talla-por-edad (z -score) para niños menores de 5 años en Perú. Los datos primarios (talla, edad y género) provienen de la ENDES 2010.

La norma establece que todo niño cuya talla-por-edad esté entre dos y tres desviaciones estándares por debajo del niño mediano saludable sufre de desnutrición crónica moderada. Si éste se encuentra tres desviaciones estándar por debajo, se dice que el niño sufre de desnutrición crónica extrema. En la práctica, los indicadores utilizados en la literatura son los de desnutrición crónica extrema (z -score por debajo de -3) y desnutrición crónica (z -score por debajo de -2), de manera que el segundo concepto engloba la desnutrición crónica extrema y moderada. Aplicando el estándar internacional establecido por la Organización Mundial de la Salud a los datos de las ENDES, se observa que en Perú los niveles de desnutrición se han reducido en los últimos años. Según cifras oficiales, la desnutrición crónica se redujo de 28.5% en 2007 a 23.2% en 2010 (INEI y MEF, 2011).

Cabe señalar que también es posible utilizar directamente el z -score como variable informativa del estado nutricional del niño: a mayor z -score, mejor es el historial nutricional del niño. Una regularidad empírica en los países en desarrollo es que el z -score de los niños recién nacidos es relativamente alto, pero se va deteriorando con el paso del tiempo, posiblemente debido a una mayor exposición a choques nutricionales. Este hecho se ilustra en el Gráfico 2(b).

El Cuadro 1 (p. 58) presenta promedios muestrales de la ENDES 2010, distinguiendo entre hogares auto-reportados como afiliados al programa Juntos y el resto de hogares.² Como se espera, se observa que los niveles de desnutrición crónica extrema son mayores en los hogares Juntos en comparación al resto de

¹ Se utiliza el estándar más reciente de la OMS (*The WHO Multicentre Growth Reference Study*).

² Se realizó un filtro adicional: sólo se considero a un hogar como afiliado a Juntos si se auto-reportó como afiliado y el hogar está y ubicado en un distrito elegible para el programa.

CUADRO 1. ENDES 2010: Estadísticas descriptivas

	Hogares Juntos	Resto de hogares
Madres con secundaria completa (en %)	23.00	45.00
Edad de la madre	31.60	29.40
Índice de bienestar del hogar	0.31	0.48
Desnutrición crónica, estándar OMS (en %)	49.20	19.70
Desnutrición crónica extrema, estándar OMS (en %)	15.00	4.10
Talla-por-edad (<i>z-score</i>)	-1.97	-1.06
Número de observaciones	1244	7103

hogares (15.0% versus 4.1%). Sin embargo, destaca que en la submuestra de hogares beneficiados por el programa, la prevalencia de desnutrición crónica infantil se ha reducido en el tiempo. Por ejemplo, en el caso de la desnutrición crónica extrema, esta se redujo de 22.9% a 15.0% entre 2008 y 2010.

3 METODOLOGÍA EMPÍRICA

Con el fin de evaluar el impacto nutricional de Juntos recurrimos a técnicas no experimentales que puedan ser aplicadas a los datos disponibles. Existen dos limitaciones claves en la información: los hogares sólo son observados una vez en el tiempo y, aunque se conoce el año y mes en que los distritos fueron afiliados a Juntos, sólo se sabe con exactitud qué hogares dentro de cada distrito elegible están afiliados a Juntos en las ENDES 2008, 2009 y 2010. Sujeto a estas consideraciones, se propone dos estrategias independientes para calcular el impacto nutricional del programa: (a) emparejamiento (*propensity score matching*) y doble-diferencia con emparejamiento, y (b) estimaciones con efectos fijos aplicados a submuestras de unidades elegibles (hogares, distritos).

Como parte del análisis, particularmente para la aplicación de efectos fijos, se utiliza el concepto de periodos sensibles de inversión en salud. Los primeros 24 meses después del nacimiento son considerados un periodo sensible de inversión nutricional (Martorell, 1999). En el contexto de esta aplicación, ello implica que dos niños nacidos en el mismo distrito o, incluso, en el mismo hogar, pueden diferir en su nivel de exposición nutricional a Juntos debido a diferencias en su fecha de nacimiento, lo que genera un experimento natural. En el caso extremo, un niño que pasó el umbral de los dos primeros años sin ser beneficiado por el programa se puede tomar como no beneficiario, aún si accedió al programa en una etapa posterior de su vida. De ser este el caso, ello se reflejaría en niveles nutricionales más pobres.

Emparejamiento

Se utiliza la técnica de emparejamiento denominada *propensity score matching* (PSM). Con PSM se identifican pares de individuos parecidos en sus características observables, de manera que uno de los niños nació en un hogar con acceso al programa Juntos y el otro no. Para ello se estima una variable denominada *propensity score* (PS), definida en el rango [0, 1] donde 0 (1) indica una probabilidad nula (segura) de acceder al programa. El PS se obtiene como el valor predicho de un modelo probabilístico donde la variable dependiente toma el valor de 1 si el individuo accede a Juntos y 0 de otra manera, y los regresores son las características del hogar que determinan la selección del individuo en el programa. Luego, se definen pares donde tanto el individuo beneficiario como el no beneficiario tienen PS relativamente similares (por ejemplo, pueden existir individuos en hogares pobres que no acceden a Juntos por estar localizados en distritos no elegibles). El PS se estimó a partir de las características sociodemográficas del hogar observadas en la ENDES así como las características del distrito en 2005.

CUADRO 2. Variables consideradas para la estimación del PS

Variable	Fuente
Incidencia de la pobreza monetaria (ponderación: 0.1)	INEI 2005
Severidad de la pobreza monetaria (ponderación: 0.1)	INEI 2005
Tasa de desnutrición crónica de niños entre 6 y 9 años (ponderación: 0.3)	Censo Escolar 2005
Índice de necesidades básicas insatisfechas (ponderación: 0.167)	Censo Nacional 2005
Porcentaje de hogares afectados por violencia política (ponderación: 0.333)	Prog. Apoyo al Repoblamiento
Porcentaje de mujeres que no saben leer dentro del hogar	ENDES
Porcentaje de menores en edad escolar que no asisten a algún programa de enseñanza regular dentro del hogar	ENDES
Uso de fuentes industriales de combustible para cocinar en el hogar (gas, petróleo, kerosene)	ENDES
Número de artefactos y activos ausentes en el hogar (radio, televisor, refrigerador, bicicleta, motocicleta y automóvil)	ENDES
Tenencia de servicio de alumbrado, agua y servicios higiénicos en el hogar	ENDES
Tipo de material de construcción de pisos, paredes y techos (nivel bajo, nivel medio y nivel alto).	ENDES
Etnicidad de la madre	ENDES
Educación de la madre (en años)	ENDES
Edad de la madre (en años)	ENDES
Número de miembros del hogar	ENDES
Altitud del distrito (en metros sobre el nivel del mar)	ENDES

En particular, se consideró aquellas características consideradas en la regla de elegibilidad del programa descritas en la sección 1. Asimismo, se incluyeron otras variables que pueden ayudar a incrementar el grado de comparabilidad de los hogares, tales como el grado de instrucción de la madre y la altura del distrito (en metros sobre el nivel del mar). El listado completo de las variables utilizadas se reporta en el Cuadro 2. Cabe notar que para la construcción del índice de focalización geográfica se consideraron características a nivel distrital, donde las ponderaciones se obtuvieron de Linares García (2009).

El PS se estimó por separado para las ENDES 2008, 2009 y 2010. Una vez estimado, para el emparejamiento se optó por utilizar el criterio de *nearest neighbour matching*, considerando sólo aquellos hogares dentro del soporte común. Es decir, se excluyeron aquellos hogares para los que no se observa un traslape en la distribución del PS de los beneficiados y no-beneficiados. En el caso en cuestión, esto implica potencialmente eliminar aquellos hogares que acceden a Juntos con un nivel socioeconómico muy bajo (y por tanto con un PS muy alto) y aquellos hogares no beneficiados por Juntos con un nivel socioeconómico muy alto (y por tanto con un PS muy bajo). De esta manera se obtuvo un estimado del impacto del programa comparando al grupo tratado con el de no tratados emparejado. Para las estimaciones se aplicó la rutina de programación de Leuven y Sianesi (2003).

Efectos fijos

Se explotó el hecho que hay diferencias en la intensidad del tratamiento debido a diferencias en la fecha de nacimiento de los niños nacidos en distritos elegibles. La especificación en este caso es

$$(H_i | E_i = 1) = \alpha_d + \alpha_t + \rho \text{Intensidad}_i + X_i' \beta + \eta_i \quad (1)$$

donde E_i toma el valor de 1 si el niño i es elegible para el programa Juntos y 0 de otra manera, H_i es un resultado nutricional del niño i nacido en el distrito d en el año t , Intensidad $_i$ es la intensidad del programa Juntos específica a i medida en términos del número de meses de exposición al programa durante los primeros 24 meses de vida, X_i es un vector de características observables del niño i (sexo y edad), α_d son aquellas características del distrito que no varían en el tiempo, α_t son características comunes a todos los niños observados en el año t y η_i es el término de error. Ésta es una estimación con efectos fijos del distrito. El impacto del programa, medido por ρ , está identificado a partir de diferencias en la intensidad de la exposición al programa de niños nacidos en distritos elegibles.

De manera similar, es posible realizar una estimación con efectos maternos. En este caso, lo que se compara son hermanos biológicos con intensidades de exposición variable. Aunque en principio esta estrategia es preferible a la de efectos fijos del distrito, una limitación de esta metodología en el presente caso es que, al ser los hogares visitados solamente una vez, la talla-por-edad de cada par de hermanos es forzosamente observada en edades distintas. Este aspecto es relevante para fines del análisis. Por un lado, la edad está positivamente correlacionada con la intensidad del tratamiento (a mayor edad, mayor el número de meses de exposición). Por otro lado, el estado nutricional está negativamente correlacionado con la edad. El primer tipo de correlación se da por definición, mientras que el segundo tipo de correlación es un hecho estilizado en países en desarrollo como se explicó en la sección 2 y se ilustra en el Gráfico 2(b). Esto complicaría la interpretación de la estimación con efectos fijos del hogar.

4 RESULTADOS

Se reportan resultados del impacto del programa Juntos para las siguientes variables: desnutrición crónica extrema, desnutrición crónica y talla-por-edad (*z-score*), definidas conforme a lo discutido en la sección 2 (es decir, de acuerdo con estándares de la OMS).

Emparejamiento

Se realizaron estimaciones separadas según si el hogar fue encuestado en el año 2008, 2009 o 2010. La ecuación que determina el PS (la probabilidad de estar afiliado al programa, estimada a partir de un modelo logístico de variable binaria) se reporta en el Cuadro 3 (p. 61). En términos de la capacidad de predicción del modelo, cabe destacar que con las variables utilizadas (características del hogar y del distrito que ayudan a predecir la elegibilidad del hogar) se obtiene un pseudo R-cuadrado de aproximadamente 40%. Asimismo, a lo largo de las especificaciones el porcentaje de veces que el modelo predice exitosamente la elegibilidad del hogar es de aproximadamente 70% y el porcentaje de veces que el modelo predice exitosamente la no elegibilidad del hogar es de aproximadamente 90% (utilizando un umbral de 0.5).

A partir de los PS obtenidos se procedió a hacer el emparejamiento de hogares para 2008, 2009 y 2010, respectivamente. El Gráfico 3 (p. 61) reporta la función de densidad *kernel* del PS tanto antes como después del emparejamiento para los grupos tratados (beneficiarios de Juntos) y de control (no beneficiarios) con reemplazo para cada uno de los años mencionados. Emparejamiento con reemplazo significa que un hogar no afiliado puede ser utilizado como contrafactual de más de un hogar afiliado. Para las estimaciones finales se optó por esta estrategia pues al aplicar emparejamiento sin reemplazo el soporte común es débil (resultados disponibles bajo solicitud).³

Antes de proceder con la evaluación del impacto nutricional de Juntos, una manera de contrastar la idoneidad de la estrategia empírica propuesta es verificar hasta qué punto ésta es lo suficientemente

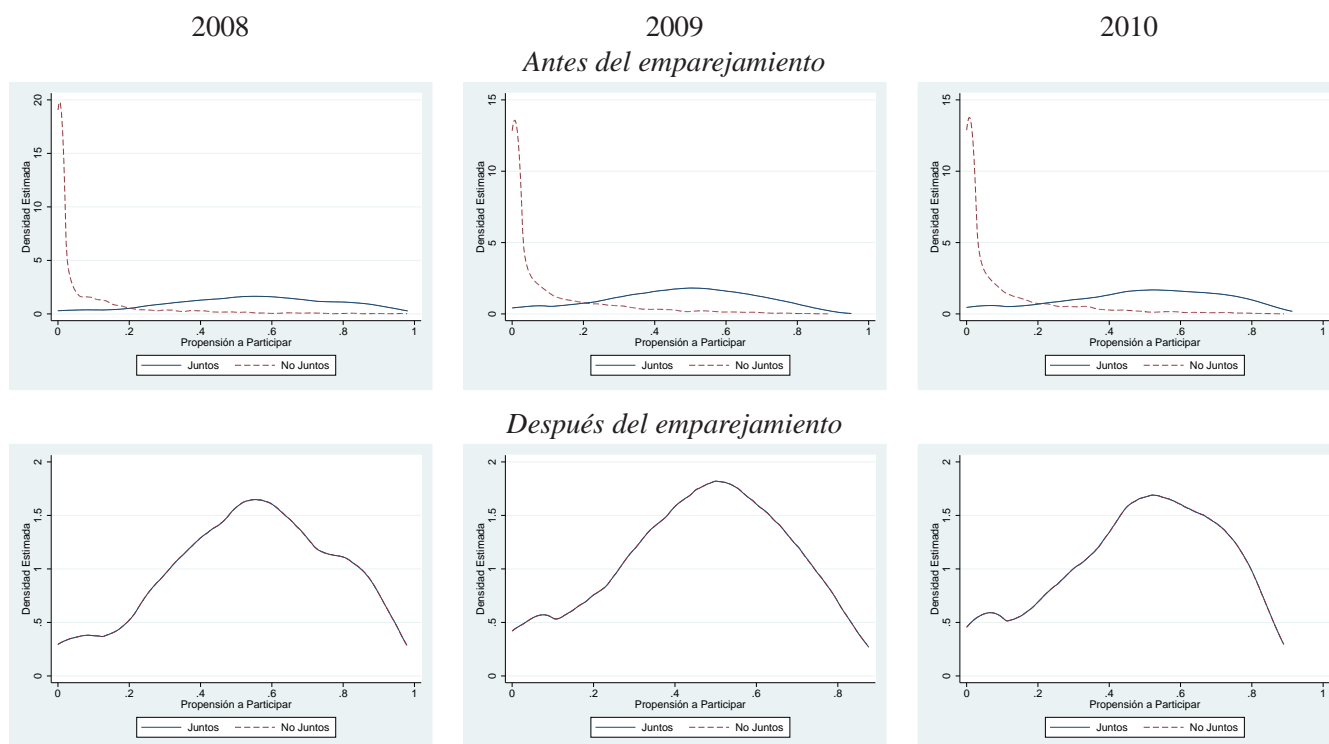
³ Estos resultados también están disponibles en una versión previa de este documento, ver Sánchez y Jaramillo (2011, p. 28).

CUADRO 3. Estimación del PS. Variable dependiente: 1 si el niño está afiliado a Juntos y 0 si no lo está

	ENDES 2008	ENDES 2009	ENDES 2010
Índice geográfico distrital	0.076 (0.004)***	0.070 (0.003)***	0.065(0.003)***
Calidad de materiales de construcción del hogar: baja	0.211 (0.110)*	0.305 (0.073)***	0.157 (0.072)**
Calidad de materiales de construcción del hogar: media	0.176 (0.139)	0.435 (0.091)***	0.204 (0.096)**
Calidad de materiales de construcción del hogar: alta	0.629 (0.421)	0.643 (0.242)***	-0.171 (0.303)
Número de servicios básicos disponibles en el hogar	-0.059 (0.035)*	0.037 (0.024)	0.000 (0.026)
Número de artefactos y activos que el hogar no posee	0.128 (0.035)***	0.115 (0.025)***	0.064 (0.024)***
Combustible usado para cocinar es gas, electricidad o kerosene	-0.140 (0.110)	-0.187 (0.074)**	-0.147 (0.074)**
Porcentaje de mujeres analfabetas en el hogar	0.001 (0.001)	0.000 (0.001)	-0.002 (0.001)***
Porcentaje de menores en el hogar que no van a la escuela	-0.000 (0.001)	-0.000 (0.001)	0.001 (0.001)
Número de años de educación de la madre	-0.014 (0.011)	-0.030 (0.008)***	-0.065 (0.008)***
Edad de la madre en años	0.008 (0.004)*	0.016 (0.003)***	0.013 (0.003)***
Lengua nativa de la madre no es español	0.188 (0.069)***	0.110 (0.049)**	0.175 (0.053)***
Número de miembros del hogar	0.037 (0.015)**	0.043 (0.011)***	0.029 (0.012)**
Altitud del distrito (msnm)	0.000 (0.000)***	0.000 (0.000)***	0.000 (0.000)***
Sexo del niño es masculino	-0.032 (0.058)	-0.079 (0.042)*	0.030 (0.044)
Edad del niño en meses	0.001 (0.002)	0.004 (0.001)***	0.004 (0.001)***
Constante	-4.459 (0.306)***	-4.733 (0.224)***	-3.775 (0.214)***
Número de observaciones	5584	8979	8335
Pseudo R-cuadrado	0.479	0.390	0.403
Predictividad de valores positivos	0.750	0.680	0.730
Predictividad de valores negativos	0.930	0.910	0.920

NOTAS: Errores estándares en paréntesis. Niveles de significación: 1%(***), 5%(**), 10%(*).

GRÁFICO 3. Emparejamiento con reemplazo (nearest neighbor matching)



CUADRO 4. PSM: Impacto de Juntos sobre el número de vacunas recibidas por niños menores de 5 años

		ENDES 2008	ENDES 2009	ENDES 2010
(a) Afiliados a Juntos	Media	6.59	6.43	6.69
	Observaciones	785	1323	1239
(b) No afiliados a Juntos (emparejados)	Media	6.44	5.99	5.89
	Observaciones	4798	7653	7091
(a) – (b)	Efecto	0.148	0.438***	0.801***
	Error estándar	0.186	0.133	0.141
	Estadístico <i>t</i>	0.790	3.290	5.670

NOTAS: Técnica de emparejamiento: *nearest neighbor matching* con reemplazo. Número de hogares no afiliados efectivamente utilizados para el emparejamiento: 356, 721 y 642 en 2008, 2009 y 2010, respectivamente. *,**,*** denota significación estadística al nivel de 10%, 5% y 1%, respectivamente.

buena como para detectar el impacto del programa sobre las condicionalidades mismas del programa, tales como asistencia a controles de salud, algo que es esperable según la evidencia presentada en Perova y Vakis (2009). Con dicho fin, en el Cuadro 4 se reporta el impacto del programa sobre el número de vacunas recibidas por el niño, una manera indirecta de determinar si los niños afiliados al programa asisten a controles de salud. Tanto en 2009 como en 2010, los resultados indican que los niños afiliados recibieron un mayor número de vacunas en comparación a los no afiliados emparejados. Las diferencias son estadísticamente significativas. Así pues, este resultado sugiere que la estrategia es adecuada para capturar diferencias entre ambos grupos.

Los resultados principales se reportan en el Cuadro 5 (p. 63) para desnutrición crónica extrema, desnutrición crónica y talla-por-edad (*z-score*). Recuérdese que desnutrición crónica implica tener un *z-score* por debajo de -2 , mientras que la desnutrición crónica extrema se refiere al caso en que el *z-score* está por debajo de -3 .

Tanto en 2009 como en 2010 los niños de hogares afiliados reportan una incidencia de desnutrición crónica extrema menor a la de los no afiliados emparejados (15.0% versus 17.7% en 2010 y 16.4% versus 18.5% en 2009). La diferencia, sin embargo, no es estadísticamente significativa. La imposibilidad de rechazar la hipótesis nula de igualdad en medias podría deberse en parte a que el tamaño de muestra utilizado es relativamente pequeño, lo que incrementa la imprecisión de los estimados. Cabe destacar que, a diferencia de 2009 y 2010, en 2008 la incidencia de desnutrición crónica extrema era mayor entre los niños afiliados que en el grupo de control (22.9% versus 17.1%), siendo esta diferencia estadísticamente significativa. Este resultado podría deberse a que en 2008 el tiempo de exposición de los afiliados al programa era relativamente reducido, sobre todo si se considera que una gran parte de los hogares fueron afiliados a Juntos durante 2007.

Una manera de extender el análisis utilizando los resultados hallados consiste en hacer un análisis de doble-diferencia (DD), comparando el progreso observado en los hogares afiliados entre 2008 y 2010 con el progreso observado en los hogares no afiliados emparejados en el mismo periodo. Al hacer esto, se observa que la reducción en el nivel de desnutrición extrema de los hogares Juntos (7.9 puntos porcentuales) fue mayor a la observada en el grupo de control (-0.6 puntos porcentuales) y la diferencia es estadísticamente significativa. Estos resultados sugieren que Juntos sí habría tenido un impacto en la incidencia de desnutrición crónica extrema.

En el segundo panel del Cuadro 5 se reportan resultados análogos utilizando la incidencia de

CUADRO 5. PSM: Impacto de Juntos en niños menores de 5 años

		ENDES 2008	ENDES 2009	ENDES 2010	DD (2010 – 2008)
<i>Desnutrición crónica extrema</i>					
(a) Afiliados a Juntos	Media	0.229	0.164	0.150	-0.079
	Observaciones	785	1323	1239	
(b) No afiliados a Juntos (emparejados)	Media	0.171	0.185	0.177	0.006
	Observaciones	4798	7653	7091	
(a) – (b)	Efecto	0.057*	-0.021	-0.027	-0.084**
	Error estándar	0.031	0.020	0.020	0.041
	Estadístico <i>t</i>	1.870	-1.040	-1.310	-2.050
<i>Desnutrición crónica (moderada o extrema)</i>					
(a) Afiliados a Juntos	Media	0.581	0.510	0.496	-0.085
	Observaciones	785	1323	1239	
(b) No afiliados a Juntos (emparejados)	Media	0.535	0.508	0.485	-0.050
	Observaciones	4798	7653	7091	
(a) – (b)	Efecto	0.046	0.001	0.010	-0.035
	Error estándar	0.042	0.027	0.030	0.048
	Estadístico <i>t</i>	1.100	0.050	0.350	-0.730
<i>Talla-por-edad (z-score)</i>					
(a) Afiliados a Juntos	Media	-2.13	-1.98	-1.99	0.145
	Observaciones	785	1323	1239	
(b) No afiliados a Juntos (emparejados)	Media	-2.03	-1.98	-2.01	0.014
	Observaciones	4798	7653	7091	
(a) – (b)	Efecto	-0.103	-0.001	0.027	0.131*
	Error estándar	0.096	0.064	0.063	0.072
	Estadístico <i>t</i>	-1.070	-0.030	0.440	1.810

NOTAS: Ver notas al Cuadro 4.

desnutrición crónica como variable resultado. Se encuentra que las diferencias entre afiliados y no afiliados emparejados no son estadísticamente significativas. En particular, en términos de las magnitudes la prevalencia de desnutrición crónica en ambos grupos fue virtualmente la misma en 2009 y 2010 (alrededor de 50%), mientras que en 2008 los hogares afiliados reportaban mayores niveles de desnutrición crónica que los no afiliados (58.1% versus 53.5%). Utilizando el enfoque de doble-diferencia, si bien se observa una reducción importante de la desnutrición crónica entre los niños favorecidos por el programa entre 2008 y 2010 (8.5 puntos porcentuales), esta reducción no es estadísticamente distinta de la observada en los hogares no afiliados en el mismo periodo (5.0 puntos porcentuales).

Una manera de interpretar los resultados de los dos primeros paneles en conjunto es que el programa habría sido efectivo para reducir la desnutrición crónica extrema, pero no la desnutrición crónica moderada. Es decir, el programa habría ayudado principalmente a aquellos niños ubicados en los percentiles inferiores de la distribución de estado nutricional.

El tercer panel del Cuadro 5 reporta resultados análogos utilizando la variable talla-por-edad (*z-score*) como indicador nutricional. Recuérdese que, *ceteris paribus*, un mayor *z-score* es indicador de un mejor historial nutricional. De manera similar a los casos anteriores, se encuentra que si bien los niños afiliados

CUADRO 6. Efectos fijos: Impacto de Juntos en niños menores de 5 años

	Desnutrición crónica extrema		Desnutrición crónica		Talla-por-edad	
	<i>Sin interacciones</i>					
	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]
Exposición 1-24 meses (log)	0.001 (0.015)	0.025 (0.038)	-0.021 (0.021)	-0.034 (0.046)	0.056 (0.039)	0.035 (0.095)
Sexo del niño es masculino	0.061*** (0.014)	0.048 (0.039)	0.050*** (0.018)	0.065 (0.049)	-0.117*** (0.036)	-0.073 (0.090)
Edad de la madre en años	0.002 (0.001)		0.002 (0.001)		-0.005** (0.003)	
Bienestar mayor a mediana	-0.054*** (0.018)		-0.012 (0.024)		0.103** (0.045)	
Madre tiene bajo nivel educativo	0.049*** (0.017)		0.095*** (0.023)		-0.189*** (0.044)	
Número de observaciones	3032	3032	3032	3032	3032	3032
R-cuadrado ajustado	0.083	0.250	0.108	0.344	0.194	0.508
Efectos fijos del distrito	Sí		Sí		Sí	
Efectos fijos del hogar		Sí		Sí		Sí
	<i>Con interacciones</i>					
	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]
Exposición 1-24 meses (log)	-0.005 (0.017)	0.003 (0.043)	-0.045* (0.024)	-0.075 (0.054)	0.098** (0.043)	0.082 (0.113)
Exposición (log)	0.010 (0.014)	0.038 (0.038)	0.040** (0.018)	0.068 (0.049)	-0.069** (0.035)	-0.081 (0.089)
× Bajo nivel educativo de la madre	0.061*** (0.014)	0.049 (0.039)	0.049*** (0.018)	0.068 (0.049)	-0.116*** (0.036)	-0.077 (0.091)
Edad de la madre en años	0.002 (0.001)		0.002 (0.001)		-0.005* (0.003)	
Bienestar mayor a mediana	-0.054*** (0.018)		-0.011 (0.024)		0.101** (0.045)	
Madre tiene bajo nivel educativo	0.025 (0.034)		0.003 (0.048)		-0.029 (0.094)	
Número de observaciones	3032	3032	3032	3032	3032	3032
R-cuadrado ajustado	0.083	0.251	0.110	0.348	0.195	0.509
Efectos fijos del distrito	Sí		Sí		Sí	
Efectos fijos del hogar		Sí		Sí		Sí

NOTAS: Errores estándares en paréntesis. Niveles de significación: 1%(***), 5%(**), 10%(*).

al programa reportaban una menor talla-por-edad en 2008 en comparación al grupo de control (-2.13 versus -2.03), esta diferencia habría desaparecido en 2009 y 2010. Aplicando una estimación de doble-diferencia, entre 2008 y 2010 la talla-por-edad promedio de los niños afiliados se incrementó (mejoró) en 0.15 desviaciones estándares, mientras que en los no afiliados emparejados la talla-por-edad se mantuvo prácticamente constante. La diferencia en el progreso de ambos grupos es estadísticamente significativa.

Efectos fijos

Se presentan resultados de estimaciones de modelos lineales en parámetros con efectos fijos distritales y del hogar, ver ecuación (1). Sujeto a que el niño haya nacido en un hogar afiliado a Juntos, lo que se busca es identificar el efecto del programa a partir de diferencias en la intensidad de la exposición, medida

según el número de meses (expresado en logaritmos) durante el cual el niño estuvo expuesto al programa durante los primeros 24 meses de vida.

Los resultados se presentan en el Cuadro 6 (p. 64). El panel superior reporta el efecto promedio de la intensidad de la exposición sobre desnutrición crónica extrema, desnutrición crónica (moderada o extrema) y talla-por-edad (*z-score*). Por su parte, el panel inferior estima este efecto distinguiendo entre hogares cuyas madres tienen distintos niveles educativos, con el propósito de evaluar la posible existencia de efectos heterogéneos según las características del hogar. Asimismo, se reportan los resultados de la estimación con efectos fijos distritales (columnas 1, 3 y 5) y del hogar (columnas 2, 4 y 6).

Aunque la mayoría de coeficientes tienen el signo esperado (a mayor tiempo de exposición, mejores indicadores nutricionales), estos no son estadísticamente significativos. Es decir, condicionado a estar afiliado al programa, no se detecta un efecto nutricional adicional como consecuencia de un mayor número de meses de exposición. Los resultados del panel inferior capturan efectos diferenciados del tiempo de exposición al programa de acuerdo al nivel educativo de la madre. Dicho efecto se implementa añadiendo un término de interacción entre el nivel educativo de la madre (variable binaria que toma el valor 1 si la madre tiene como máximo grado de instrucción primaria completa, cero de otra manera) y la variable de número de meses de exposición al programa. Las estimaciones sugieren que, entre los afiliados, en el caso de los niños cuyas madres están relativamente bien educadas habrían efectos nutricionales favorables como consecuencia de un mayor tiempo de exposición a Juntos.

¿Cómo podría explicarse este efecto? La manera en que la educación de la madre puede afectar el estado nutricional de los hijos ha sido ampliamente discutida en la literatura de salud infantil. Véase, por ejemplo, Thomas y otros (1991) para una discusión de los canales de transmisión. Primero, es probable que madres mejor educadas procesen mejor la información recibida (por ejemplo, información referida a mejores prácticas de crianza). Segundo, es también más probable que madres mejor educadas cuenten con mayores ingresos. Tercero, es posible que una buena educación sea necesaria para hacer un buen uso de servicios comunitarios que a su vez tienen efectos nutricionales, tales como servicios sanitarios. Finalmente, en la medida que sólo se incluye un número limitado de controles en la estimación, la educación de la madre podría estar actuando como *proxy* de otros activos a nivel del hogar o de la comunidad que son requeridos para que las transferencias monetarias otorgadas por este tipo de programas se trasladen en mejores indicadores nutricionales.

5 CONCLUSIONES Y POSIBLES EXTENSIONES

Utilizando información de las ENDES 2008, 2009 y 2010 es posible observar mejoras en el tiempo en los indicadores nutricionales de los niños afiliados al programa Juntos. El presente análisis busca determinar hasta qué punto estas mejoras nutricionales serían resultado del programa y no de una tendencia común a todos los hogares del país. Los resultados sugieren que Juntos sí habría tenido un impacto sobre estado nutricional temprano. Su efecto habría consistido en reducir la incidencia de desnutrición crónica extrema, favoreciendo así a los niños ubicados en los percentiles nutricionales inferiores. El hecho de que no se detecte un efecto del programa sobre la malnutrición crónica global no es necesariamente sorprendente, considerando que este tipo de desnutrición es más difícil de reducir.

Es importante mencionar que si bien el análisis ha utilizado las mejores herramientas disponibles para la evaluación de impacto de programas de naturaleza no experimental, los resultados aún pueden ser puestos en duda. En particular, las principales conclusiones se obtienen del estimador de doble-diferencia con emparejamiento. Si bien esta estrategia es superior a la aplicación de doble-diferencia sin emparejamiento, destaca el hecho de que en 2008 los niños afiliados al programa presentan peores

indicadores nutricionales que los niños en el grupo de control, sugiriendo que los hogares no afiliados emparejados podrían ser distintos de los afiliados en dimensiones ignoradas en el análisis. En tal sentido, en un contexto no experimental, sería deseable contar con un modelo con mayor capacidad para predecir la elegibilidad de los hogares, lo que produciría resultados más robustos del impacto nutricional del programa.

Finalmente, condicionado a estar afiliado, se ha encontrado evidencia de efectos heterogéneos que sugieren que hogares con menor dotación de activos, posiblemente los más pobres entre los pobres, se estarían beneficiando menos. Este es un resultado que debería ser de interés para el programa y que sugiere la necesidad de estudios en esta dirección. Dadas las limitaciones de los tamaños de muestra en ENDES, una opción es realizar estudios específicos para hogares afiliados a Juntos y para hogares comparables, lo que permitiría tener un tamaño de muestra mayor para estos grupos de la población. Otra alternativa es que ENDES haga un sobre muestreo de los distritos donde Juntos está focalizado.

REFERENCIAS

- Alderman, H., J. Hoddinott, y B. Kinsey (2006), “Long term consequences of early childhood malnutrition”, *Oxford Economic Papers*, 58(3), 450-474.
- Fizbein, A. y N. Schady (2009), *Conditional Cash Transfers: Reducing Present and Future Poverty*, The International Bank for Reconstruction and Development / The World Bank.
- Guabloche, J. y A. Sánchez (2009), “¿Qué sabemos sobre los programas de transferencias condicionadas? Lecciones de la experiencia”, Banco Central de Reserva del Perú, *Revista Moneda*, 147, 19-23.
- Gutierrez, J. (2010), “Impact evaluation of the conditional cash transfer Juntos in Peru”, Universidad de Berkeley, edición mimeografiada.
- Instituto Nacional de Estadística e Informática y Ministerio de Economía y Finanzas (2011), *Perú: Indicadores de Resultados de los Programas Estratégicos, 2010*, INEI y MEF.
- Leuven, E. y B. Sianesi (2003), “PSMATCH2: Stata module to perform full Mahalanobis and propensity score matching, common support graphing, and covariate imbalance testing”, Statistical Software Components S432001, Department of Economics, Boston College.
- Linares García, I. (2009), “Descripción y diagnóstico de los instrumentos y procesos vigentes de focalización y registro de beneficiarios del programa Juntos”, Informe final de consultoría, BID.
- Maluccio, J., J. Hoddinott, J. Behrman, R. Martorell, A. Quisumbing, y A. Stein (2009), “The cross-country incidence of the global crisis”, *Economic Journal*, 119(537), 734-763.
- Martorell, R. (1999), “The nature of child malnutrition and its long-term implications”, *Food and Nutrition Bulletin*, 20(3), 288-292.
- Perova, E. y R. Vakis (2009), “Welfare impacts of the “Juntos” program in Peru: Evidence from a non-experimental evaluation”, The World Bank, Technical Report .
- Sánchez, A. y M. Jaramillo (2011), “Impacto del programa Juntos sobre nutrición temprana”, Banco Central de Reserva del Perú, Documento de trabajo 2012-001.
- Strauss, J. y D. Thomas (2008), “Health over the life course”, en Schultz, P. y J. Strauss (eds.), *Handbook of Development Economics*, Elsevier, vol. 4, cap. 54, 3375-347.
- Thomas, D., J. Strauss y M. Henriques (1991), “How does mother’s education affect child height?”, *Journal of Human Resources*, 26(2), 183-211.



El impacto del gasto público sobre el proceso de migración interna: Evidencia empírica para el periodo 2002-2007

ENVER VARGAS VILCHEZ*

Se estudian los determinantes de la migración interna en el Perú durante el periodo de 2002 a 2007, poniendo énfasis en el rol del gasto público. A partir de información del Censo Nacional 2007, se identifican los patrones migratorios entre regiones y se estima un modelo de determinantes de migración. Se asume que los potenciales migrantes toman decisiones comparando la región de origen con la de destino en una serie de dimensiones, incluyendo las condiciones del mercado laboral y la disponibilidad de bienes públicos en educación, salud, vivienda y transporte. Los resultados empíricos obtenidos son consistentes con la teoría económica, encontrándose una mayor probabilidad de migrar hacia regiones con mayor ingreso promedio y menores tasas de desempleo. Asimismo, se encuentra evidencia de que el gasto público afecta las decisiones migratorias de la población al ser éste informativo sobre los bienes públicos disponibles en la región de destino relativo a la región de origen.

Palabras Clave : Gasto público, migración interna, economía regional.

Clasificación JEL : H43, I12, I38, O15.

Durante la última década, la economía peruana ha registrado un crecimiento económico significativo, que ha propiciado mejoras en la capacidad adquisitiva de la población, como sugiere el incremento del PBI per cápita en 43.76% en términos reales durante el periodo de 2001 a 2007. Al mismo tiempo, el crecimiento económico a nivel regional ha seguido un comportamiento heterogéneo. En particular, las tasas de crecimiento han sido menores en las regiones con menor PBI per cápita. Por ejemplo, en el periodo en consideración las tasas de crecimiento promedio de Huancavelica y Huánuco (ambas regiones con un ingreso medio por debajo del promedio en el 2001) fueron de 1.0% y 2.4%, respectivamente. Por su parte, regiones como Lima y Arequipa tuvieron tasas de crecimiento promedio de 4.6% y 6.0%, respectivamente. En tal sentido, existen indicios para suponer que el crecimiento económico de las regiones es divergente, al menos en el corto y mediano plazo. Esto se complementa con la histórica concentración (centralización)

* Facultad de Economía, Pontificia Universidad Católica del Perú (e-mail: enver.vargas@pucp.edu.pe)

Este documento es una versión resumida del trabajo de tesis presentado para obtener el grado de bachiller de la Pontificia Universidad Católica del Perú y fue acreedor del segundo puesto en el Concurso de Investigación Para Jóvenes Economistas *Luis Felipe De las Casas Grieve* 2010 - 2011.

El autor agradece la impecable labor de la profesora Ysabel Murga como asesora de la investigación. Asimismo, se agradece los valiosos comentarios de Kurt Burneo, Luis Bendejú y Alan Sánchez. Cualquier error u omisión es responsabilidad exclusiva del autor.

económica y espacial en las regiones más productivas (Lima y Callao principalmente), lo que podría tener efectos negativos en la capacidad de generación de producto y empleo, así como de la generación de recursos fiscales en el resto de regiones del país (Gonzales de Olarte y Trelles, 2004).

El argumento de la centralización espacial se refuerza aún más al analizar los flujos migratorios al interior del país, donde históricamente la región con mayores flujos de inmigrantes ha sido Lima. En el periodo de 1993 a 2007 la tasa de crecimiento del flujo de inmigrantes a Lima fue de 18.6%, una de las más altas en comparación con el resto de regiones. Asimismo, las tres regiones más productivas (incluyendo Lima) recibieron el 67.5% del flujo de inmigrantes. Es decir, la dirección de los flujos migratorios está parcialmente determinada por la centralización económica del país.

En el año 2002 se implementó la nueva Ley de Bases de la Descentralización, la cual establece tres niveles de gobierno (central, regional y municipal) y sus competencias. Como resultado de esta ley se dotó de nuevas funciones y recursos fiscales a los gobiernos regionales.¹ En este nuevo contexto, un tipo de intervención por la cual el gobierno ayudaría a revertir la centralización económica y espacial es a través de su incidencia en el gasto público (Gonzales de Olarte y Trelles, 2004). Con esta premisa, la pregunta que intenta responder esta investigación es ¿cuál ha sido el impacto del gasto público regional sobre las decisiones de migración interna?

Con el objetivo de responder esta pregunta, se estudian los determinantes de la migración interna en el Perú, poniendo énfasis en el rol del gasto público, el cual se considera informativo de la calidad y cantidad de los bienes públicos disponibles en una región. Existen diversos factores estructurales que determinan los procesos migratorios. Por ejemplo, la evidencia internacional menciona las diferencias salariales, las características específicas de la región de origen y las de destino, los niveles de desempleo regional, los niveles de capital humano e, incluso, algunas características propias de cada individuo (véase Greenwood, 1975, 1985, 1997; Borjas, 2001; Ebanks, 1993; Aroca, 2004). En este estudio se toma como base el modelo teórico y la especificación empírica propuesta por Aroca y Hewings (2002). Conceptualmente, la decisión de migración se plantea como un proceso de maximización de utilidad en el cual los individuos comparan las condiciones prevalentes en la región de origen con aquellas ofrecidas en las posibles regiones de destino. La especificación empírica pone énfasis en la relación entre distintos conceptos de gasto público (económico y social) y la probabilidad relativa de migrar a nivel regional. El análisis utiliza datos de los censos nacionales de los años 1993 y 2007, combinados con información de gasto público del Sistema Integrado de Administración Financiera (SIAF).

Cabe destacar que los estudios que tratan los determinantes de la migración interna en Perú son escasos y no abordan directamente el rol del gasto público (Gonzales de Olarte, 1988; Sabates, 2000; Laszlo y Santor, 2002; Yamada, 2010). Asimismo, el presente trabajo contribuye con la literatura en tanto toma en cuenta la distribución espacial de las regiones como parte del análisis, reduciendo así el riesgo de obtener estimaciones sesgadas (Rowe y Aroca, 2008; Pellegrini y Fotheringham, 2002).

Los resultados muestran que el gasto público tiene una incidencia significativa sobre las decisiones de traslado de los migrantes. Si bien no se puede descartar posibles problemas de variable omitida, cabe destacar que la estimación controla por una serie de aspectos que podrían estar correlacionados con el gasto público regional. Dada la naturaleza regresiva del gasto público en el Perú, un corolario es que la manera en que el gasto público se distribuye entre las distintas regiones del país no estaría contribuyendo a la generación de incentivos para promover la migración hacia las regiones más pobres del país.

El resto del documento está organizado de la siguiente manera. La sección 1 presenta hechos

¹ Dado que el ingreso presupuestario sigue dependiendo, en gran medida, de los recursos ordinarios del tesoro público, aún persiste una fuerte incidencia del gobierno central.

estilizados, poniendo énfasis en las principales características de los patrones migratorios en los periodos para los que existe información disponible, a la vez que se presenta la evolución del gasto público en el actual contexto de descentralización. La sección 2 plantea el marco teórico de la investigación, la metodología empírica y presenta una breve descripción de los datos utilizados. La sección 3 expone los resultados encontrados y la sección 4 presenta las conclusiones.

1 HECHOS ESTILIZADOS

Durante la última década se pueden observar patrones diferenciados en las tasas de crecimiento del PBI de las regiones. Para el periodo de 2001 a 2007, las regiones con mayor PBI per cápita al inicio de ese periodo (Moquegua, Lima, Tacna y Arequipa) obtuvieron las mayores tasas de crecimiento (4.4%, 4.6%, 3.2% y 6.0%, respectivamente), mientras que las regiones de menor ingreso medio (Puno, Huancavelica y Huánuco) obtuvieron tasas por debajo del promedio nacional (3.6%, 1.0% y 2.4%, respectivamente). Al respecto, diversos estudios que cubren distintos periodos de tiempo contrastan la hipótesis de convergencia para Perú y no encuentran evidencia de convergencia absoluta (Agüero, 1999; Gonzales de Olarte y Trelles, 2004; Chirinos, 2008).² Las principales causas que explicarían este resultado se relacionan con las oportunidades para la generación de empleo, las dotaciones iniciales, así como otras características específicas de cada región.³

Un factor de interés en el presente trabajo es la movilidad de capital humano a través de los flujos migratorios entre regiones, debido a sus posibles efectos sobre las tasas de crecimiento regional. Los flujos migratorios afectarían demográficamente a regiones de crecimiento intermedio y pequeño y podrían coadyuvar al desarrollo de centros industriales regionales, lo que a su vez puede llevar a incrementos sustanciales de la productividad. Los tres últimos censos nacionales (1981, 1993 y 2007) permiten la obtención de información estadística sobre migración para periodos de corto plazo, cuyos resultados se muestran en los dos primeros paneles del Gráfico 1 (p. 70).⁴

En los Gráficos 1(a) y 1(b) se presentan las tasas de inmigrantes y emigrantes para los periodos 1988-1993 y 2002-2007, respectivamente. Los resultados muestran que el saldo neto del flujo de migrantes a nivel regional⁵ tiene una tendencia decreciente que pasó del 6.8% del total de la población en 1993 al 5.2% en el 2007, que una tendencia también documentada a nivel Latinoamericano (Rodríguez, 2008). Por otro lado, los patrones migratorios recientes tienen una marcada tendencia a la generación de flujos migratorios netos negativos.

Los datos del primer periodo, Gráfico 1(a), muestran que las regiones que se encontraban geográficamente más alejadas del centro del Perú (Tacna, Puno, Madre de Dios, Loreto) son las que resultaron ser más atractivas. Una explicación subyacente a este comportamiento se asocia con el hecho que estas regiones no se vieron afectadas directamente por la violencia de los grupos terroristas. En el periodo más reciente, Gráfico 1(b), esta tendencia ha cambiado, dejando a Madre de Dios como la región que atrajo relativamente más migrantes, con un saldo neto de 13.2%. Los factores económicos que reflejan los factores de atracción a esta región, están fundamentados por el crecimiento de la construcción y del sector minero.⁶

² Para resultados empíricos a nivel Latinoamericano revisar Cuervo (2004).

³ El concepto de convergencia condicional toma en cuenta estos aspectos. Sin embargo, la evidencia de la existencia de este tipo de convergencia para Perú es mixta (ver estudios antes citados).

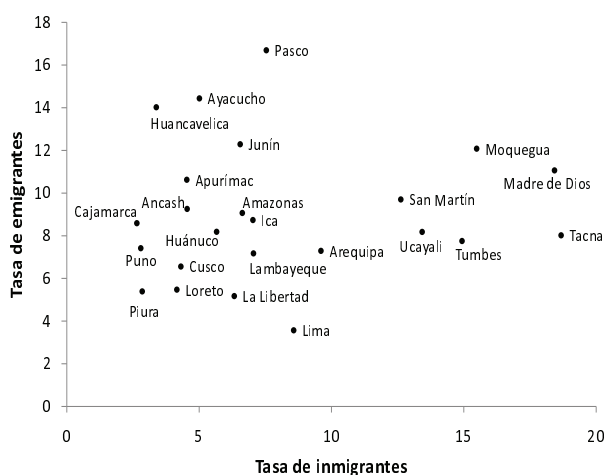
⁴ En todos los censos se hace una pregunta acerca del lugar de residencia, y una sobre el lugar de residencia cinco años atrás.

⁵ Saldo neto del flujo de migrantes = (Número de inmigrantes – Número de emigrantes) / Población cuando se realizó el censo.

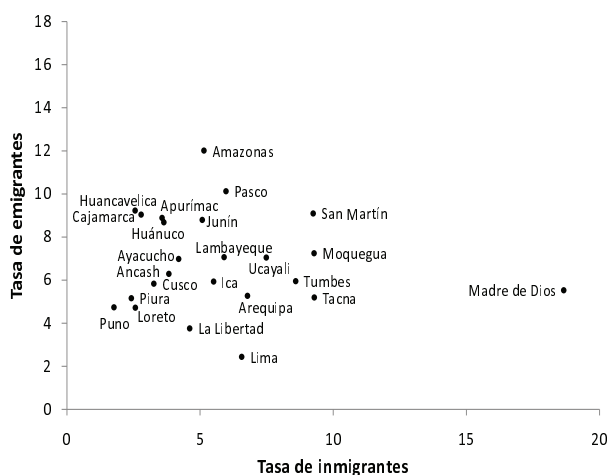
⁶ Yamada (2010) aduce las causas del crecimiento de esta región al *boom* minero, el cual se extendió hacia otros sectores.

GRÁFICO 1. Migración interna, PBI per cápita y gasto público per cápita

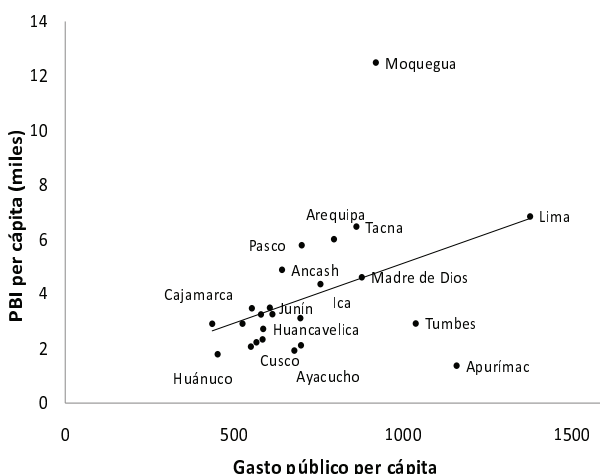
(a) Tasas de inmigrantes y emigrantes, 1988-1993



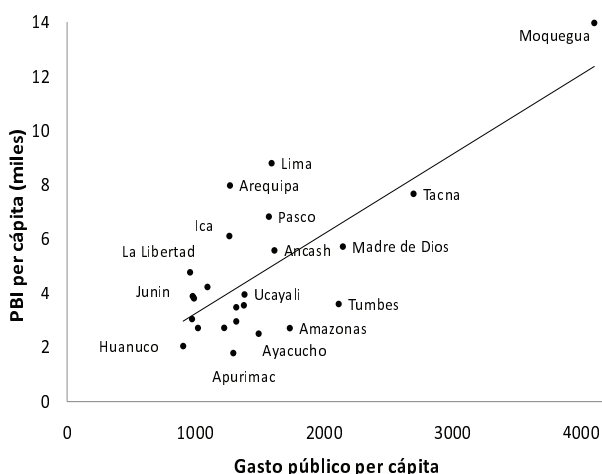
(b) Tasas de inmigrantes y emigrantes, 2002-2007



(c) PBI y gasto público per cápita, 2002



(d) PBI y gasto público per cápita, 2007

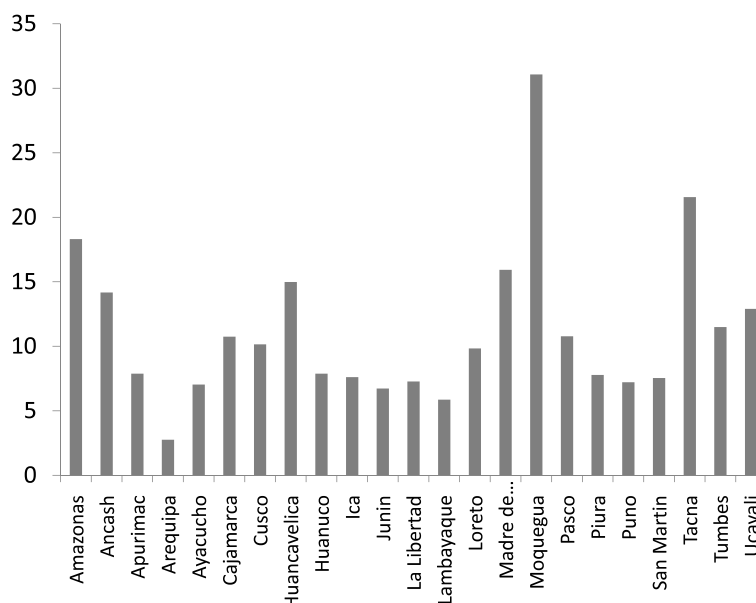


FUENTE: INEI-Censos Nacionales 1993 y 2007 y MEF-SIAF (2002 y 2007).

La segunda región con el mayor flujo neto positivo es Lima (4.1%), lo que sugiere que esta región tiene factores predominantemente atractivos para el migrante interno. Por otro lado, regiones como Amazonas, Huancavelica, Pasco y Cajamarca son las que menor flujo neto presentan, lo cual es coherente con las características de su estructura productiva y mercado laboral (Yamada, 2010). Además, resalta el hecho que estas regiones son las que poseen una menor concentración de la población (densidad poblacional baja), por lo que resulta poco probable que se puedan generar centros alternativos de crecimiento que permitan equiparar la desigualdad productiva de estas zonas.

Otra variable importante por considerar en el análisis es el gasto público regional. En los Gráficos 1(c) y 1(d) se muestra la relación entre el gasto público per cápita y el PBI per cápita para los años 2002 y 2007, respectivamente. El gasto público reportado excluye los servicios de pago de deuda (procesos de recaudación centralizados), defensa y seguridad nacional (soberanía e integridad territorial principalmente) y relaciones exteriores. Tal exclusión se debe a que son rubros centralizados por naturaleza y a que no afectan directamente el proceso de decisión del migrante interno.

Se observa que las regiones más productivas son las que reciben mayor gasto público. La regresividad del gasto público se observa de manera superlativa en la región Lima, la cual posee niveles de gasto

GRÁFICO 2. Tasa de crecimiento del gasto público per cápita regional respecto a Lima (2002 a 2007)

FUENTE: SIAF, MEF. Elaboración propia.

público muy superiores al resto de regiones.⁷ A su vez, no se observan cambios sustanciales que corrijan este sesgo, ya que durante el periodo de 2002 a 2007 la gran mayoría de regiones registra niveles inferiores al 20% del gasto público per cápita de la región Lima, como se aprecia en el Gráfico 2 (p. 71). Las causas detrás de este comportamiento están relacionadas a factores demográficos (aproximadamente la tercera parte de la población vive en Lima) y también al sistema de transferencias fiscales de los gobiernos regionales, el cual muestra cierta regresividad dado que las regiones más pobres reciben relativamente menores transferencias presupuestales (Vega, 2008).

2 ASPECTOS METODOLÓGICOS

Modelo teórico

Se postula que el gasto público tiene una incidencia significativa sobre las decisiones de traslado de los migrantes, en la medida que éstos consideran los servicios públicos como un factor relevante al momento de evaluar trasladarse a posibles regiones de destino. Bajo este mecanismo, la decisión del migrante se vería influenciada por la composición del gasto público. Tal situación explicaría una de las causas por las cuales los flujos migratorios tienden a concentrar demográficamente las regiones más productivas del país, lo que refuerza la centralización económica y espacial.

Para evaluar la relación entre el gasto público y los procesos migratorios, se propone un modelo gravitacional de migración, el cual es fundamentado por la teoría del consumidor. El modelo es tomado de Aroca y Hewings (2002), donde se plantea que los potenciales migrantes, en el proceso de tomar la decisión de migrar, comparan los salarios de cada una de las regiones, así como una serie de características de la región de origen y las regiones de destino. La decisión de migrar de la región i a la región j se puede plantear como un problema de optimización donde se maximiza $U_{ij}(X_j, T_j, Z_j)$ sujeto a $I_j \geq Q_x X_j + Q_T T_j$, donde X_j es el conjunto de bienes que el migrante demanda en j , T_j es una variable dicotómica que toma

⁷ Se debe tomar en consideración que los valores atípicos observados en los Gráficos 1(c) y 1(d) provienen de las regiones de Moquegua y Tacna, las cuales tienen datos sobredimensionados de PBI.

el valor de 1 si se decide migrar de i a j y 0 en otro caso, Z_j son otras características de j tomadas en cuenta por el individuo, I_j es el ingreso esperado del individuo en j y Q_x y Q_T son los precios de los bienes y del transporte, respectivamente. Si la región de origen es i , entonces la función de utilidad indirecta para los individuos que están evaluando trasladarse puede ser representada por

$$V_j = V_{ij}(Q_x, Q_T, I_j, Z_j) + e_{ij}, \quad (1)$$

donde e_{ij} es un error estocástico. En este esquema el individuo compara la utilidad que le generan en cada una de las regiones (incluyendo la de origen) con todas las posibles combinaciones y elige la que le proporciona la utilidad más alta. Este proceso de selección puede ser representado como una selección fundamental más un error estocástico (el cual se asume que tiene una distribución de valor extremo generalizado) con lo que se obtiene la siguiente especificación logística, que representa la probabilidad de que un trabajador se mueva de la región i a la región j :

$$P_{ij} = \frac{\exp(V_{ij})}{\sum_{k=1}^n \exp(V_{ik})}, \quad (2)$$

donde P_{ij} es la probabilidad de traslado entre una región y otra, V_{ij} es la función de utilidad a la que cada individuo está sujeto, y n es el número de alternativas de traslado.

Por su parte, dado que se trabaja con datos agregados por regiones – en lugar de datos a nivel del individuo – es necesario implementar la restricción que $\sum_{j=1}^n P_{ij} = 1$, para todo i . Asimismo, normalizando la utilidad de mantenerse en la región actual $V_{ii} = 0$ y tomando logaritmos a ambos lados se tiene que $\ln(P_{ij}/P_{ii}) = V_{ij}$.

Metodología empírica

Siguiendo a Aroca y Hewings, se asume una función de utilidad indirecta V_{ij} lineal en sus argumentos, por lo que se llega a la siguiente expresión:

$$\ln\left(\frac{P_{ij}}{P_{ii}}\right) = \alpha_1 + \alpha_2 D_{ij} + \alpha_3 w_{ij} + (Z_j - Z_i)\beta + u_{ij}, \quad (3)$$

donde D_{ij} es la distancia entre la región i y la región j , w_{ij} es el diferencial salarial entre i y j , el diferencial $Z_j - Z_i$ denota las diferencias entre un conjunto de características de i y j y, finalmente, u_{ij} es un error aleatorio. Para nuestros fines el diferencial $Z_j - Z_i$ es importante pues captura una serie de determinantes de la migración identificados en la literatura (Greenwood, 1975, 1985, 1997; Aroca, 2004). Asimismo, aquí se incluye el gasto público como uno de los criterios considerados en la decisión de migración, distinguiendo entre los siguientes rubros: educación, salud, vivienda y transporte. La razón de ello es que el gasto público es una *proxy* de la disponibilidad de bienes públicos de las regiones.

Cabe destacar que para estimar la ecuación (3) es necesario calcular la probabilidad de migrar de una región i a una región j , para todas las combinaciones de i y j posibles, descontando el caso en el cual $i = j$. Dado que se trabaja con datos macro y que el Perú se divide en 24 regiones, ello implica que habrá $24^2 - 24 = 552$ observaciones de la variable dependiente.

La literatura que evalúa este tipo de modelos propone que una adecuada especificación debe considerar una medida de la estructura espacial de las regiones (Rowe y Aroca, 2008; Boots y Kanaroglou, 1988; Cushing y Poot, 2003). Ello debido a que las características de las regiones colindantes pueden tener un efecto directo sobre la decisión de los individuos en las regiones vecinas. Para lidiar con este problema, siguiendo a Aroca y Hewings, se incluye la variable S_{ij} que representa la conectividad espacial que existe

entre i y j . Esta variable se obtiene a partir de una matriz de conectividad entre las regiones, en donde cada elemento es 1 si las regiones son contiguas y 0 en otro caso. Luego, se toma el vector propio principal de esta matriz, aquél asociado con el máximo valor propio. Cada elemento v_j de este vector mide la ubicación relativa de cada región respecto al centro geográfico del país y su conectividad, y toma valores en el intervalo $[0, 1]$. Mientras más cercanos estén los valores de v_j a 1, existe una alta conectividad al centro del país y mientras más cercano a 0, existe una baja conectividad. En base a estos argumentos, S_{ij} se define como:

$$S_{ij} = 100 \left(\frac{v_j - v_i}{v_j + v_i} \right). \quad (4)$$

Por otro lado, la especificación del modelo propone una distribución al término de perturbación de valor extremo generalizado, con lo que se obtiene un modelo logístico multinomial (Aroca y Hewings, 2002; Christiadi y Cushing, 2007). Sin embargo, esta especificación asume el supuesto de independencia de alternativas irrelevantes (IAI), el cual suele ser muy restrictivo cuando los potenciales migrantes toman su decisión entre muchas alternativas, por lo que será necesario evaluar su cumplimiento.

Descripción de los datos

La variable dependiente se construyó utilizando información del Censo Nacional 2007. Dado que en el censo se hace una pregunta acerca del lugar de residencia y una sobre el lugar de residencia cinco años atrás, es posible construir una matriz de migración regional para el periodo de 2002 a 2007. La probabilidad relativa de trasladarse de una región a otra se aproximó a partir del ratio de migrantes y no migrantes.

En el caso de la variable independiente de interés, gasto público regional, se utilizó datos del Sistema Integrado de Administración Financiera (SIAF) para los años 2002 y 2007. Se utilizó la definición de gasto público propuesta por Shack y Salhuana (1999), la cual distingue entre gasto público en educación, salud, vivienda y transporte.⁸ Las variables finalmente incluidas en el modelo corresponden al logaritmo del gasto público promedio en cada uno de estos rubros en el periodo de 2002 a 2007.

El diferencial de salarios se construyó a partir de información de la Encuesta Nacional de Hogares. En particular, se usa el ingreso laboral de los individuos por regiones. Esta información proviene del Modulo 500 de los años 2002 y 2007. Se consideró el ingreso laboral líquido deflactado e imputado, el pago en especies y, en el caso de ocupaciones independientes, la ganancia neta. La fuente y descripción del resto de variables independientes consideradas para la estimación se detalla en el Cuadro 1 (p. 74).

3 RESULTADOS

El Cuadro 2 (p. 75) reporta el resultado de seis especificaciones alternativas. En las primeras cuatro especificaciones el gasto público de cada uno de los rubros seleccionados se añade por separado. En la columna 5 se incluye todas las definiciones de gasto público a la vez. Finalmente, en la columna 6 se incluye una definición de gasto público agregado (suma de los rubros educación, salud, vivienda y transporte). Las especificaciones propuestas explican entre el 85% y el 87% de la varianza de la probabilidad relativa de migrar. Sobre la idoneidad de la especificación del modelo, en el Cuadro 4 (p.

⁸ Se definió una cadena secuencial del gasto que va desde gasto público general, hasta los sub-programas específicos de ejecución en educación, salud y vivienda para el gasto público social y los sub-programas de infraestructura de transporte para el gasto económico. Cada una de estas variables fue construida en base al monto girado, que es la aproximación más cercana a los niveles de ejecución, con la intención de capturar los efectos reales de estas variables.

CUADRO 1. Descripción de las variables utilizadas en el modelo

Variable	Descripción	Fuente
Migración interna	Pregunta en el censo acerca del lugar de residencia actual y el lugar de residencia cinco años atrás (por regiones).	Censo Nacional 2007 (INEI)
Distancia Distancia al cuadrado	Aproximación de costos de transporte. Distancia en kilómetros de carretera entre capitales regionales.	Ministerio de Transportes y comunicaciones (MTC)
Conectividad espacial	Matriz de conectividad para evaluar la estructura espacial de las regiones. 1 para regiones colindantes y 0 de otro modo.	Mapa regional del Perú
Diferencial salarial	Aproximación por PBI per cápita regional e ingresos. Se considera ingresos laborales deflactados e imputados, ganancias netas de independientes, entre otras.	Cuentas Nacionales (INEI, 2008) y ENAHO (2002-2007)
Tasa de desempleo	Aproximación de la demanda de trabajo. Tasa de desempleo promedio (2002 - 2003) y tasa rezagada (2001).	Compendio estadístico, INEI (2009)
Clasificaciones de gasto público	Se definió una cadena secuencial del gasto, que va hasta los subprogramas específicos de ejecución educación, salud y vivienda (GP Social) y los subprogramas de infraestructura de transporte (GP Económico).	Sistema Integrado de Administración Financiera (SIAF)
Índice de estructura regional (IER)	Incluye años promedio de estudios de población de 15 a más años por regiones y porcentajes de urbanización por región. Estas variables son normalizadas (ver nota).	Compendio estadístico, INEI (2009)

NOTA: El Índice de estructura regional (IER) se define como $IER = (CH + URB)/2$, donde el capital humano es $CH = (CH_i - CH_{min})/(CH_{max} - CH_{min})$ y la urbanización es $URB = (URB_i - URB_{min})/(URB_{max} - URB_{min})$. Las características del indicador consideran las regiones que más y menos años de educación y grado de urbanización poseen.

79, Anexo) se presenta los resultados de la prueba de Hausman y McFadden (1984) para el contraste de IAI. Los resultados indican que no se tiene evidencia para rechazar este supuesto. A su vez, en el Cuadro 5 (p. 79, Anexo) se presentan los resultados del estadístico I de Moran global para los datos utilizados con la intención de verificar problemas de dependencia espacial (Anselin, 1988). Los resultados muestran que las variables del modelo no presentan autocorrelación espacial, con excepción de la variable electrificación.

En cuanto al impacto del gasto público sobre la decisión de migrar, al utilizar la variable de gasto público agregado (columna 6) se observa que ésta tiene un efecto significativo sobre la probabilidad relativa de migrar. Los resultados tienen los signos esperados. Es decir, *ceteris paribus*, un mayor gasto público en la región de origen reduce la probabilidad de emigrar, mientras que un mayor gasto público en la región de destino incrementa esta probabilidad. Ello se interpreta como evidencia de que los individuos se trasladan a aquellas regiones donde las provisiones de bienes y servicios públicos son mayores.

Por otro lado, al incluir cada rubro de gasto por separado se observan patrones diferenciados. En el caso de gasto público en educación (columna 1), el coeficiente asociado a la región de origen tiene signo negativo, es decir a mayor gasto público en la región de origen menor es la probabilidad relativa de emigrar, mientras que a mayor gasto público en la región de destino, mayor es la probabilidad relativa. Un comportamiento similar se observa para la variable de gasto público en salud (columna 2). Por otro lado, con relación a las variables de gasto público en vivienda y transporte (columnas 3 y 4) no se observa la relación esperada: se encuentra que a mayor gasto público en vivienda en la región de destino se reduce la probabilidad relativa de emigrar, mientras que una relación similar se observa con el gasto público en

CUADRO 2. Resultados de la estimación

Variables	Variable dependiente: $\ln(P_{ij}/P_{ii})$											
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)						
Distancia	-0.13 *** (-5.09)	-0.13 *** (-5.22)	-0.15 *** (-5.84)	-0.14 *** (-5.72)	-0.16 *** (-6.71)	-0.13 *** (-5.06)						
Distancia ²	0.00 (-0.07)	0.00 (-0.09)	0.00 (0.46)	0.00 (0.04)	0.00 (0.92)	0.00 (-0.08)						
Población <i>i</i>	0.16 *** (4.32)	0.22 *** (4.42)	0.03 (1.27)	-0.06 * (-2.57)	0.11 * (2.07)	0.15 ** (3.26)						
Población <i>j</i>	0.17 *** (4.04)	0.11 (1.8)	0.40 *** (13.18)	0.30 *** (10.42)	0.10 (1.63)	0.15 ** (2.86)						
Electrificación <i>i</i>	0.29 (0.67)	0.31 (0.74)	0.32 (0.76)	-0.56 (-1.24)	-0.69 (-1.55)	0.50 (1.16)						
Electrificación <i>j</i>	0.86 * (2.13)	0.95 * (2.26)	1.21 ** (2.78)	0.87 * (1.97)	0.66 (1.65)	0.91 * (2.17)						
IER <i>i</i>	0.34 (0.81)	0.33 (0.80)	-0.09 (-0.21)	1.38 ** (2.84)	1.63 *** (3.46)	0.19 (0.44)						
Conectividad	0.00 * (2.46)	0.00 (0.40)	0.00 * (2.31)	0.00 * (2.51)	0.00 ** (2.73)	0.00 ** (2.86)						
Desempleo rezagado <i>i</i>	-4.58 * (-2.07)	-5.28 * (-2.32)	5.55 (1.81)	-1.36 (-0.61)	4.74 (1.81)	4.26 (1.89)						
Desempleo rezagado <i>j</i>	-4.69 * (-2.26)	-3.93 * (-1.85)	-4.93 * (-2.08)	-7.30 *** (-3.84)	-5.64 * (-2.47)	-4.47 * (-2.06)						
Ingresos (<i>i</i> - <i>j</i>)	0.61 * (2.38)	0.57 * (2.21)	0.09 (0.36)	0.51 * (2.02)	0.70 ** (2.80)	0.60 * (2.26)						
GP Educación <i>i</i>	-0.43 *** (-4.04)				-0.32 (-1.37)							
GP Educación <i>j</i>	0.54 *** (4.29)				0.31 (1.04)							
GP Salud <i>i</i>		-0.52 *** (-4.15)			-0.21 (-0.72)							
GP Salud <i>j</i>		0.58 *** (3.84)			0.66 (1.79)							
GP Vivienda <i>i</i>			-0.06 (-0.83)		-0.05 (-0.57)							
GP Vivienda <i>j</i>			-0.32 ** (-3.08)		-0.60 *** (-5.96)							
GP Transporte <i>i</i>				0.37 *** (5.07)	0.43 *** (5.90)							
GP Transporte <i>j</i>				0.03 (0.31)	-0.02 (-0.28)							
GP Agregado <i>i</i>						-0.37 ** (-2.8)						
GP Agregado <i>j</i>						0.56 *** (3.61)						
Constante	-8.26 ** (-2.64)	-7.32 * (-2.13)	-0.76 (-0.39)	-13.30 *** (-6.58)	-10.88 ** (-3.22)	-9.82 ** (-2.66)						
Observaciones	552	552	552	552	552	552						
R cuadrado ajustado	0.86	0.86	0.85	0.86	0.87	0.85						

NOTAS: *i* = región de origen; *j* = región de destino. Estadístico *t* entre paréntesis. Nivel de significación: *10%, *5%, ***1%.

CUADRO 3. Resultados de la estimación con variables en diferencias

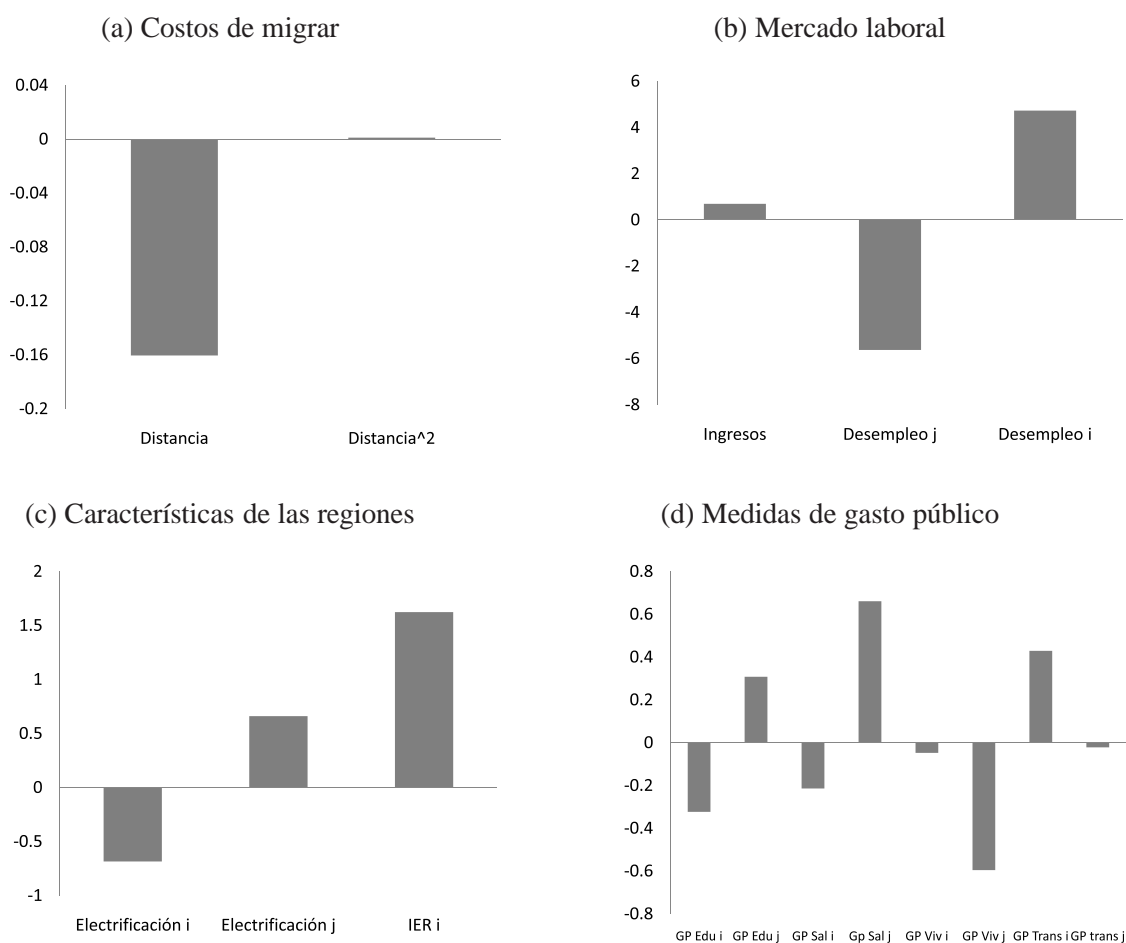
Variables	Variable dependiente: $\ln(P_{ij}/P_{ii})$									
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)				
Distancia	-0.14 *** (-5.7)	-0.14 *** (-5.79)	-0.14 *** (-5.66)	-0.15 *** (-5.93)	-0.14 *** (-5.62)	-0.14 ***				
Distancia ²	0.00 (0.17)	0.00 (0.21)	0.00 (0.18)	0.00 (0.22)	0.00 (0.19)	0.00				
Población <i>j</i>	0.18 *** (5.96)	0.12 ** (2.93)	0.34 *** (14.76)	0.38 *** (17.98)	0.18 *** (5.01)	0.18 ***				
Población <i>i</i>	0.17 *** (6.09)	0.23 *** (6.02)	0.02 (0.88)	-0.03 (-1.28)	0.17 *** (4.98)	0.17 ***				
Electrificación (<i>i - j</i>)	0.39 (1.31)	0.41 (1.37)	0.45 (1.44)	0.58 * (1.99)	0.28 (0.94)	0.28				
IER <i>i</i>	1.03 *** (4.22)	1.07 *** (4.40)	0.80 ** (3.08)	1.13 *** (4.36)	0.96 *** (3.87)	0.96 ***				
Conectividad	0.00 ** (2.78)	0.00 * (2.01)	0.00 (1.25)	0.00 ** (2.70)	0.00 (1.05)	0.00				
Desempleo rezagado <i>j</i>	-5.00 * (-2.52)	-4.25 * (-2.09)	-7.67 *** (-3.39)	-7.65 *** (-4.07)	-4.93 * (-2.38)	-4.93 *				
Desempleo rezagado <i>i</i>	-4.23 (-1.93)	-4.98 * (-2.24)	0.42 (0.15)	-0.95 (-0.41)	-3.80 (-1.70)	-3.80				
Ingresos (<i>i - j</i>)	0.81 *** (3.68)	0.78 *** (3.60)	0.47 * (2.09)	0.37 (1.69)	0.82 *** (3.62)	0.82 ***				
GP Educación (<i>i - j</i>)	0.49 *** (6.02)									
GP Salud (<i>i - j</i>)		0.54 *** (5.75)								
GP Vivienda (<i>i - j</i>)			-0.07 (-1.06)							
GP Transporte (<i>i - j</i>)				-0.23 *** (-4.22)						
GP Agregado (<i>i - j</i>)					0.45 *** (4.49)	0.45 ***				
Constante	-5.76 *** (-32.11)	-5.78 *** (-32.11)	-5.85 *** (-31.13)	-5.89 *** (-31.84)	-5.78 *** (-31.65)	-5.78 ***				
Observaciones	552	552	552	552	552	552				
R cuadrado ajustado	0.86	0.86	0.86	0.86	0.86	0.86				

NOTAS: *i* = región de origen; *j* = región de destino. Estadístico *t* entre paréntesis. Nivel de significación: *10%, *5%, ***1%.

transporte en la región de origen. Al incluir todas las variables simultáneamente (columna 5) los signos de los coeficiente no cambian de manera importante pero los resultados pierden significación estadística.

Como prueba de robustez, se reestimó todas las especificaciones con las variable de gasto público en diferencias (es decir el gasto público de la región de origen menos el gasto público de la región de destino). Los resultados se reportan en el Cuadro 3. Para el gasto público en educación, salud y en el agregado se obtienen coeficientes positivos y significativos, lo que evidencia la robustez de los resultados obtenidos.

En relación a las otras variables incluidas en el modelo, tomando como referencia los resultados de la columna 5 del Cuadro 2, se observa que los coeficientes asociados a la tasa de desempleo rezagada tienen los signos esperados, por lo que se genera evidencia que la migración ha sido de carácter especulativo principalmente, al tener estas tasas un efecto retardado sobre la decisión de migrar (Molho, 1986). Por su parte, el signo del coeficiente del diferencial de ingresos muestra que los individuos se trasladan a

GRÁFICO 3. Elasticidad de los coeficientes estimados

aquellas regiones donde los ingresos son relativamente mayores. Los coeficientes asociados a la variable distancia tienen el signo esperado, evidenciando que los costos de transporte y los de información tienden a incrementarse cuando existe una mayor lejanía geográfica entre distintas regiones, por lo que la migración se reduce partiendo del desconocimiento de las condiciones estructurales de las regiones.

El coeficiente asociado a la variable electrificación (*proxy* de la concentración productiva) solo es estadísticamente significativo en la región de destino. Como consecuencia de la presencia de autocorrelación espacial, la relación encontrada muestra que los individuos muestran una mayor propensión a migrar hacia regiones donde existe mayor concentración de capital físico, donde también existirían mayores niveles de empleo adecuado. El coeficiente asociado al índice de estructura regional (IER) – que incluye el grado de escolaridad promedio y el coeficiente de urbanización – también es significativo y con el signo esperado, aunque pierde significación en algunas de las especificaciones alternativas. Finalmente, la medida de conectividad espacial es estadísticamente significativa, por lo que se comprueba que los efectos espaciales de las regiones son importantes al momento de evaluar la decisión de migrar de los individuos.

El Gráfico 3 reporta la elasticidad de los coeficientes estimados previamente, los cuales son una medida aproximada del impacto del cambio de las variables explicativas sobre la probabilidad relativa de migrar. En relación a las variables de gasto público, por cada punto porcentual de incremento en el gasto público en salud en la región de destino, la probabilidad relativa de emigrar se incrementa en 0.6%. Un comportamiento similar se observa en el gasto público en educación aunque en una menor magnitud

(0.3%). En relación al mercado laboral se observa que las tasas de desempleo tienen un impacto mucho más importante que el diferencial de ingresos, lo que sugiere que los individuos se trasladan de una región dada la posibilidad de encontrar un trabajo. Por otro lado, se observa que el Índice de Estructura Regional (IER), que incluye variables de educación y urbanidad, tiene un efecto más importante que el coeficiente de electrificación, generando evidencias que los cambios en los años de educación promedio y el grado de urbanización pueden tener un efecto más importante que la estructura productiva en la decisión de traslado del migrante.

De este modo, se encuentra que las señales del mercado laboral son las esperadas y en línea con lo que la teoría económica plantea (Harris y Todaro, 1970; Molho, 1986). La contrastación empírica muestra resultados similares a los obtenidos por Aroca y Hewings (2002), Aroca (2004), Durán (2005) y Soto y Torche (2004) para la economía chilena, y por Galvis (2002) y Silva y Gonzales (2009) para Colombia. Asimismo, los resultados resaltan la importancia del gasto público como factor relevante para la determinación de los patrones de migración interna.

4 CONCLUSIONES

Los resultados obtenidos evidencian una relación entre el gasto público y los patrones de migración interna en el Perú para el periodo de 2002 a 2007. El mecanismo encontrado muestra que el gasto público tiene una incidencia significativa sobre las decisiones migratorias de la población, consistente con la idea de que esta variable es informativa sobre la cantidad y la calidad de los bienes públicos disponibles en cada región. Un corolario de este resultado es que, dada la naturaleza regresiva del gasto público en el Perú (al menos en la clasificación propuesta), la distribución del gasto público hace que los procesos migratorios tiendan a concentrar demográficamente las regiones más productivas del país y de manera superlativa a la región Lima.

Una recomendación de política que se deriva de este análisis es que se debe poner énfasis en la generación de mecanismos que puedan mejorar la eficiencia del gasto público de tal manera que el proceso de concentración demográfica no refuerce el proceso de concentración económica actualmente existente.

ANEXO: PRUEBAS ESTADÍSTICAS

Independencia de alternativas irrelevantes

Se utilizó la prueba de Hausman y McFadden (1984) que evalúa si las probabilidades relativas de migrar entre regiones cambian cuando un conjunto de regiones desaparecen del conjunto de posibles destinos. La prueba es igual a

$$HM = (\hat{\beta}_T - \hat{\beta}_R)' (\hat{V}_T - \hat{V}_R)^{-1} (\hat{\beta}_T - \hat{\beta}_R) \quad (5)$$

donde los vectores $\hat{\beta}_T$ representan los estimados para la muestra total (que incluye todas las alternativas) con una matriz de covarianzas estimada \hat{V}_T , mientras que los vectores $\hat{\beta}_R$ son los estimados para la muestra restringida con una matriz de covarianzas estimada \hat{V}_R . Bajo la hipótesis nula del cumplimiento de la IAI, HM se distribuye como una variable chi cuadrado.

En los resultados del Cuadro 4 se observa que la mayoría de estadísticos HM estimados son negativos. Este resultado aparece como consecuencia de que la prueba está diseñada para muestras grandes, mientras que en muestras finitas es usual que el rango de las matrices de covarianzas no sea equivalente al número de estimadores por la presencia de errores muestrales. Dada esta limitación, es común asumir en estos

casos que se cumple el supuesto de IAI (véase Fry y Harris, 1996).

CUADRO 4. Prueba de Hausman-McFadden

Región	<i>p-value</i>	H_0	Región	<i>p-value</i>	H_0
Amazonas	0.0002	Se rechaza	Lambayaque	$\chi^2 < 0$	No se rechaza
Ancash	$\chi^2 < 0$	No se rechaza	Lima	$\chi^2 < 0$	No se rechaza
Apurímac	$\chi^2 < 0$	No se rechaza	Loreto	0.0000	Se rechaza
Arequipa	$\chi^2 < 0$	No se rechaza	Madre de Dios	$\chi^2 < 0$	No se rechaza
Ayacucho	0.0000	Se rechaza	Moquegua	$\chi^2 < 0$	No se rechaza
Cajamarca	$\chi^2 < 0$	No se rechaza	Pasco	0.9913	No se rechaza
Cusco	$\chi^2 < 0$	No se rechaza	Piura	$\chi^2 < 0$	No se rechaza
Huancavelica	$\chi^2 < 0$	No se rechaza	Puno	$\chi^2 < 0$	No se rechaza
Huánuco	$\chi^2 < 0$	No se rechaza	San Martín	$\chi^2 < 0$	No se rechaza
Ica	$\chi^2 < 0$	No se rechaza	Tacna	$\chi^2 < 0$	No se rechaza
Junín	$\chi^2 < 0$	No se rechaza	Tumbes	$\chi^2 < 0$	No se rechaza
La Libertad	$\chi^2 < 0$	No se rechaza	Ucayali	0.9693	No se rechaza

Estadístico I de Moran

Los problemas de dependencia espacial han tomado importancia en modelos que intentan explicar determinantes de la migración interna ya que su persistencia puede sobredimensionar los resultados de la inferencia estadística (Rowe y Aroca, 2008; Silva y Gonzales, 2009). La prueba asume la hipótesis nula de ausencia de autocorrelación espacial. A su vez, pondera los resultados por la matriz de pesos regionales.

Los resultados en el Cuadro 5 muestran que las variables no presentan autocorrelación espacial a excepción del PBI per cápita y el coeficiente de electrificación, lo que indica que para estas variables muestran valores similares en regiones cercanas.

CUADRO 5. Estadístico I de Moran

VARIABLES	Estadístico I	<i>p-value</i>	Rechazo de H_0
Tasa bruta de emigrantes	-0.149	0.214	
Tasa bruta de inmigrantes	-0.169	0.167	
Ingresos	-0.117	0.291	
PBI per cápita	0.184	0.023	Al 5% de significación
Desempleo rezagado	0.095	0.156	
Desempleo promedio	0.045	0.261	
Índice de educación	0.063	0.216	
Coficiente de urbanidad	-0.087	0.375	
Índice de estructura regional	-0.040	0.490	
Electrificación	0.146	0.081	Al 10% de significación
GP en educación	-0.079	0.250	
GP en salud	-0.044	0.490	
GP en vivienda	0.017	0.179	
GP en transporte	0.046	0.220	

REFERENCIAS

- Agüero, J. (1999), “Diferencias regionales de ingresos en el Perú”, SEPIA, VIII Seminario permanente de investigación agraria, edición mimeografiada.
- Anselin, L. (1988), *Spatial Econometrics: Methods and Models*, Kluwer Academic Publishers.
- Aroca, P. (2004), “Migración interregional en Chile modelos y resultados 1987-2002”, CELADE-CEPAL, *Notas de Población*, 31(78), 97-154.
- Aroca, P. y G. J. D. Hewings (2002), “Migration and regional labor market adjustment: Chile 1977-1982 and 1987-1992”, *The Annals Regional Science*, 36(2), 197-218.
- Boots, B. y P. Kanaroglou (1988), “Incorporating the effects of spatial structure in discrete choice models of migration”, *Journal of Regional Science*, 28(4), 495-507.
- Borjas, G. (2001), “Economics of Migration”, en Smelser, N. J. y P. B. Bates (eds.), *International Encyclopedia of the Social and Behavioral Sciences*, Elsevier, sección 34, artículo 38.
- Chirinos, R. (2008), “¿Convergen las regiones en el Perú? Evidencia empírica para el periodo 1994-2007”, XXVI Encuentro de Economistas BCRP.
- Christiadi y B. Cushing (2007), “Conditional logit, IIA, and alternatives for estimating models of interstate migration”, West Virginia University, Regional Research Institute, Research Paper 2007-4.
- Cuervo, L. (2004), “Estudios de convergencia y divergencia regional en América Latina: Balance y perspectivas”, Asociación Española de Ciencia Regional, *Investigaciones Regionales*, 5(1), 29-65.
- Cushing, B. y J. Poot (2003), “Crossing boundaries and borders: Regional science advances in migration modeling”, *Papers in Regional Science*, 83(1), 317-338.
- Durán, G. (2005), “Subsidios de educación: Impacto en la migración y en la convergencia regional”, *Cuadernos de Economía*, 42 (126), 357-385.
- Ebanks, G. E. (1993), *Determinantes Socioeconómicos de la Migración Interna, con Especial Referencia a la Región de América Latina y El Caribe*, CELADE-CEPAL, Serie E 38.
- Fry, T. y M. Harris (1996), “A Monte Carlo study of tests for the independence of irrelevant alternatives property”, *Transportation Research Part B: Methodological*, 30(1), 19-30.
- Galvis, L. (2002), “Determinantes de la migración interdepartamental en Colombia, 1988-1993”, Banco de la República, Documento de trabajo sobre economía regional 29.
- Gonzales de Olarte, E. (1988), *Economías Regionales del Perú*, Instituto de Estudios Peruanos.
- Gonzales de Olarte, E. y J. Trelles (2004), “Divergencia y convergencia regional en el Perú: 1978-1992”, Pontificia Universidad Católica del Perú, Documento de trabajo 231.
- Greenwood, M. J. (1975), “Research on internal migration in the United States: A survey”, *Journal of Economic Literature*, 13(2), 397-433.
- Greenwood, M. J. (1985), “Human migration: Theory, models, and empirical studies”, *Journal of Regional Science*, 25(4), 521-544.
- Greenwood, M. J. (1997), “Internal migration in developed countries”, en Rosenzweig, M. R. y O. Stark (eds.), *Handbook of Population and Family Economics*, Elsevier, vol. 1B, cap. 12, 647-720.

- Harris, J. y M. Todaro (1970), "Migration, unemployment and development: A two sector analysis", *American Economic Review*, 60(1), 126-142.
- Hausman, J. y D. McFadden (1984), "Specification test for the multinomial logit model", *Econometrica*, 52(5), 1219-1240.
- Instituto Nacional de Estadística e Informática – INEI (2008), *Migraciones Internas 1993-2007*, INEI.
- Instituto Nacional de Estadística e Informática – INEI (2009), *Perú: Compendio Estadístico 2009*, INEI.
- Laszlo, S. y E. Santor (2002), "Internal migration and borrowing constrains: Evidence from Peru", edición mimeografiada.
- Molho, I. (1986), "Theories of migration: A review", *Scottish Journal of Political Economy*, 33(4), 396-419.
- Pellegrini, P. y A. Fotheringham (2002), "Modelling spatial choice: A review and synthesis in a migration context", *Progress in Human Geography*, 26(4), 487-510.
- Rodríguez, J. (2008), "Distribución espacial, migración interna y desarrollo en América Latina y el Caribe", *Revista de la CEPAL*, 96(1), 135-155.
- Rowe, F. y P. Aroca (2008), "Migración interregional en Chile: Una perspectiva espacial", Universidad Católica del Norte-IDEAR, edición mimeografiada.
- Sabates, R. (2000), "Job search and migration in Peru", *Journal of Regional Analysis and Policy*, 30(2), 55-79.
- Shack, N. y R. Salhuana (1999), "Ensayando una nueva taxonomía del gasto público en el Perú", MEF, Dirección general de asuntos económicos y financieros, Lima.
- Silva, A. y P. Gonzales (2009), "Un análisis espacial de las migraciones internas en Colombia (2000-2005)", Universidad Militar Nueva Granada, *Investigación y Reflexión*, XVII(1), 123-144.
- Soto, R. y A. Torche (2004), "Spatial inequality, migration, and economic growth in Chile", Instituto de Economía, Pontificia Universidad Católica de Chile, Documento de trabajo 274 .
- Vega, J. (2008), "Análisis del proceso de descentralización fiscal en el Perú", Pontificia Universidad Católica del Perú, Documento de trabajo 266.
- Yamada, G. (2010), *Migración Interna en el Perú*, Fondo Editorial de la Universidad del Pacífico, Documento de trabajo 86.