

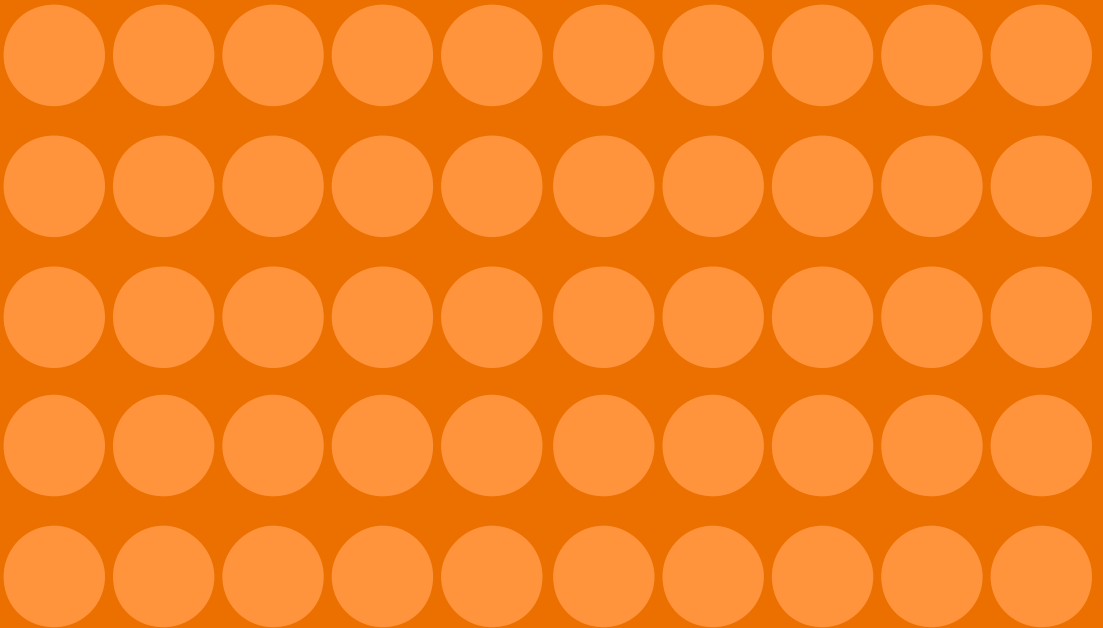
Paul Castillo y Jorge Salas

**Los términos de intercambio como impulsores
de fluctuaciones económicas en economías
en desarrollo: estudio empírico**

Premio de Banca Central Rodrigo Gómez, 2010

**The terms of trade as drivers of economic
fluctuations in developing economies:
an empirical study**

Central Bank Award Rodrigo Gómez, 2010



LOS TÉRMINOS DE INTERCAMBIO COMO
IMPULSORES DE FLUCTUACIONES
ECONÓMICAS EN ECONOMÍAS
EN DESARROLLO: ESTUDIO
EMPÍRICO

Paul Castillo y Jorge Salas

*Los términos de intercambio como
impulsores de fluctuaciones
económicas en economías
en desarrollo: estudio
empírico*

PREMIO DE BANCA CENTRAL RODRIGO GÓMEZ, 2010

Primera edición, 2012

© Centro de Estudios Monetarios Latinoamericanos, 2012
Durango n^o 54, México D. F., 06700
Derechos reservados conforme a la ley
ISBN 978-607-7734-37-6

Impreso y hecho en México
Printed and made in Mexico

Presentación

En septiembre de 1970 los gobernadores de los bancos centrales latinoamericanos, con el fin de honrar la memoria de don Rodrigo Gómez, director general del Banco de México, establecieron un premio anual para estimular la elaboración de estudios que sean de interés para los bancos centrales de la región. El CEMLA se complace en publicar el trabajo *Los términos de intercambio como impulsores de fluctuaciones económicas en economías en desarrollo: estudio empírico*, de Paul Castillo Bardalez y Jorge M. Salas Maldonado, que obtuvo el Premio Rodrigo Gómez 2010.

En esta investigación, los autores usan datos trimestrales de Perú para examinar de manera empírica la relación entre los choques permanentes sobre los términos de intercambio y las fluctuaciones económicas en economías abiertas y pequeñas en desarrollo. Para ello, los autores calcularon un modelo VAR con tendencias estocásticas comunes, siguiendo la metodología descrita en King *et al.* (1991) y en Mellander *et al.* (1992). Los principales hallazgos son que los choques permanentes a los términos de intercambio explican la mayor parte de las fluctuaciones del producto, el consumo y la inversión a largo plazo. Este resultado es robusto para diversas especificaciones alternativas. Además, se muestra que la variabilidad del crecimiento del producto potencial, medido con el componente permanente calculado del PIB, depende en alto grado de las oscilaciones de los términos de intercambio. Sus principales resultados se mantienen sin cambio cuando estiman el modelo con datos de Chile, aunque en ese caso la influencia de los choques de productividad interna permanentes parecen tener mayor significancia que en el caso peruano.

Al editar en español e inglés esta investigación, el CEMLA espera que su difusión represente una contribución para los estudiosos del tema y para aquellos que formulan la política monetaria.

Paul Castillo Bardalez es subgerente de Diseño de Política Monetaria en el Banco Central de Reserva del Perú. Anteriormente fue jefe del Departamento de Políticas del Sector Real, analista del Departamento de Análisis y Programación Financiera y analista del Departamento de Intermediación Financiera no Bancaria. Es doctor en Economía de la London School of Economics and Political Science (Reino Unido, 2007) y Máster en Economía de la misma universidad. Además, siguió estudios de Ingeniería Económica en la Universidad Nacional de Ingeniería (Perú). Es profesor de la Maestría en Economía de la Universidad del Pacífico, del Programa de Ingeniería Económica de la Universidad Nacional de Ingeniería, y del Programa de Economía de la Universidad de Piura. Ha realizado y publicado diversas investigaciones sobre temas como: macroeconomía, política monetaria, y economía aplicada. Asimismo, ha presentado sus investigaciones en diversas conferencias académicas internacionales. En 2006 ganó junto con Diego Winkelried el Premio de Banca Central Rodrigo Gómez, con el estudio titulado *¿Por qué la dolarización es persistente?*

Jorge M. Salas Maldonado es analista de la Subgerencia de Diseño de Política Monetaria del Banco Central de Reserva del Perú. Actualmente realiza estudios de posgrado en la University of Maryland, Estados Unidos. Cursó el Programa de Estudios Avanzados en Economía Internacional del Kiel Institute for the World Economy (Alemania). Es bachiller en Economía de la Universidad del Pacífico (Perú). Además, ha participado en diversos cursos y conferencias académicas internacionales: sus áreas de interés son la política monetaria y la economía internacional.

Los autores agradecen a Rainer Schweickert y a Gabriel Rodríguez por sus útiles comentarios, así como a los participantes de seminarios en el Banco Central de Reserva del Perú y el Kiel Institute for the World Economy.

Las opiniones expresadas en este estudio corresponden a los autores y no reflejan las opiniones del Banco Central de Reserva del Perú, el CEMLA o sus respectivas autoridades.

1. Introducción

La relación entre los términos de intercambio –definida como el precio de las exportaciones en relación con el precio de las importaciones– y las fluctuaciones macroeconómicas es un tema importante en el estudio de los ciclos económicos y el crecimiento económico en economías pequeñas y abiertas. De acuerdo con una serie de artículos [consultar por ejemplo, Mendoza (1995), Easterly *et al.* (2001) y Beker y Mauro (1995)], esto es claramente más relevante para los países en desarrollo debido a la dependencia que tienen de los bienes de capital importados y la concentración de productos básicos en la composición de sus exportaciones.¹

El episodio de aumento de los precios de las materias primas que se dio a mediados del primer decenio de los dos mil ilustra con nitidez la noción de que los choques de términos de intercambio son un impulsor clave de las fluctuaciones económicas en las economías emergentes.² En estas circunstancias, en particular desde el año 2000 y aproximadamente hasta el estallido de la crisis *subprime* de 2008 los precios de los productos básicos aumentaron cerca del 75% en términos reales [ver el capítulo 5 en FMI (2008)]. En paralelo a este auge mundial de productos básicos, tanto los volúmenes de exportación como los niveles de consumo, inversión y producto aceleraron su marcha a tasas impresionantes en los países en desarrollo. De esa manera, por ejemplo, de acuerdo con FMI (2008), el crecimiento de los mercados emergentes y de las economías en desarrollo fue del 7.9% en el 2006, mientras que el producto en las economías avanzadas sólo aumentó 3.1%. Asimismo, *The Economist* (2008) informó que en 2007 el gasto de los consumidores en los mercados emergentes aumentó cerca de tres veces más rápido que en el mundo desarrollado, mientras que el gasto real de capital subió cerca de

¹ Ver Blattman *et al.* (2004) para obtener una revisión completa de la literatura sobre la relación entre relaciones de intercambio y el rendimiento económico de los países en desarrollo.

² Ver FMI (2008a) para una discusión acerca de las causas de este auge en el precio de los productos.

un 17% en las economías emergentes contra un 1.2% en las economías ricas.

En este estudio se presenta un análisis empírico de la relación entre los choques de términos de intercambio permanentes y las fluctuaciones económicas en economías pequeñas y abiertas en desarrollo. Un objetivo primario es desenmarañar la contribución de estos choques para así explicar la dinámica de variables clave tales como el producto, el consumo y la inversión. De esta forma, abordamos la importante pregunta de cuán sostenibles son las tasas de crecimiento alto de dichas variables cuando están correlacionadas con episodios de auge de los productos básicos. Ofrecer luz sobre este asunto es, a su vez, relevante para evaluar la vulnerabilidad de las economías en desarrollo ante cambios repentinos en los términos de intercambio.

Nuestra metodología sigue de cerca el enfoque descrito en King *et al.* (1991) y, de manera más precisa, en Mellander *et al.* (1992), y consiste en estimar un modelo de VAR con tendencias estocásticas comunes. Las variables incluidas son: términos de intercambio, producto, consumo e inversión. Dicho de forma sencilla, imponemos restricciones de cointegración para identificar los choques y parámetros relevantes. El marco de tendencias comunes permite aislar el papel de los choques permanentes y transitorios; específicamente identificamos choques de términos de intercambio (es decir, extranjeros) y choques de productividad nacionales. En seguida, en un análisis de descomposición de varianza, calculamos las contribuciones relativas de cada uno de los choques para explicar las fluctuaciones económicas a corto, mediano y largo plazo. Luego calculamos la descomposición histórica del componente permanente estimado del producto.

Este enfoque metodológico es interesante porque la teoría sugiere, en efecto, que los choques de términos de intercambio pueden explicar tanto el comportamiento cíclico como el comportamiento a largo plazo de la economía dependiendo de la duración de los choques. Para ver esto, podemos revisar brevemente los mecanismos de transmisión de las perturbaciones de los términos de intercambio. En primer lugar, de acuerdo con Obstfeld (1982) y Svensson y Razin (1983), los términos de intercambio determinan el poder adquisitivo de

las exportaciones y por lo tanto, afectan el ingreso. Por consiguiente, el consumo puede ser afectado por un choque de términos de intercambio. En particular, las respuestas de consumo son mucho más fuertes y más prolongadas a medida que el choque es más permanente. En segundo lugar, las ganancias de los términos de intercambio inducen a un aumento de la inversión, en particular en la industria exportable para la cual la rentabilidad marginal es una función de los precios esperados de las exportaciones [ver Mendoza (1995)]. Este mecanismo es debatiblemente más relevante para el sector exportable de materias primas y, como en el caso del consumo, es probable que los efectos en la inversión también dependan de la duración del choque.

Únicamente en algunos estudios se ha aplicado una metodología de tendencias comunes para abordar los efectos de los choques de términos de intercambio en economías pequeñas. De resaltar, en Mellander *et al.* (1992) se presentó un análisis de país desarrollado, para lo cual se emplearon datos de Suecia, y encontraron que los choques permanentes reales explican la mayoría de las fluctuaciones del producto, incluso a corto plazo.³ Para las economías en desarrollo, en Misas *et al.* (2003), donde se analizó el caso de Colombia, se argumentó que los choques permanentes son factores determinantes significativos de las fluctuaciones económicas. Desafortunadamente, no se informó ninguna evidencia de descomposición de la varianza, lo cual de manera grave reduce la interpretación y el alcance de sus resultados. Por lo tanto, consideramos que la literatura es insuficiente, en especial para el caso de economías en desarrollo y por eso estimamos que nuestro estudio contribuye a llenar esta brecha.

Nosotros usamos datos de una economía en desarrollo prototípica, Perú, para el periodo entre el primer trimestre de 1992 y el cuarto trimestre de 2007. Además, para efectos de robustez se ha incluido otra estimación del modelo donde se utilizaron datos de Chile. El desempeño económico reciente

³ De manera más específica, los autores encontraron que los choques extranjeros dominan las descomposiciones a largo plazo de la varianza de la inversión, pero son de relevancia insignificante para el consumo. En cuanto a las fluctuaciones del producto, los choques tanto nacionales como extranjeros parecer ser igualmente importantes.

de Perú es congruente con la experiencia mencionada antes del mundo en desarrollo, que muestra por un lado, términos de intercambio sólidos, y por el otro, un auge del crecimiento nacional: para el 2007 los términos de intercambio acumularon seis años de expansión consecutiva –alcanzando una marca histórica– mientras que el crecimiento del producto promedió 6.3% en el periodo quinquenal entre 2002 y 2007, alimentado por un crecimiento de la inversión fija del 13.3% y un aumento del consumo total de 5.3%. Mientras que Castillo *et al.* (2009) presentaron alguna evidencia sobre la relevancia de los términos de intercambio como impulsores del ciclo económico peruano,⁴ nuestro análisis de tendencias comunes es útil no sólo para corroborar este papel aparentemente importante sobre el comportamiento cíclico de la economía, sino también para determinar el grado de influencia sobre sus fluctuaciones a mediano y largo plazo.

Nuestro principal resultado es que los choques de término de intercambio permanentes constituyen la mayor parte de las fluctuaciones de producto, consumo e inversión. En línea con el razonamiento teórico anterior, estos choques son cuantitativamente más relevantes como impulsores de fluctuaciones a mediano y largo plazo. Más adelante se muestra que este resultado es robusto entre especificaciones del modelo alternativas. Asimismo, a corto plazo la influencia relativa de los choques transitorios es más importante para el consumo y la inversión que para el producto. De forma bastante sorprendente, los choques nacionales permanentes sólo explican una parte de la varianza del producto (y en menor medida, del consumo). Además de esto, un ejercicio final de robustez que consiste en la estimación del modelo con datos chilenos, confirma el papel predominante de los choques de términos de intercambio a largo plazo para economías en desarrollo, pero revela una influencia más significativa de los choques de productividad nacional que en el modelo con los datos peruanos. En términos generales, estos resultados confirman la idea de que el auge económico experimentado a mediados de los 2000 por los países en desarrollo ha estado

⁴ Ellos calculan una correlación con producto de 0.7 y con inversión de 0.8 para el periodo entre 1994-2005, utilizando los componentes cíclicos Baxter-King de la serie.

estrechamente ligado al contexto de ganancias de términos de intercambio sólidas.⁵

De un modo interesante también, un análisis de descomposición histórica del componente permanente estimado del producto –que podemos interpretar como una medida del *producto potencial*– muestra que la contribución de los choques nacionales a la tasa de crecimiento de esa variable ha sido bastante estable y sistemáticamente positiva durante el periodo completo de la muestra. En cambio, la contribución de los choques de términos de intercambio es mucho más volátil con el tiempo, y se muestra muy importante en términos cuantitativos alrededor de 2005-2006. De esa manera, inferimos que aunque los choques de productividad nacionales han sido más relevantes como factor determinante de la tasa de crecimiento *promedio* del producto potencial, la *volatilidad* del producto potencial depende casi por completo de la variabilidad de los términos de intercambio.

Nuestro estudio se relaciona con el amplio trabajo empírico que identifica una influencia significativa o choques externos sobre las fluctuaciones de una economía pequeña y abierta.⁶ Además, nuestro principal resultado está en línea con los hallazgos de Mendoza (1995), Kose y Riezman (2001) y Kose (2002), estudios que se basan todos en modelos de equilibrio general dinámico estocástico (MEGDE) para una economía pequeña y abierta, y que concluyen que los choques de términos de intercambio explican una parte sustancial de las fluctuaciones de producto.

⁵ A pesar de que, nosotros no abordamos la interacción de las ganancias de los términos de intercambio con el papel de las políticas macroeconómicas, resulta razonable creer que nuestros resultados se pueden extender de manera más fácil al grupo de países en desarrollo *con un manejo macroeconómico sólido y estable*. Ciertamente, durante los años considerados en nuestro análisis, Perú y Chile pertenecen a este grupo de economías.

⁶ Existe, por ejemplo, una buena parte de evidencia del impacto de las alteraciones provenientes de los Estados Unidos sobre la economía canadiense [ver Justiniano y Preston (2008) para obtener una breve encuesta]. Asimismo, Izquierdo *et al.* (2008) concluyen que factores externos –los términos de intercambio se destacan entre ellos– explican una parte significativa de varianza en el crecimiento del PIB de los siete países más grandes de América Latina (periodo 1990-2006). Canova (2005) considera también que las alteraciones de los Estados Unidos explican importantes segmentos de la variabilidad de las variables macro de América Latina.

Nuestros resultados también concuerdan con la literatura que revela un papel dominante de los choques permanentes para explicar fluctuaciones macroeconómicas, tales como King *et al.* (1991) y Mellander *et al.* (1992). Además, dado que dejamos entrever que los choques permanentes son más importantes en términos cuantitativos en los mercados emergentes que en los países desarrollados (como Suecia y los Estados Unidos, que son justo los casos analizados por King *et al.* (1991) y Mellander *et al.* (1992), respectivamente, encontramos respaldo para el argumento de Aguiar y Gopinath (2004) en lo que respecta al predominio de los choques permanentes en relación con los choques transitorios en los países emergentes.⁷ Destacamos, en particular, la relevancia de los choques externos permanentes.

Por otra parte, nuestros hallazgos no concuerdan con los resultados de Lubik y Teo (2005). Ellos estiman un MEGDE y ponen de manifiesto que los choques de términos de intercambio constituyen una parte muy pequeña de las fluctuaciones del ciclo económico, tanto para las economías desarrolladas como para aquellas en desarrollo.⁸ Tal vez de forma más relevante, dada la metodología empleada en nuestro estudio, un número de estimaciones VAR previas tampoco pudieron encontrar efectos significativos de los choques de términos de intercambio sobre la dinámica del producto nacional [(Ahmed y Murthy (1994), Hoffmaister y Roldós (1997) y Hoffmaister *et al.* (1998)]. Una posible explicación del porqué nosotros llegamos a conclusiones tan radicalmente diferentes es el hecho de que, en este grupo de estudios VAR, se ignoró la existencia de las relaciones de cointegración de manera intencional al usar las primeras diferencias de los datos. Nuestro trabajo sugiere que este es un tratamiento

⁷ En una versión anterior de este estudio [Aguiar y Gopinath (2004)], los autores estimaron un modelo de tendencias comunes de economía cerrada, parecido al King *et al.* (1991) y mostraron que, en horizontes de 12 trimestres, escasamente el 50% del producto canadiense se debe al choque permanente mientras que este choque explica a grandes rasgos el 82% de la volatilidad del ciclo económico en México.

⁸ Justiniano y Preston (2008) explora la incapacidad de los modelos MEGDE de pequeñas economías abiertas para explicar la gran influencia o los choques extranjeros que generalmente se encuentran en estudios de forma reducida.

erróneo de las series, dado que las numerosas propiedades de los datos parecen ser de importancia crítica para los resultados.

El resto del presente estudio está organizado de la siguiente manera. En la sección 2 se describe la metodología econométrica y los datos. En la sección 3 se presentan los resultados empíricos, así como ejercicios de robustez y en la sección 4 se incluye la conclusión.

2. Metodología y datos

Nosotros creamos un modelo de tendencias comunes con el objeto de evaluar las fuentes de las fluctuaciones económicas a corto y largo plazo en una economía pequeña y abierta en desarrollo. Una vez que identificamos y estimamos el modelo, podemos calcular las descomposiciones de la varianza de las que derivamos nuestros principales resultados. Nuestra metodología econométrica está basada en King *et al.* (1991) y Warne (1993).⁹

Considerar un vector x_t de $n \times 1$ de series de tiempo $I(1)$ y su siguiente representación Wold:

$$(1) \quad \Delta x_t = \delta + C(L)\varepsilon_t,$$

en donde $C(L)$ es una matriz de polinomios de rezagos de orden finito y ε_t denota un vector de residuos no correlacionados serialmente con $E[\varepsilon_t] = 0$ y $E[\varepsilon_t \varepsilon_t'] = \Sigma$. Se requiere una estrategia de identificación específica para recuperar los choques estructurales del modelo VAR de la forma reducida (1).

Si las variables en x_t están cointegradas, el teorema de representación de Granger (TRG) permite escribir una forma alternativa de (1):

$$(2) \quad \Delta x_t = \rho + \gamma \alpha' x_{t-1} + \Lambda(L) \Delta x_{t-1} + \varepsilon_t,$$

en donde γ y α son dos matrices $n \times r$, ambas de rango r . Las columnas de α son los vectores de cointegración r de x_t y γ es la matriz de coeficientes de ajuste. En términos de (1), el TRG sugiere que $C(1)$ es de rango $n - r$ y $\alpha' C(1) = C(1) \gamma = 0$.

Como se muestra en Stock y Watson (1988), el denominado modelo de corrección de error en (2) se puede reescribir como un modelo de tendencias comunes:

$$(3) \quad x_t = \rho + \Upsilon \tau_t + \varphi(L) v_t,$$

en donde $\varphi(L) v_t$ es conjuntamente estacionaria y:

⁹ El lector se puede referir a esos artículos para obtener una explicación más detallada de la metodología. Además, Favero (2001) proporciona un buen enfoque introductorio a los modelos de tendencias comunes.

$$(4) \quad \tau_t = \mu + \tau_{t-1} + \phi_t.$$

El modelo de tendencias comunes (3) contiene k tendencias estocásticas independientes, τ_t , donde $k = n - r$. El vector de k dimensiones τ_t tiene derivas μ e innovaciones ϕ_t en (4). Las innovaciones ϕ_t tienen un efecto persistente sobre las tendencias estocásticas –por consiguiente nos referimos a ellas como *choques permanentes*– y la matriz de carga Υ determina el efecto a largo plazo de estos choques sobre las variables en x_t .

Para identificar los choques estructurales, $k(k-1)/2$ hubo que imponer restricciones a la matriz Υ . En la práctica, se pueden estimar los vectores de cointegración α y luego, sujeto a esta matriz α y posteriores restricciones motivadas por la teoría económica, identificar y estimar Υ . Además, un supuesto adicional de identificación es que los choques permanentes son ortogonales a los choques transitorios.¹⁰

En el contexto de nuestro interés, seguimos a Mellander *et al.* (1992) y definimos el vector x_t como:

$$(5) \quad x_t = [p_t \quad y_t \quad c_t \quad i_t]'$$

en donde p_t denota los términos de intercambio (índice de precios de exportación a índice de precios de importación); y_t es el producto interno bruto real per cápita; c_t el consumo real per cápita; e i_t es la inversión interna bruta real per cápita. Todas las variables están en logaritmos.

De esta forma entonces caracterizamos la economía pequeña y abierta con un modelo VAR de cuatro variables. Esta especificación es una extensión del modelo de economía cerrada empleado por King *et al.* (1991), que considera el vector $[y_t \quad c_t \quad i_t]'$ y deriva dos relaciones de cointegración entre ellas: los *grandes coeficientes* $c_t - y_t$ e $i_t - y_t$, que implican que tanto el consumo como la inversión están cointegradas con el producto.¹¹

¹⁰ Los cálculos necesarios para obtener descomposiciones de varianza e impulsar respuestas del modelo de tendencias comunes se detallan en Warne (1993).

¹¹ Teóricamente, estos vectores de cointegración se basan en un modelo de ciclo económico real sencillo con choques de productividad que generan un crecimiento balanceado a largo plazo.

Por otro lado, en Mellander *et al.* (1992) se muestra que el modelo de ciclo económico real (CER) de Lundvik (1991) para una economía pequeña y abierta predice la existencia de dos relaciones loglineales de estado estacionario entre los términos de intercambio, el producto, el consumo y la inversión.¹² En otras palabras, la primera relación de cointegración es el coeficiente inversión a producto (tal como en el modelo de economía cerrado) y la segunda involucra a los términos de intercambio, el producto y el consumo. Consecuentemente, cuando se estimó el modelo de VAR cointegrado pusimos a prueba la siguiente matriz teórica α derivada de Lundvik (1991)

$$(6) \quad \alpha' = \begin{bmatrix} 0 & 1 & 0 & -1 \\ \beta & 1 & -1 & 0 \end{bmatrix},$$

donde β es la porción de los bienes producidos en el exterior en el consumo total.

Además de esto, en términos del modelo de corrección del vector de errores dado en (2), el supuesto de economía pequeña y abierta implica que las variables externas (es decir, los términos de intercambio) no responden a desequilibrios nacionales; es decir, $\gamma_{11} = \gamma_{12} = 0$,

$$(7) \quad \gamma = \begin{bmatrix} 0 & 0 \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} \\ \gamma_{31} & \gamma_{32} \\ \gamma_{41} & \gamma_{42} \end{bmatrix}.$$

Con el objeto de identificar los elementos de la matriz Υ , la estimación tanto de la matriz de covarianzas a largo plazo para x_t [obtenida de la estimación de la ecuación (1), es decir, el VAR de forma reducida] como de los vectores de cointegración proporcionan todas menos una del número de restricciones requeridas. Por consiguiente, es necesario imponer una restricción adicional, la cual es motivada por la teoría económica. Particularmente, dado que $k = n - r = 4 - 2 = 2$, existen dos tendencias estocásticas. Por lo tanto, si luego

¹² El modelo por Lundvik (1991) describe bienes transables, mercados de seguros incompletos e impone paridad del poder adquisitivo y paridad de las tasa de interés real.

asumimos que los choques para una de las tendencias (podemos denominarlos como *choques para la tendencia nacional*) no tienen efecto a largo plazo sobre los términos de intercambio (es decir, $\Upsilon_{12} = 0$), podemos identificar estas tendencias como una *nacional* y la otra *externa*.

Nosotros estimamos el modelo usando datos trimestrales de Perú recolectados del sitio web del Banco Central de Reserva del Perú.¹³ Dada la existencia de un patrón estacional, las series que corresponden al producto, el consumo y la inversión son desestacionalizadas utilizando el procedimiento Tramo-Seats. Luego, estas series se transforman a términos per cápita usando las series trimestrales de población generadas por interpolación de las series anuales de población.¹⁴ Todas las variables están en logaritmos y el periodo de muestra va de 1992T1 a 2007T4.¹⁵ En la gráfica I representamos las variables. Varias pruebas de raíz unitaria (no incluidas) consistentemente indican que las series de tiempo son $I(1)$.¹⁶

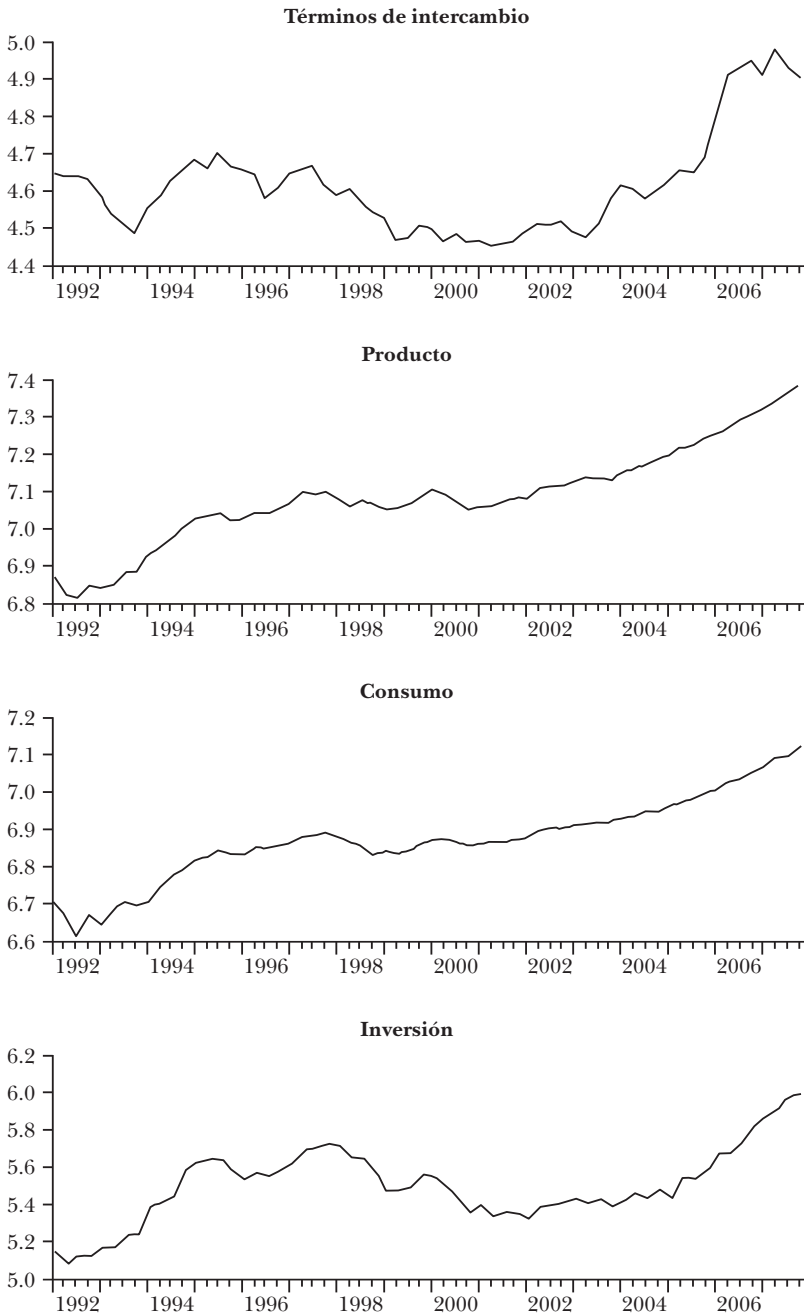
¹³ Los cálculos econométricos se realizaron usando los códigos RATS escritos por Anders Warne (disponibles en internet).

¹⁴ El método de interpolación es el algoritmo de última equivalencia cúbica (*cubic match last algorithm*) disponible en EViews.

¹⁵ En un principio estimamos el modelo con datos anuales para el periodo de muestra que se extendía desde 1950 a 2007, y para diferentes submuestras. Sin embargo, debido a la existencia de varios cambios de régimen y al problema de datos confiables limitados –ambas características típicas de series económicas en economías en desarrollo– no pudimos encontrar ningún resultado convincente.

¹⁶ Utilizamos las pruebas ADF, Phillips-Perron, DFGLS y Ng-Perron (MZ_t). Los resultados están disponibles mediante solicitud.

GRÁFICA I. PERÚ: COMPONENTES DEL VECTOR x_t (1992T1-2007T4)



NOTAS: En logaritmos. Todos los datos están ajustados por estacionalidad, excepto los términos de intercambio.

3. Resultados

En esta sección se presentan los resultados empíricos. Empezamos mostrando los vectores de cointegración identificados y la estimación de los parámetros de tendencias comunes. Después, analizamos la descomposición de la varianza de las variables centrado nuestra atención en el papel de los choques permanentes. Finalmente presentamos un ejercicio de descomposición histórica y por medio de especificaciones alternativas del modelo probamos la robustez de nuestros principales resultados.

3.1 Cointegración

Probamos la existencia de relaciones de cointegración usando el procedimiento presentado en Johansen (1988). Los resultados están disponibles en el cuadro 1. Según los hallazgos empíricos de King *et al.* (1991) para el caso de una economía cerrada y con las predicciones teóricas del modelo de economía abierta CER de Lundvik (1991), la prueba de traza indica dos ecuaciones de cointegración (la segunda estadística de traza más grande es significativa). Por el contrario, la prueba de valor característico máximo sugiere que sólo existe un vector de cointegración (sin embargo, no se puede rechazar

CUADRO 1. PRUEBAS SEGÚN JOHANSEN (1994) PARA COINTEGRACIÓN

	$tr(1)$	$tr(2)$	$tr(3)$	$tr(4)$	Número de rezagos
Valores críticos	69.40	30.02	12.55	0.87	7
	47.86	29.80	15.50	3.84	
	$\lambda(1)$	$\lambda(2)$	$\lambda(3)$	$\lambda(4)$	Número de rezagos
Valores críticos	39.37	17.47	11.69	0.87	7
	27.58	21.13	14.27	3.84	

NOTAS: $tr(1)$: denota el estadístico de traza mayor y $tr(2)$, el segundo mayor. Los valores críticos al 95% se tomaron de MacKinnon, Haug, y Michelis (1999). El número de rezagos óptimo se obtuvo con la prueba del coeficiente de verosimilitud y es congruente con la ausencia de residuos de autocorrelación.

la existencia de dos vectores a un nivel de significancia de 0.15). Considerando la debilidad de la prueba de valor característico máximo descrita en Johansen (1994), confiamos en la evidencia de la prueba de traza y procedimos a identificar dos relaciones de cointegración.

Nosotros probamos las restricciones teóricas sobre el espacio de cointegración sugerido por las ecuaciones (6) y (7), analizadas anteriormente. Como se muestra en el cuadro 2, sólo la hipótesis de que $\gamma_{11} = \gamma_{12} = 0$ (es decir, el supuesto de que los términos de intercambio no responden a un desequilibrio nacional) no se puede rechazar usando la prueba de sobreidentificación del coeficiente de verosimilitud (LR) mientras que las restricciones que el modelo de Lundvik (1991) implica son rechazadas por los datos.¹⁷

CUADRO 2. PRUEBAS DE RESTRICCIONES DE COINTEGRACIÓN

	<i>Conjunto de restricciones implicadas por las ecuaciones</i>		
	(6)	(7)	(6) y (7)
Estadístico LR (valor <i>p</i>)	18.882 (0.000)	5.646 (0.059)	24.930 (0.000)

NOTAS: La ecuación (6) implica las restricciones sobre los coeficientes de cointegración sugeridos por el modelo de Lundvik (1991). La ecuación (7) implica las restricciones sobre los coeficientes ajustados de los términos de intercambio que se basan en el supuesto de economía pequeña y abierta.

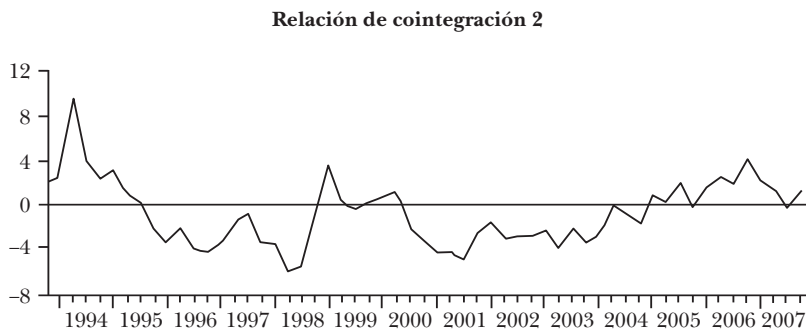
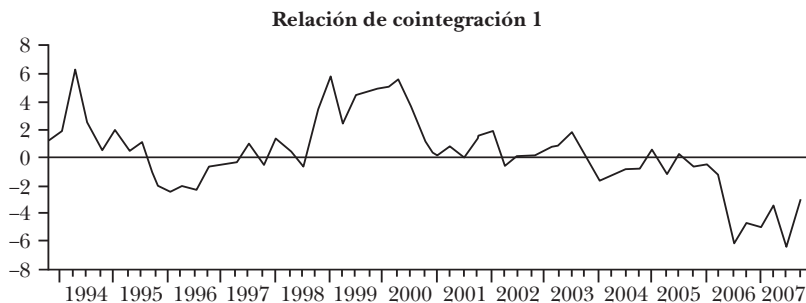
Con base en la evidencia de la prueba de sobreidentificación del LR, impusimos las restricciones $\gamma_{11} = \gamma_{12} = 0$ y luego procedimos a estimar las relaciones de cointegración. Los vectores de cointegración restringidos estimados (normalizados con respecto a la segunda variable del sistema VAR, es decir, el producto) se muestran en la matriz (8), mientras que las relaciones de cointegración correspondientes se ilustran en la gráfica II.

$$(8) \quad \hat{\alpha}' = \begin{bmatrix} -0.193 & 1.000 & -1.272 & 0.083 \\ 0.100 & 1.000 & -1.260 & -0.053 \end{bmatrix}.$$

¹⁷ Mellander *et al.* (1992), utilizando los datos anuales de Suecia para la muestra de 1871-1986, también encontró poco respaldo para estas relaciones teóricas de cointegración.

Considerando la matriz α estimada, calculamos ahora los parámetros del modelo de tendencias comunes.

GRÁFICA II. RELACIONES DE COINTEGRACIÓN ESTIMADAS, 1994-2007



3.2 Modelo de tendencias comunes

Tal y como se explicó en la sección 2, la identificación del modelo de tendencias comunes depende de los estimados de α y de la matriz de covarianza a largo plazo para x_t , así como del supuesto de economía pequeña y abierta, $\gamma_{12}=0$. Dadas estas restricciones, podemos calcular el modelo. Además, como los datos respaldaron nuestro supuesto anterior acerca de la existencia de dos relaciones de cointegración, confirmamos que el modelo tiene dos tendencias comunes (recordar que $k=n-r=4-2=2$): una es externa ($\tau_{f,t}$) y la otra es nacional ($\tau_{d,t}$). Los resultados se muestran en (9) (los errores estándar aparecen en paréntesis).

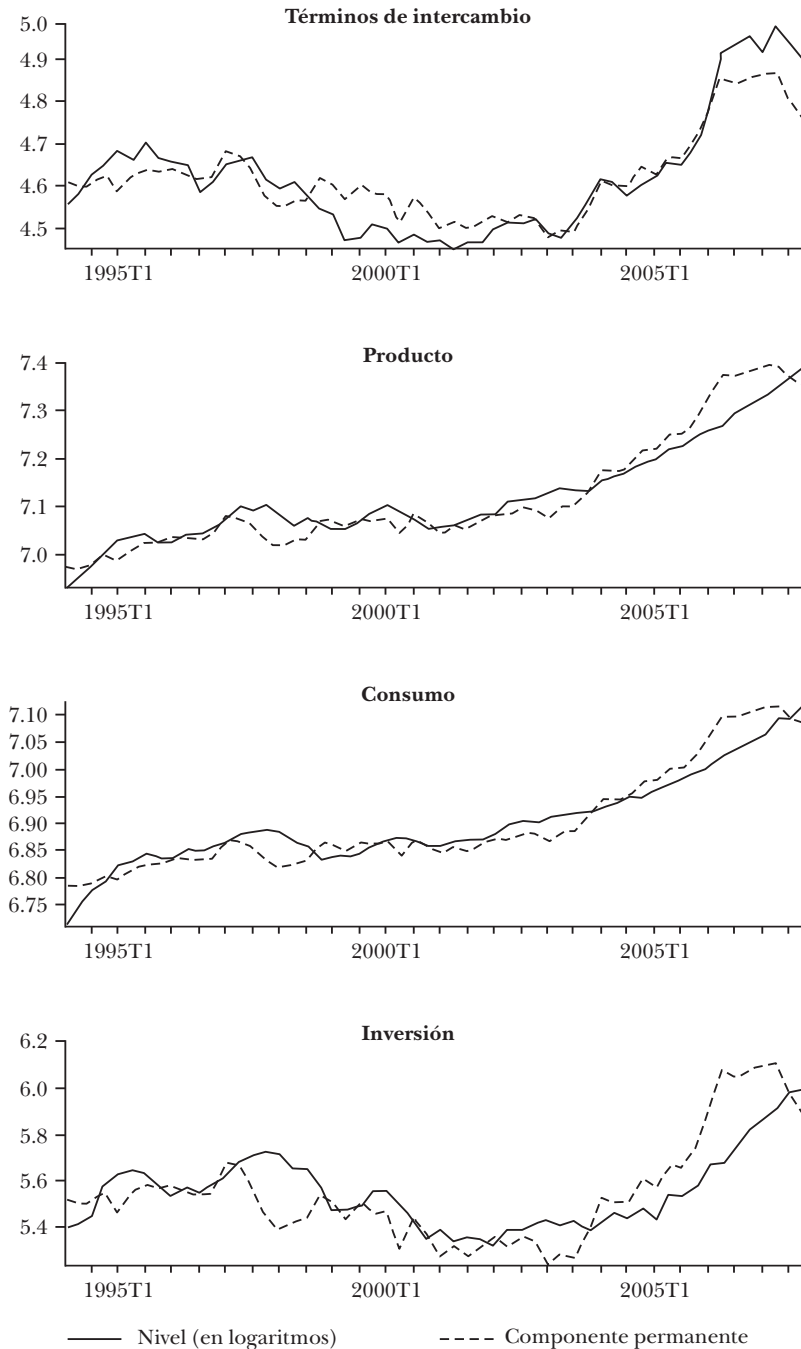
$$(9) \quad \begin{bmatrix} \hat{p}_t \\ y_t \\ c_t \\ i_t \end{bmatrix} = \hat{\rho} + \begin{bmatrix} 0.0355 & 0 \\ (0.0168) & (-) \\ 0.0206 & 0.0027 \\ (0.0098) & (0.0006) \\ 0.0159 & 0.0021 \\ (0.0076) & (0.0005) \\ 0.0781 & 0.0002 \\ (0.0368) & (0.0000) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \tau_{f,t} \\ \tau_{d,t} \end{bmatrix} + \hat{\phi}(L)v_t.$$

Nuestros resultados indican que tanto la tendencia nacional como la tendencia externa tienen un efecto positivo a largo plazo sobre el producto, el consumo y la inversión. Así por ejemplo, el punto estimado de la respuesta a largo plazo del producto ante un choque extranjero permanente de una desviación estándar es de 2.06%, mientras que el consumo cambia aproximadamente en el mismo porcentaje (1.59%), lo cual da a entender un pequeño cambio en la tasa de ahorros, tal y como lo sugiere la teoría. También hay que tomar en cuenta la gran respuesta a largo plazo de la inversión a una alteración permanente de los términos de intercambio (casi 8%) y las magnitudes más altas de las respuestas a los choques extranjeros permanentes en relación con las respuestas ante los choques nacionales permanentes. Además, como es de esperar, la tendencia externa tiene una influencia positiva sobre los términos de intercambio, los que, a su vez y dado nuestro supuesto de economía pequeña y abierta, no se ven afectados por la tendencia nacional. Todos los coeficientes estimados son estadísticamente significativos a un nivel de 0.05.

En la gráfica III mostramos las variables originales junto con sus componentes permanentes estimados.¹⁸ De forma interesante, el crecimiento sostenido de los términos de intercambio desde 2003 coincide estrechamente con su componente permanente, pero sólo hasta 2006. Por ende, de acuerdo con este modelo, el pico del periodo 2006-2007 se debió a factores

¹⁸ Otros resultados que no se incluyen muestran que, como se podría esperar *a priori*, la tendencia estocástica externa tiene una estrecha relación con los términos de intercambio, mientras que la tendencia nacional está relacionada de forma moderada con el comportamiento del PIB.

GRÁFICA III. SERIES DE TIEMPO OBSERVADAS Y COMPONENTES PERMANENTES ESTIMADOS, 1995-2005



transitorios¹⁹ y por tanto uno podría argumentar que el modelo *predijo* un ajuste a la baja posterior en los términos de intercambio (de hecho, esto es precisamente lo que ocurrió más allá del punto final de nuestra muestra, dado que los términos de intercambio en los países en desarrollo disminuyeron en 2008 después de que se desplomaron los precios de los productos básicos).²⁰ También se destaca que, para el final de la muestra, las variables remanentes –producto, consumo e inversión– siguieron aumentando y superaron a sus correspondientes componentes permanentes, lo que a su vez empieza a disminuir alrededor de 2007.

Las funciones de respuesta a impulso (no incluidas en este informe) revelan que, como se esperaba, los choques a las tendencias externa y nacional generan respuestas positivas en el producto, el consumo y la inversión. Sin embargo, las respuestas de estas variables a un choque de productividad no son significativas. Es igualmente de notar que, después de un choque permanente de términos de intercambio, las variables nacionales alcanzan sus nuevos niveles de largo plazo después de casi cinco años.

3.3 Descomposiciones de varianza

A continuación presentamos las descomposiciones de la varianza del error de pronóstico. Esto nos permite examinar la relevancia de los choques nacionales y externos permanentes, así como de los choques transitorios, para explicar las fluctuaciones de las variables en diferentes horizontes de tiempo. La discusión se inicia con la evidencia para horizontes finitos y luego con las descomposiciones de la varianza de largo plazo (u horizonte infinito).

3.3.1 Horizonte finito

Tal como se muestra en el cuadro 3, los choques transitorios

¹⁹ En Caballero *et al.* (2008) se presentó alguna evidencia de esta aseveración, dado que argumentan que el auge del precio de los productos básicos de mediados del primer decenio de los dos mil reflejó una burbuja en el mercado de productos básicos.

²⁰ Los términos de intercambio peruanos, medidos en promedios anuales, disminuyeron un 14% en 2008.

tienen una influencia limitada sobre todas las variables analizadas más allá del corto plazo. En general, constituyen menos del 20% de la varianza del error de pronóstico cuando el horizonte de pronóstico se extendió por más de dos años; la otra cara de la moneda es, por supuesto, que gran parte de la varianza se debe a choques permanentes. La importancia de los choques transitorios es particularmente baja para los términos de intercambio, incluso a muy corto plazo. En el caso del producto, estos choques constituyen cerca del 40% de las fluctuaciones en el horizonte de un año (a pesar de no tener significancia estadística). La influencia relativa de los choques transitorios es más importante para el consumo que para la inversión, puesto que sus varianzas están casi totalmente justificadas por estos choques en el horizonte de un trimestre. En consecuencia, en el horizonte de un año, la influencia de esos choques sigue siendo persistente sobre la inversión (los choques transitorios constituyen el 66% de su varianza de error de pronóstico), pero no tanto sobre el consumo (estos justifican el 46% de la varianza, aunque no de manera significativa).

Por otro lado, y de forma bastante sorprendente, los choques permanentes tienen un efecto mínimo en las fluctuaciones de la inversión. Lo mismo ocurre con los términos de intercambio, aunque este hallazgo es apenas cuestionable dado el supuesto de economía pequeña y abierta. Para el producto, los choques nacionales permanentes parecen dominar las descomposiciones de la varianza a corto plazo: constituyen el 55% de la varianza del error de pronóstico en el horizonte de un trimestre, a pesar de que la incertidumbre en cuanto a esta estimación es alta. Posteriormente, la influencia disminuye con el horizonte y quizá se vuelve pequeña después de dos años. La porción de la varianza por causa de choques nacionales permanentes se reduce por el pronóstico del consumo, y alcanza un máximo del 21% (sin significancia estadística) en el horizonte de un año.

Una conclusión clave de este estudio es que, para todas las variables analizadas, los choques externos permanentes explican la porción más grande de las varianzas del error de pronóstico a mediano plazo. Estos choques constituyen el 70% de la varianza de los términos de intercambio en el primer

trimestre y la porción crece de forma rápida hasta más del 90% desde el horizonte del año uno en adelante. La influencia de choques extranjeros permanentes es insignificante para el resto de variables –producto, consumo e inversión– en el primer trimestre, pero luego continúa aumentando con el horizonte: del 33% de la varianza en el primer año (aunque sólo es estadísticamente significativo para el producto en este horizonte) hasta cerca del 90% en el horizonte de tres años. En general, más del 95% de las fluctuaciones de diez años se

CUADRO 3. DESCOMPOSICIÓN DE LA VARIANZA DEL ERROR DE PRONÓSTICO A DIFERENTES HORIZONTES TRIMESTRALES

<i>Variable</i>	<i>Innovación</i>	<i>1</i>	<i>4</i>	<i>8</i>	<i>12</i>	<i>20</i>	<i>40</i>
p_t	$\tau_{f,t}$	0.706 (0.211)	0.923 (0.181)	0.964 (0.073)	0.972 (0.062)	0.978 (0.052)	0.984 (0.039)
	$\tau_{d,t}$	0.040 (0.160)	0.009 (0.064)	0.005 (0.022)	0.004 (0.015)	0.004 (0.019)	0.003 (0.012)
	trans.	0.254 (0.188)	0.068 (0.123)	0.030 (0.064)	0.024 (0.053)	0.018 (0.046)	0.012 (0.032)
y_t	$\tau_{f,t}$	0.021 (0.063)	0.327 (0.161)	0.696 (0.258)	0.868 (0.150)	0.935 (0.089)	0.958 (0.088)
	$\tau_{d,t}$	0.546 (0.452)	0.274 (0.194)	0.158 (0.166)	0.069 (0.093)	0.039 (0.104)	0.028 (0.105)
	trans.	0.433 (0.471)	0.399 (0.248)	0.145 (0.240)	0.062 (0.133)	0.026 (0.064)	0.013 (0.035)
c_t	$\tau_{f,t}$	0.028 (0.596)	0.327 (0.837)	0.683 (0.599)	0.851 (0.334)	0.921 (0.210)	0.952 (0.168)
	$\tau_{d,t}$	0.064 (0.188)	0.211 (0.382)	0.154 (0.402)	0.075 (0.251)	0.044 (0.206)	0.031 (0.182)
	trans.	0.908 (0.510)	0.462 (0.849)	0.163 (0.482)	0.074 (0.250)	0.035 (0.126)	0.017 (0.065)
i_t	$\tau_{f,t}$	0.006 (0.023)	0.329 (0.184)	0.784 (0.241)	0.916 (0.158)	0.967 (0.057)	0.982 (0.037)
	$\tau_{d,t}$	0.007 (0.041)	0.014 (0.054)	0.028 (0.141)	0.013 (0.031)	0.006 (0.029)	0.004 (0.013)
	trans.	0.987 (0.051)	0.656 (0.216)	0.187 (0.304)	0.071 (0.142)	0.027 (0.062)	0.014 (0.035)

NOTA: Errores estándar en paréntesis.

debe a choques extranjeros permanentes, lo cual es un resultado impactante.

3.3.2 Horizonte infinito

A largo plazo, los movimientos de las variables se explican únicamente por los choques permanentes. De esa manera, realizamos una descomposición de la varianza del error de pronóstico a largo plazo para escudriñar el papel relativo de los choques externos y nacionales permanentes. Tal y como se muestra en el cuadro 4, la varianza a largo plazo del producto, del consumo y de la inversión se explican casi en su totalidad por novedades externas.

Nuestros resultados son similares a los hallazgos de Kose (2002), donde se empleó un MEGDE calibrado y se concluyó que los choques de términos de intercambio constituyen casi el 90% de las fluctuaciones del producto en los países en desarrollo. En otros estudios donde se han usado MEGDE calibrados se informó que los choques de términos de intercambio explican casi la mitad de movimientos del producto [ver Mendoza (1995) y Kose y Riezman (2001)]. De forma interesante, en el estudio de Izquierdo *et al.* (2008) para los siete países más grandes de América Latina se informó que los aumentos únicos en los precios de los productos básicos generaron efectos de nivel sobre el producto, lo cual, en sus propias palabras, “puede traducirse en fases de crecimiento por encima del promedio relativamente prolongadas” (p 22).

CUADRO 4. DESCOMPOSICIÓN DE LA VARIANZA DEL ERROR DE PRONÓSTICO A LARGO PLAZO

<i>Variable</i>	$\tau_{f,t}$	$\tau_{d,t}$
p_t	1.000 (-)	0.000 (-)
y_t	0.983 (0.018)	0.017 (0.018)
c_t	0.982 (0.018)	0.018 (0.018)
i_t	0.999 (0.000)	0.001 (0.000)

NOTA: Errores estándar en paréntesis.

3.4 Descomposición histórica

En contraste con el análisis de descomposición de varianza que se basa en la varianza estimada de los choques, la descomposición histórica se basa en la materialización real de los choques. Nosotros recurrimos ahora a este enfoque como una forma alternativa para medir la importancia relativa de los factores nacionales contra los factores externos en la evolución del *componente permanente* estimado del producto (a lo que nos referiremos como *producto potencial*) durante el periodo de muestra.²¹

El cuadro 5 muestra los resultados de este análisis. Es de notar que, la descomposición histórica sugiere que los factores nacionales han sido el factor determinante más importante de la tasa de crecimiento *promedio* del producto potencial, dado que explican 3.4 puntos porcentuales de un 4% equivalente al total de crecimiento del producto potencial para el periodo de 1996-2007; mientras que, los factores externos sólo explican 0.6 puntos porcentuales. Al considerar las submuestras, los factores externos tuvieron claramente una mayor contribución para el periodo 2001-2007, lo que refleja el contexto de los términos de intercambio en extremo favorables, particularmente en el 2006. En ese periodo, la evolución de los términos de intercambio permitió a la economía peruana aumentar su producto potencial en cerca de dos puntos porcentuales: de casi un 4%, determinado por factores nacionales, a casi un 6%.

¿Cómo conciliar los resultados de los ejercicios de la descomposición de la varianza y la histórica? Lejos de ser

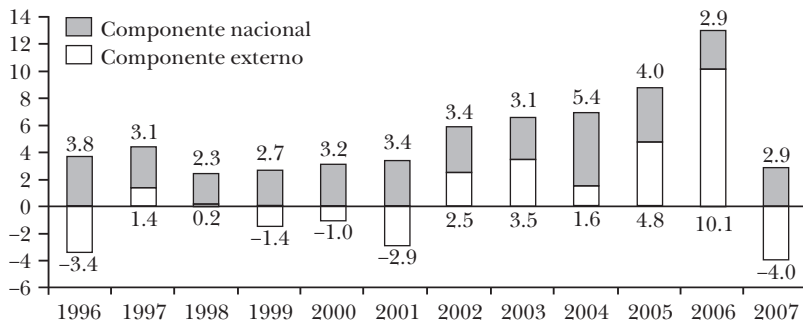
CUADRO 5. DESCOMPOSICIÓN HISTÓRICA DEL CRECIMIENTO PROMEDIO DEL PRODUCTO POTENCIAL (CONTRIBUCIONES EN PUNTOS PORCENTUALES)

<i>Muestra</i>	<i>Total</i>	<i>Externa</i>	<i>Interna</i>
1996-2007	4.0	0.6	3.4
1996-2000	2.1	-0.9	3.0
2001-2007	5.8	2.2	3.6

²¹ Para este ejercicio usamos un modelo estimado con datos agregados, en lugar de la serie per cápita. Más adelante en el estudio, mostramos como parte del análisis de robustez que ambos modelos producen resultados similares.

contradictorios, ambos enfoques conjuntamente sugieren que la *volatilidad* del producto potencial depende mucho de factores externos. Tal y como se ilustra en la gráfica IV, el componente externo del producto potencial (es decir, la contribución de los choques de términos de intercambio al componente permanente del PIB) fue positivo entre el 2002 y el 2006, pero negativo durante la mayoría de los años restantes de la muestra. Así, nuestros resultados implican que el producto potencial es muy sensible a factores externos, en el sentido de que su volatilidad depende mucho de los altibajos de los términos de intercambio. A su vez, el componente nacional ha sido mucho más estable, contribuyendo sin cesar con un signo positivo durante todo el periodo de muestra.

GRÁFICA IV. DESCOMPOSICIÓN HISTÓRICA DE LA TASA DE CRECIMIENTO ANUAL PROMEDIO DEL PRODUCTO POTENCIAL: CONTRIBUCIÓN PORCENTUAL DE LOS CHOQUES PERMANENTES NACIONALES Y EXTERNOS, 1996-2007



3.5 Verificación de robustez

Abordamos la robustez de los resultados con respecto al tratamiento de los datos y de las variables incluidas, así como con respecto a la elección del país. A continuación se incluyen los resultados, en términos de la descomposición de la varianza del error de pronóstico a largo plazo.

3.5.1 Modelos alternativos

Hicimos pruebas de la sensibilidad de los resultados para modelar la especificación de acuerdo con tres estrategias diferentes. En primer lugar, ejecutamos el modelo de base empleando las series del producto agregado, inversión y consumo,

en contraposición con su especificación original en términos per cápita (modelo A). En segundo lugar, incluimos una variable sustituta que toma el valor de uno en el segundo trimestre de 2006, con el objeto de eliminar un valor atípico en la ecuación de los términos de intercambio del VAR de base (modelo B). El modelo alternativo final incluye una variable endógena adicional: el tipo de cambio real, que es otro precio clave relativo para las pequeñas economías abiertas (modelo C).²²

En los modelos A y B se identificaron y estimaron dos relaciones de cointegración. Además, al igual que en el modelo de base, los datos respaldan las restricciones sobre los coeficientes de ajuste sugeridos por el supuesto de economía pequeña y abierta [consultar ecuación (7)]. Con respecto al modelo C seguimos una amplia literatura sobre los factores determinantes de largo plazo de los tipos de cambio reales [consultar, por ejemplo, Hinkle y Montiel (1999)] y esperamos encontrar una tercera ecuación de cointegración que vincule el tipo de cambio real con los términos de intercambio y posiblemente también con el producto (como un parámetro de productividad). De ese modo, todos los modelos alternativos mantienen el supuesto de dos tendencias comunes y, por lo tanto, dos choques permanentes que impulsan los movimientos a largo plazo de las variables.²³ El cuadro 6 muestra la participación de la varianza del error de pronóstico a largo plazo debido a choques del exterior en los tres modelos alternativos.

En todos los casos, los resultados ratifican nuestras conclusiones previas: los choques del exterior responden por una parte considerable del producto, el consumo y la varianza de inversión a largo plazo. Por consiguiente, la especificación del

²² También realizamos verificaciones adicionales de robustez, incluyendo otras variables como activos extranjeros netos y gastos del gobierno. Más aún, consideramos una serie alternativa del PIB que excluye sectores primarios y un periodo de muestra hasta el 2005T4 (esto es, antes del auge de los productos básicos). En todos esos ejercicios prácticamente no cambian los principales resultados de este estudio.

²³ En el caso del modelo C, ninguna de las restricciones teóricas sobre el espacio de cointegración, previamente analizadas en el texto, está respaldada por los datos.

CUADRO 6. PARTE DE LA VARIANZA DEL ERROR DE PRONÓSTICO A LARGO PLAZO DEBIDA A NOVEDADES EN LA TENDENCIA DEL EXTERIOR EN MODELOS ALTERNATIVOS

<i>Variable</i>	<i>Modelo A</i>	<i>Modelo B</i>	<i>Modelo C</i>
p_t	1.000	1.000	1.000
y_t	0.993	0.980	0.991
c_t	0.992	0.979	0.984
i_t	0.999	1.000	0.996
q_t	-	-	0.997
Número de rezagos	9	7	8

NOTAS: El modelo A es el modelo de base con datos agregados (en lugar de per cápita). El modelo B es el modelo de base con una variable ficticia que toma el valor de uno en 2006T2. El modelo C es una VAR de cinco variables que incluyan las del modelo de base y el tipo de cambio real (q_t), y donde se muestran tres relaciones de cointegración sin restricciones (es decir, dos tendencias estocásticas comunes). Todos los valores son estadísticamente significativos al nivel de 0.05.

modelo no parece ser una fuente de incertidumbre para la robustez de nuestros resultados.

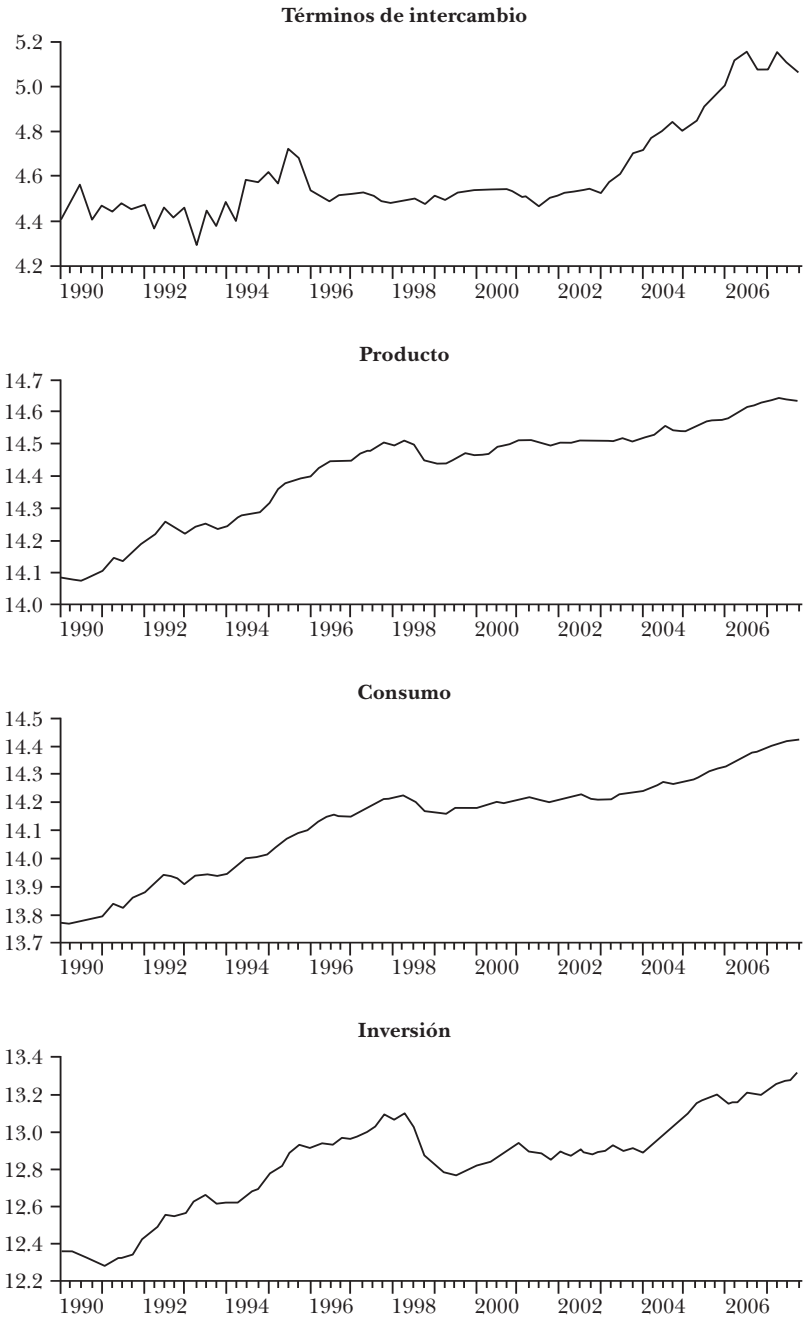
3.5.2 El caso de Chile

Como verificación final de robustez, estimamos el mismo modelo de tendencias comunes utilizando datos trimestrales de Chile. De forma similar a Perú, Chile también experimentó un auge en los términos de intercambio a mediados de los dos mil debido a, entre otros factores, un aumento en el precio del cobre. Los datos se recolectaron del sitio web del Banco Central de Chile y el tratamiento de la serie es el mismo del modelo original para Perú. Sin embargo, las series de producto, consumo e inversión²⁴ se transforman en términos per cápita usando la fuerza laboral, en lugar de la serie de población que no estaba disponible. El periodo de muestra va del primer trimestre de 1990 al cuarto trimestre de 2007. Las variables se presentan en la gráfica V.

En este caso, la identificación y estimación de los vectores de cointegración es sensible a la inclusión de las variables sustitutas. Por tanto, informamos los resultados de dos modelos alternativos que denominamos modelo D y modelo E: ambos incluyen una variable ficticia que toma el valor de uno durante el periodo del tercer trimestre de 1998 al cuarto trimestre

²⁴ La inversión es en este caso la formación bruta de capital fijo.

GRÁFICA V. PERÚ: COMPONENTES DEL VECTOR x_t (1990T1-2007T4)



NOTA: En logaritmos. Todos los datos están ajustados por estacionalidad, excepto los términos de intercambio.

de 2007, lo cual refleja un cambio en la tendencia del producto; pero mientras que el modelo D incluye también una variable ficticia que toma el valor de uno dentro del primer trimestre de 2003 al cuarto de 2007 (para consignar un cambio en la tendencia de la serie de los términos de intercambio), el modelo E toma en cuenta una variable ficticia adicional que se activa en el cuarto trimestre de 1998, el cual podemos caracterizar como un periodo de contracción profunda para la economía chilena.

En ambos modelos identificamos dos vectores de cointegración. Aquí nuevamente los datos rechazan las restricciones teóricas sobre los coeficientes de cointegración sugeridos por el modelo de Lundvik (1991), pero admiten las restricciones sobre los coeficientes de ajuste de los términos de intercambio basados en el supuesto de economía pequeña y abierta. Tras estimar los parámetros de los modelos de tendencias comunes correspondientes, podemos realizar la descomposición de la varianza del error de pronóstico a largo plazo. Los resultados se muestran en la cuadro 7.²⁵

CUADRO 7. CHILE: PARTE DE LA VARIANZA DEL ERROR DE PRONÓSTICO A LARGO PLAZO DEBIDO A NOVEDADES EN LA TENDENCIA DEL EXTERIOR EN MODELOS ALTERNATIVOS: 1990T1-2007T4

<i>Variable</i>	<i>Modelo D</i>	<i>Modelo E</i>
p_t	1.000	1.000
y_t	0.003	0.693
c_t	0.120	0.899
i_t	0.164	0.925
Número de rezagos	6	6

NOTAS: Los modelos difieren en las variables ficticias que se incluyen (ver el texto para detalles adicionales). Los vectores de cointegración subyacentes son estimados por imposición del supuesto de *economía pequeña y abierta* sobre los coeficientes de ajuste de los términos de intercambio [ver ecuación (7) en el texto]. Los números en negrita indican significancia estadística al 0.05.

A diferencia del análisis para Perú, la especificación del modelo en este caso resulta ser crucial: la conclusión con respecto a la relevancia de los choques externos permanentes cambia de manera drástica dependiendo del modelo que

²⁵ Estos resultados son robustos incluso si se utilizan las series del producto, consumo e inversión en términos agregados (en lugar de per cápita).

nosotros analicemos. Por una parte, el modelo D revela una influencia insignificante de estos choques en los movimientos de producto, consumo e inversión, lo que, por ende, implica un papel dominante para los choques nacionales. Dado que estas conclusiones no concuerdan con las creencias de la mayoría de los economistas ni con buena parte de la evidencia empírica y, aún más, que las cifras no son estadísticamente significativas, nosotros consideramos el resultado de este modelo inverosímil.

Por otro lado, cuando dirigimos la atención al modelo E, los resultados son cualitativamente similares a los informados usando los datos peruanos: los choques externos responden por casi el 90% de los movimientos de consumo e inversión a largo plazo y el 69% de la varianza del producto a largo plazo. En este modelo, los resultados son estadísticamente significativos a nivel del 0.05 tanto para el consumo como para la inversión.

Luego, de acuerdo con el modelo E, este ejercicio de robustez confirma el papel dominante de los choques externos permanentes pero, hay que destacar que también indica que la influencia de los choques nacionales permanentes sobre las fluctuaciones económicas no se debe tratar como generalmente insignificante en el contexto de las pequeñas economías abiertas en desarrollo.

4. Comentarios finales

En este estudio hemos presentado evidencia que sugiere que los choques permanentes de los términos de intercambio dominan las descomposiciones de la varianza del producto, la inversión y el consumo en las economías pequeñas abiertas en desarrollo, en especial a mediano y largo plazos. También hemos demostrado que, a corto plazo, la influencia relativa de los choques transitorios es más importante para el consumo y la inversión que para el producto, y que los choques permanentes de productividad responden por cierta parte de la varianza del producto y del consumo solo a corto plazo. Finalmente, el análisis de descomposición histórica del (la tasa de crecimiento del) componente permanente estimado del producto reveló que a pesar de que los choques nacionales son un factor determinante de importancia para su nivel promedio, su variabilidad depende mucho de la varianza de los choques de los términos de intercambio.

Aunque los resultados principales no son sensibles a especificaciones empíricas alternativas, un ejercicio de robustez que consiste en estimar el modelo con datos chilenos sugiere que la influencia de los choques nacionales permanentes es ciertamente menos importante comparada con los choques externos, pero no tan insignificante como en el modelo base. Nuestros resultados están, en general, en consonancia con estudios previos que sugieren un papel dominante de los choques permanentes para explicar las fluctuaciones económicas en los mercados emergentes. Además, para este grupo de economías, nuestro trabajo enfatiza la relevancia de los choques en la tendencia externa.

Nuestro análisis transmite la implicación de política clave de que los países en desarrollo deben tomar medidas para evitar los efectos potencialmente grandes de los choques adversos de los términos de intercambio.²⁶ De acuerdo con este

²⁶ Según un reciente informe del BID enfocado en América Latina: “Los formuladores de políticas deberán resistir la tentación de estar cómodos sólo con vientos favorables, trabajando de forma resuelta en pro de la

razonamiento, algunas posibles acciones incluyen mejoras en la diversificación de exportaciones y la acumulación de activos reguladores en forma de fondos de reservas internacionales o fondos de estabilización fiscal. Afortunadamente, tal y como FMI (2008) muestra, la mayoría de las economías emergentes ha avanzado recientemente en estas áreas.²⁷

Además de esto, nuestro estudio sugiere que no se debe pasar por alto el papel de los términos de intercambio en modelos de economías pequeñas abiertas, como ocurre a menudo en la literatura teórica. A este respecto, Kehoe y Ruth (2008) hacen hincapié en algunas indicaciones interesantes para modelar fricciones que ayuden a determinar la relación entre los términos de intercambio, producto y productividad.

Desde una perspectiva de modelado empírico, tal y como mencionamos en la introducción, nuestros resultados son radicalmente diferentes a los informados en otros estudios de VAR que no encuentran un papel importante para los términos de intercambio en los países en desarrollo. Nosotros proponemos que el tratamiento de los datos puede ayudar a explicar estas diferencias, dado que hemos empleado series de tiempo en niveles mientras que la mayoría de la literatura se basa en especificaciones de primeras diferencias. Si esta es la explicación correcta o no amerita más estudio pero, de manera tentativa, proponemos que las propiedades a largo plazo de la serie son de importancia crucial para los resultados y por lo tanto abogamos por el modelado explícito de relaciones de cointegración en futuros estudios de VAR de este tipo.

Algunas advertencias son dignas de mencionar. Primero, dado el alcance empírico del estudio, nosotros no hemos

obtención de metas que tomen en cuenta ciclos en la economía internacional, precios de productos básicos y condiciones financieras mundiales” (traducción libre) [BID (2008), p. 29].

²⁷ Adicionalmente, ante las repercusiones de la crisis *subprime*, la Commodity Futures Trading Commission (CFTC, comisión reguladora de los mercados de futuros y opciones de productos básicos en Estados Unidos) ha hecho esfuerzos para mejorar la transparencia de los mercados de productos básicos. En principio, la nueva regulación puede ser útil para evitar grandes altibajos en los precios de los productos asociados con burbujas especulativas y, por lo tanto, evitar la volatilidad excesiva del producto en los países emergentes.

identificado los canales de transmisión de los choques de términos de intercambio. Por tanto, nosotros no tenemos mucho que decir sobre el mecanismo de propagación de estos choques y qué factores específicos explican su importancia para las fluctuaciones económicas de mediano y largo plazos.²⁸ En segundo lugar, hemos dejado de lado la inclusión de variables nominales en el modelo, lo que será una dirección interesante para expandir nuestro trabajo. Dejamos estos temas para investigación futura.

²⁸ Sin embargo, algunas hipótesis preliminares que pueden ser objeto de posteriores análisis incluyen los efectos de los términos de intercambio sobre las restricciones adicionales, así como sobre el gasto público. En lo que respecta al último argumento, un aumento en los precios de los productos básicos mejora los ingresos por el impuesto sobre la renta, que permite así a los gobiernos gastar más; ver Barro (2000) para obtener un modelo endógeno de crecimiento en el cual el *gasto público productivo* puede mejorar el crecimiento económico.

Referencias

- Aguiar, M., y G. Gopinath (2004), *Emerging Market Business Cycles: The Cycle is the Trend*, NBER (Working Papers, núm. 10734); publicado en *Journal of Political Economy*, vol. 115, núm. 1, 2007, pp. 69-102.
- Ahmed, S., y R. Murthy (1994), "Money, Output and Real Business Cycles in a Small Open Economy", *Canadian Journal of Economics*, vol. 27, núm. 4, pp. 982-993.
- Barro, R. (2000), "Government Spending in a Simple Model of Endogenous Growth", *Journal of Political Economy*, vol. 98, núm. 5, pp. S103-S125.
- Becker, T., y P. Mauro (2006), *Output Drops and the Shocks that Matter*, IMF (Working Papers, núm. 06/172).
- Blattman, C., J. Hwang, y J. Williamson (2004), *The Impact of the Terms of Trade on Economic Development in the Periphery, 1870-1939: Volatility and Secular Change*, NBER (Working Papers, núm. 10600).
- Caballero, R., E. Farhi, y P. Gourinchas (2008), "Financial Crash, Commodity Prices, and Global Imbalances", *Brookings Papers on Economic Activity*, núm. 2, pp. 1-55.
- Canova, F. (2005), "The Transmission of US Shocks to Latin America", *Journal of Applied Econometrics*, vol. 20, núm. 2, pp. 229-251.
- Castillo, P., C. Montoro, y V. Tuesta (2007), "Hechos estilizados de la economía peruana", *Estudios Económicos*, núm. 14, pp. 33-75.
- Easterly, W., R. Islam, y J. Stiglitz (2001), "Shaken and Stirred: Explaining Growth Volatility", en B. Pleskovic, and N. Stern (eds.), *Annual World Bank Conference on Development Economics 2000*, Banco Mundial, pp. 191-211.
- Favero, C. (2001), *Applied Macroeconometrics*, Oxford University Press.
- Hinkle, L., y P. Montiel (1999), *Exchange Rate Misalignment: Concepts and Measurement for Developing Economies*, Oxford University Press.
- Hoffmaister, A., y J. Roldós (1997), *Are Business Cycles Different in Asia and Latin America?*, IMF (Working Paper, WP/97/9).

- Hoffmaister, A., J. Roldós, y P. Wickham (1998), "Macroeconomic Fluctuations in Sub-Saharan Africa", *IMF Staff Papers*, vol. 45, núm. 1.
- Banco Interamericano de Desarrollo (2008), *All that glitters may not be gold: assessing Latin America's recent macroeconomic performance*, abril.
- Fondo Monetario Internacional (2008), *Housing and the Business Cycle*, FMI, abril (World Economic Outlook).
- Fondo Monetario Internacional (2008a), "Is Inflation Back? Commodity Prices and Inflation", capítulo 3, en *Financial Stress, Downturns, and Recoveries*, FMI, octubre (World Economic Outlook).
- Izquierdo, A., R. Romero, y E. Talvi (2008), *Booms and Busts in Latin America: The Role of External Factors*, BID, Research Department (Working Paper, núm. 631).
- Johansen, S. (1988), "Statistical Analysis of Cointegration Vectors", *Journal of Economic Dynamics and Control*, vol. 12, pp. 231-254.
- Johansen, S. (1994), "The Role of the Constant and Linear Terms in Cointegration Analysis of Nonstationary Variables", *Econometric Reviews*, vol. 13, pp. 205-229.
- Justiniano, A., y B. Preston (2008), *Can Structural Small Open Economy Models Account for the Influence of Foreign Disturbances?*, NBER (Working Paper, núm. 14547).
- Kehoe, T. J., y K. J. Ruhl (2008), "Are Shocks to the Terms of Trade Shocks to Productivity?", *Review of Economic Dynamics*, vol. 11, núm. 4, pp. 804-819.
- King, R., C. Plosser, J. Stock, y M. Watson (1991), "Stochastic Trends and Economic Fluctuations", *American Economic Review*, vol. 81, núm. 4, pp. 819-840.
- Kose, M. A. (2002), "Explaining Business Cycles in Small Open Economies: How much do world prices matter?", *Journal of International Economics*, vol. 56, núm. 2, pp. 299-327.
- Kose, M. A., y R. Riezman (2001), "Trade Shocks and Macroeconomic Fluctuations in Africa", *Journal of Development Economics*, vol. 65, núm. 1, pp. 55-80.
- Lubik, T., y W. Teo (2005), *Do World Shocks Drive Domestic Business Cycles? Some Evidence from Structural Estimation*, The Johns Hopkins University, Department of Economics (Economics Working Paper Archive, núm. 522).

- Lundvik, P. (1991), *Business Cycles in a Small Open Economy: Sweden 1871-1987*, texto mimeografiado, Institute for International Economic Studies, Stockholm University.
- Mellander, E., A. Vredin, y A. Warne (1992), "Stochastic Trends and Economic Fluctuations in a Small Open Economy", *Journal of Applied Econometrics*, vol. 7, núm. 4, pp. 369-394.
- Mendoza, E. (1995), "The Terms of Trade, the Real Exchange Rate, and Economic Fluctuations", *International Economic Review*, vol. 36, núm. 1, pp. 101-137.
- Misas, M., E. López, y D. Vásquez (2003), *Tendencias estocásticas comunes y fluctuaciones en la economía colombiana: 1950-2002*, Banco de la República (Borradores de Economía, núm. 275).
- Obstfeld, M. (1982), "Aggregate Spending and the Terms of Trade: Is There a Laursen-Metzler Effect?", *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 97, núm. 2, pp. 251-270.
- Stock, J., y M. Watson (1988), "Testing for Common Trends", *Journal of the American Statistical Association*, vol. 83, pp. 1097-1107.
- Svensson, L., y A. Razin (1983), "The Terms of Trade and the Current Account: The Harberger-Laursen-Metzler Effect", *Journal of Political Economy*, vol. 91, núm. 1, pp. 97-125.
- The Economist* (2008), "The decoupling debate", 6 de marzo.
- Warne, A., (1993), *A Common Trends Model: Identification, Estimation and Inference*, texto mimeografiado, Stockholm School of Economics.

**THE TERMS OF TRADE AS DRIVERS
OF ECONOMIC FLUCTUATIONS
IN DEVELOPING ECONOMIES:
AN EMPIRICAL STUDY**

Paul Castillo and Jorge Salas

*The terms of trade as drivers
of economic fluctuations
in developing economies:
an empirical study*

CENTRAL BANK AWARD RODRIGO GÓMEZ, 2010

CENTER FOR LATIN AMERICAN MONETARY STUDIES
Mexico D. F. 2012

1. Introduction

The relation between terms of trade –defined as the price of exports relative to the price of imports– and macroeconomic fluctuations is an important issue in the study of business cycles and economic growth in small open economies. According to a number of papers [see, e.g., Mendoza (1995), Easterly et al. (2001), and Beker and Mauro (2006)] this is most clearly relevant for developing countries, due to their dependence on imported capital goods and the concentration of commodities in their export composition.¹

The episode of rising raw-material prices in mid-2000s neatly illustrates the notion that terms of trade shocks are a key driver of economic fluctuations in emerging economies.² In this event, particularly since the year 2000 and roughly until the burst of the Subprime crisis in 2008, commodity prices increased around 75% in real terms [see chapter 5 in IMF (2008)]. In parallel with this global commodity boom, export volumes as well as consumption, investment, and output levels accelerated at impressive rates in developing countries. Thus, for instance, according to the IMF (2008), emerging markets and developing economies' growth was 7.9% in 2006, whereas output in advanced economies only rose by 3.1%. Likewise, *The Economist* (2008) reports that in 2007 consumer spending in emerging markets rose around 3 times as fast as in the developed world, while real capital spending rose by 17% in emerging economies versus 1.2% in rich economies.

In this paper, we conduct an empirical analysis of the relation between permanent terms-of-trade shocks and economic fluctuations in a developing small open economy. A primary objective is to disentangle the contribution of these shocks to

¹ See Blattman et al. (2004) for a comprehensive literature review on the relationship between terms of trade and the economic performance of developing countries.

² See IMF (2008a) for a discussion on the causes of this commodity price boom.

explain the dynamics of key variables such as output, consumption and investment. By doing so, we tackle the important question of how sustainable high growth rates of those variables are when they are correlated with commodity boom episodes. Shedding light on this question, in turn, is relevant to assess the vulnerability of developing economies to sudden terms-of-trade reversals.

Our methodology closely follows the approach described in King et al. (1991) and, more precisely, in Mellander et al. (1992), consisting in the estimation of a VAR model with common stochastic trends. The variables included are: terms of trade, output, consumption, and investment. Simply put, we impose cointegration restrictions to identify the relevant parameters and shocks. The common trends framework allows to isolate the role of permanent and transitory shocks; we specifically identify permanent terms-of-trade (i.e., foreign) as well as domestic productivity shocks. Subsequently, in a variance decomposition analysis, we calculate the relative contributions of each of the shocks to explain economic fluctuations in the short, medium and long run. Then we compute the historical decomposition of the estimated permanent component of output.

This methodological approach is appealing because theory suggests that, in effect, terms-of-trade shocks may explain both the cyclical and the long-run behavior of the economy depending on the duration of the shocks. To see this, we can briefly review some of the transmission mechanisms of terms-of-trade disturbances. First, following Obstfeld (1982) and Svensson and Razin (1983), the terms of trade determine the purchasing power of exports and thus affect income. Hence, consumption must be affected by a terms-of-trade shock. In particular, consumption responses are stronger and more protracted as the shock is more permanent. Second, terms-of-trade gains induce a rise in investment, especially in the exportable industry for which marginal profitability is a function of the expected exports prices [see Mendoza (1995)]. This mechanism is arguably more relevant for the raw-material exportable sector and, as in the case of consumption, the effects on investment are also likely to depend on the duration of the shock.

Only a few papers have applied a common trends methodology to address the effects of terms-of-trade shocks in small open economies. Noticeably, Mellander et al. (1992) present a developed-country analysis, employing data from Sweden, finding that permanent real shocks account for most of the fluctuations in output, even in the short run.³ For developing economies, Misas et al. (2003) analyze the case of Colombia and argue that permanent shocks are important determinants of economic fluctuations. Unfortunately, they do not report any variance decomposition evidence, which severely narrows the interpretation and scope of their results. Therefore, we deem the existing literature insufficient, especially in the case of developing-economy studies, and believe that our paper contributes to fill this gap.

We use data from a prototypical developing economy, Peru, for the period 1992Q1-2007Q4. Additionally, for robustness purposes we report another estimation of the model using data from Chile. The recent economic performance of Peru is consistent with the aforementioned experience of the developing world, showing solid terms of trade, on one hand, and booming domestic growth, on the other: by 2007 terms of trade accumulated six years of consecutive expansion –reaching a historical level in 2006–, while output growth averaged 6.3% in the five-year period between 2002 and 2007, fueled by a fixed investment growth of 13.3% and a total consumption increase of 5.3%. Whereas Castillo et al. (2007) have presented some evidence on the relevance of the terms of trade as drivers of the Peruvian business cycle,⁴ our common trends analysis is useful not only to corroborate this seemingly important role over the cyclical behavior of the economy, but also to determine the extent of influence over its medium and long-run fluctuations.

Our main finding is that permanent terms-of-trade shocks

³ More specifically, they find that foreign shocks dominate the long-run variance decompositions of investment, but are of negligible relevance for consumption. Concerning output fluctuations, both domestic and foreign shocks appear to be equally important.

⁴ They compute a correlation with output of 0.7 and with investment of 0.8 for the period 1994-2005, using the Baxter-King cyclical components of the series.

account for the largest share of output, consumption, and investment fluctuations. In line with the above theoretical reasoning, these shocks are quantitatively more relevant as drivers of fluctuations in the medium and long run. We further show that this result is robust across alternative model specifications. Also, in the short run the relative influence of transitory shocks is more important to consumption and investment than to output. Quite surprisingly, permanent domestic shocks only account for a certain share of the output (and, to less extent, the consumption) variance in the short run. Furthermore, a final robustness exercise consisting of the estimation of the model using Chilean data, confirms the dominant role of terms-of-trade shocks in the long run for developing economies, but reveals a more significant influence of domestic productivity shocks than in the model with Peruvian data. Overall, these findings substantiate the view that the economic boom experienced by developing countries in mid-2000's has been tightly linked to the context of solid terms-of-trade gains.⁵

Interestingly also, a historical decomposition analysis of the estimated permanent component of output –which we may interpret as a measure of *potential output*– shows that the contribution of domestic shocks to the growth rate of that variable has been quite stable and systematically positive during the whole sample period. In contrast, the contribution of the terms-of-trade shocks is much more volatile over time, being quantitatively very important around 2005-2006. Thus, we infer that although domestic productivity shocks have been more relevant as a determinant of the *average* growth rate of potential output, the *volatility* of potential output is almost entirely dependent on the variability of the terms of trade.

Our paper relates to the vast empirical work that identifies a significant influence of foreign shocks on small-open-economy fluctuations.⁶ Moreover, our main result is in line

⁵ Although we do not address the interaction between terms-of-trade gains and the role of macroeconomic policies, it is reasonable to believe that our results can be extended more easily to the group of developing countries *with sound and stable macroeconomic management*. Indeed, during the years considered in our analysis, Peru and Chile belong to this group of economies.

⁶ There is, for instance, a large body of evidence on the impact of US-

with the findings of Mendoza (1995), Kose and Riezman (2001), and Kose (2002), all of which rely on calibrated dynamic stochastic general equilibrium (DSGE) models for a small open economy and conclude that terms-of-trade shocks account for a substantial fraction of output fluctuations.

Our results are also in accordance with the literature that reveals a dominant role of permanent shocks in explaining macroeconomic fluctuations, such as King et al. (1991) and Mellander et al. (1992). Furthermore, since we imply that permanent shocks are quantitatively more important in emerging markets than in developed countries [such as the US and Sweden, which are precisely the cases analyzed by King et al. (1991) and Mellander et al. (1992), respectively], we find support for the argument of Aguiar and Gopinath (2004) about the predominance of permanent shocks relative to transitory shocks in emerging countries.⁷ In particular, we highlight the relevance of permanent foreign shocks.

On the other hand, our findings are at odds with the results of Lubik and Teo (2005). They estimate a DSGE model and show that terms-of-trade shocks account for a very small fraction of business cycle fluctuations, both for developed and developing economies.⁸ Perhaps more relevantly, given the methodology employed in our paper, a number of previous VAR estimations have also failed to find significant effects of terms-of-trade shocks on domestic output dynamics [Ahmed and Murthy (1994), Hoffmaister and Roldós (1997), and Hoffmaister et al. (1998)]. One likely explanation for why we

sourced disturbances on the Canadian economy (see Justiniano and Preston (2008)] for a brief survey). Likewise, Izquierdo et al. (2008) conclude that external factors –the terms of trade featuring among them– account for a significant share of variance in the seven largest Latin American countries GDP growth (period 1990-2006). Canova (2005) also finds that US disturbances explain important fractions of the variability of Latin American macro variables.

⁷ In an earlier version of their paper [Aguiar and Gopinath (2004)], the authors estimate a closed-economy common trends model, similar to King et al. (1991), and show that at horizons of 12 quarters, roughly 50% of Canadian output is due to the permanent shock, whereas this shock accounts for roughly 82% of business cycle volatility in Mexico.

⁸ Justiniano and Preston (2008) explore the inability of small-open-economy DSGE models to account for the large influence of foreign shocks generally found in reduced-form studies.

obtain so radically different conclusions is that in this group of VAR studies, the existence of cointegration relations has been purposely ignored by taking first differences on the data. Our work suggests that this is a misleading treatment of the series, since the long-run properties of the data appear to be of critical importance for the results.

The rest of the paper is organized as follows. Section 2 describes the econometric methodology and the data. Section 3 presents the empirical results as well as robustness exercises, and section 4 concludes.

2. Methodology and data

We build a common trends model in order to evaluate the sources of short and long-run economic fluctuations in a developing small open economy. Once we identify and estimate the model, we are able to compute variance decompositions from which we draw our main findings. Our econometric methodology is based upon King et al. (1991) and Warne (1993).⁹

Consider an $n \times 1$ vector x_t of $I(1)$ time series and its following Wold representation:

$$(1) \quad \Delta x_t = \delta + C(L)\varepsilon_t,$$

where $C(L)$ is a matrix finite-order lag polynomial and ε_t denotes a vector of serially uncorrelated residuals, with $E[\varepsilon_t] = 0$ and $E[\varepsilon_t \varepsilon_t'] = \Sigma$. A specific identification strategy is required to recover the VAR model's structural shocks from the reduced form (1).

If the variables in x_t are cointegrated, the Granger representation theorem (GRT) allows to write an alternative form of (1)

$$(2) \quad \Delta x_t = \rho + \gamma \alpha' x_{t-1} + \Lambda(L) \Delta x_{t-1} + \varepsilon_t,$$

where γ and α are two $n \times r$ matrices, both of rank r . The columns of α are the r cointegration vectors of x_t and γ is the matrix of adjustment coefficients. In terms of (1), the GRT implies that $C(1)$ is of rank $n - r$ and $\alpha' C(1) = C(1)\gamma = 0$.

As Stock and Watson (1988) show, the so-called error-correction model in (2) can be rewritten as a common trends model:

$$(3) \quad x_t = \rho + \Upsilon \tau_t + \varphi(L)v_t,$$

where $\varphi(L)v_t$ is jointly stationary and

⁹ The reader can refer to those papers for a more detailed explanation of the methodology. Additionally, Favero (2001) provides a good introductory approach to the common trends models.

$$(4) \quad \tau_t = \mu + \tau_{t-1} + \phi_t.$$

The common trends model (3) contains k independent stochastic trends, τ_t , where $k = n - r$. The k -dimensional vector τ_t in (4) has drifts μ and innovations ϕ_t . The innovations ϕ_t have a persistent effect over the stochastic trends—hence we refer to them as *permanent shocks*—and the loading matrix Υ determines the long-run effect of these shocks over the variables in x_t .

In order to identify the structural shocks, $k(k-1)/2$ restrictions have to be imposed on the matrix Υ . In practice, one can estimate the cointegration vectors α and then, subject to this matrix α and further restrictions motivated by economic theory, identify and estimate Υ . Additionally, an extra identification assumption is that the permanent shocks are orthogonal to the transitory shocks.¹⁰

In the context of our interest, we follow Mellander et al. (1992) and define the vector x_t as

$$(5) \quad x_t = [p_t \quad y_t \quad c_t \quad i_t]',$$

where p_t denotes the terms of trade (export price index/import price index); y_t is the real gross domestic product per capita; c_t , the real consumption per capita; and i_t is the real gross domestic investment per capita. All variables are in logarithms.

We thus characterize the small open economy considering a four-variable VAR model. This specification is an extension of the closed economy model employed by King et al. (1991), who consider the vector $[y_t \quad c_t \quad i_t]'$ and derive two cointegration relations among them: the *great ratios* $c_t - y_t$ and $i_t - y_t$, implying that both consumption and investment are cointegrated with output.¹¹

On the other hand, Mellander et al. (1992) show that the Lundvik (1991) real-business-cycle (RBC) model for a small

¹⁰ The computations required to obtain variance decompositions and impulse responses from the common trends model are detailed in Warne (1993).

¹¹ Theoretically, these cointegration vectors are based on a simple real-business-cycle model with productivity shocks that generate long-run balanced growth.

open economy predicts the existence of two log-linear steady-state relations among terms of trade, output, consumption and investment.¹² Namely, the first cointegration relation is the investment/output ratio (just like in the closed-economy model), and the second involves terms of trade, output, and consumption. Accordingly, when estimating the cointegrated VAR model we test the following theoretical α matrix derived from Lundvik (1991)

$$(6) \quad \alpha' = \begin{bmatrix} 0 & 1 & 0 & -1 \\ \beta & 1 & -1 & 0 \end{bmatrix},$$

where β is the share of foreign-produced goods in total consumption.

Furthermore, in terms of the vector-error correction model given in (2), the assumption of small open economy implies that the foreign variables (i.e., the terms of trade) do not respond to domestic disequilibria; that is, $\gamma_{11} = \gamma_{12} = 0$,

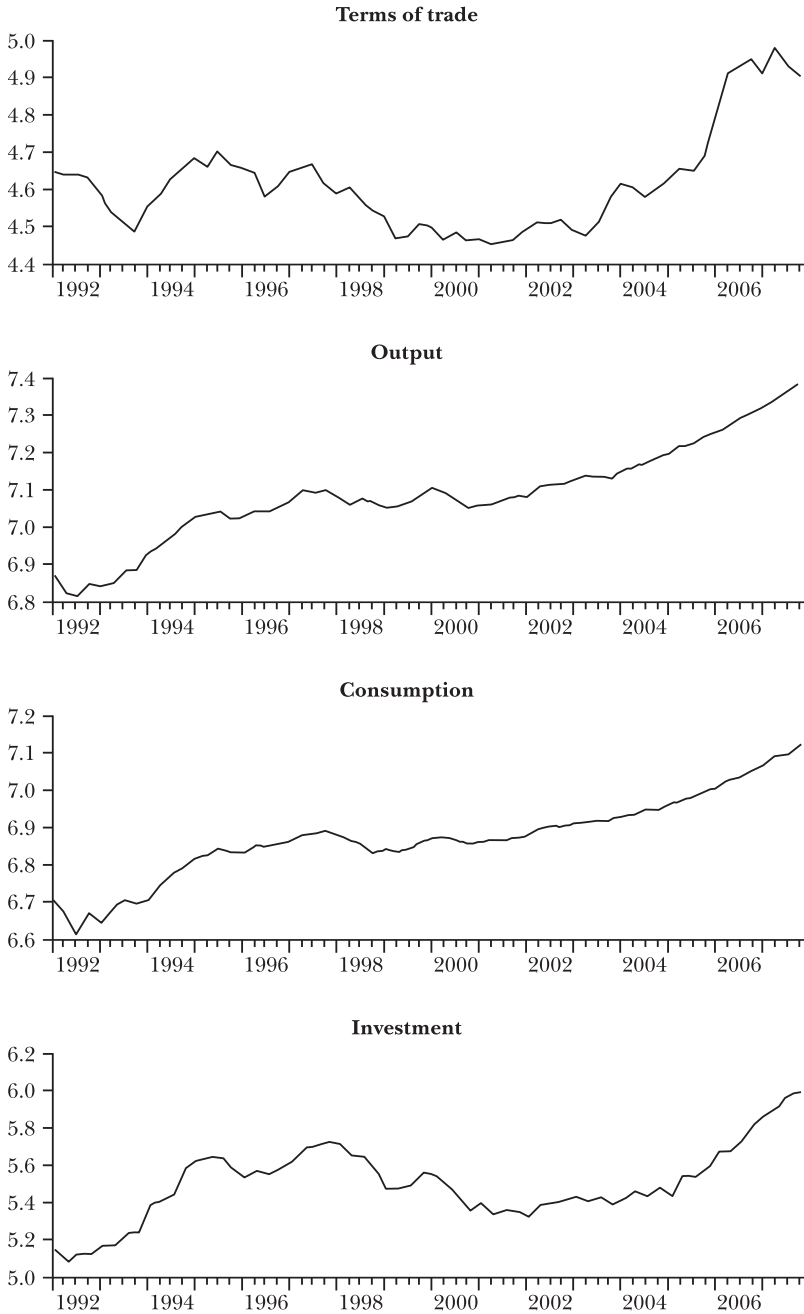
$$(7) \quad \gamma = \begin{bmatrix} 0 & 0 \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} \\ \gamma_{31} & \gamma_{32} \\ \gamma_{41} & \gamma_{42} \end{bmatrix}.$$

In order to identify the elements of the matrix Υ , the estimation of both the long-run covariance matrix for x_t [obtained by computing equation (1), i.e. the reduced-form VAR] and the cointegration vectors provide all but one of the number of required restrictions. Hence it is necessary to impose an additional restriction, which is motivated by economic theory. In particular, since $k = n - r = 4 - 2 = 2$, there are two stochastic trends. Then, if we further assume that the shocks to one of the trends (let us label these as “shocks to the domestic trend”) have no long-run effect on the terms of trade (i.e. $\Upsilon_{12} = 0$), we can identify these trends as one *domestic* and the other one *foreign*.

We estimate the model using Peruvian quarterly data collected

¹² The model by Lundvik (1991) features tradable goods, incomplete insurance markets, and imposes purchasing power parity and real interest parity.

FIGURE 1. PERUVIAN DATA: COMPONENTS OF THE VECTOR x_t (1992Q1-2007Q4)



NOTE: In logarithms. All seasonally adjusted except for the terms of trade.

from the Central Bank of Peru web page.¹³ Given the existence of a seasonal pattern, the series corresponding to output, consumption, and investment are seasonally adjusted using the Tramo-Seats procedure. These series are then transformed into per capita terms using a quarterly population series generated from an interpolation of the annual population series.¹⁴ All variables are in logarithms and the sample period is 1992Q1 to 2007Q4.¹⁵ We depict the variables in figure 1. Several unit root tests (not reported) consistently indicate that the time series are $I(1)$.¹⁶

¹³ The econometric computations were executed using the RATS codes written by Anders Warne (available on Internet).

¹⁴ The interpolation method is the *cubic match last* algorithm available on EViews.

¹⁵ At first we estimated the model with annual data for the sample period 1950 to 2007, and different subsamples. However, due to the existence of several regime changes and the problem of limited data reliability –both typical features of economic series in developing economies– we were not able to find any compelling results.

¹⁶ We use the ADF, Phillips-Perron, DF-GLS, and Ng-Perron (MZ_t) tests. The results are available upon request.

3. Results

In this section we report the empirical results. We start by showing the identified cointegration vectors and the estimation of the common trends parameters. Next, we analyze the variance decomposition of the variables focusing our attention on the role of permanent shocks. Finally, we present a historical decomposition exercise and try alternative specifications of the model to test the robustness of our main findings.

3.1 Cointegration

We test the existence of cointegration relations using the Johansen (1988) procedure. The results are reported in table 1. In line with the empirical findings of King et al. (1991) for the closed-economy case and with the theoretical predictions of Lundvik's (1991) RBC open economy model, the trace test indicates two cointegration equations (the second largest trace statistic is significant). On the contrary, the maximum-eigenvalue test suggests that there is only one cointegration vector (although the existence of two vectors cannot be rejected at a 0.15 significance level). Considering the weakness of the maximum-eigenvalue test described in Johansen (1994), we rely on the trace test evidence and proceed to identify two cointegration relations.

TABLE 1. JOHANSEN (1988) TESTS FOR COINTEGRATION

	$tr(1)$	$tr(2)$	$tr(3)$	$tr(4)$	<i>Number of lags</i>
Critical values	69.40	30.02	12.55	0.87	7
	47.86	29.80	15.50	3.84	
	$\lambda(1)$	$\lambda(2)$	$\lambda(3)$	$\lambda(4)$	<i>Number of lags</i>
Critical values	39.37	17.47	11.69	0.87	7
	27.58	21.13	14.27	3.84	

NOTES: $tr(1)$ denotes the largest trace statistic and $tr(2)$ denotes the second largest. 95% critical values are taken from MacKinnon, Haug and Michelis (1999). The optimal number of lags is suggested by the likelihood ratio test and it is consistent with the absence of residual autocorrelation.

We test the theoretical restrictions over the cointegration space implied by equations (6) and (7), discussed above. As shown in table 2, only the hypothesis that $\gamma_{11} = \gamma_{12} = 0$ (i.e., the assumption that the the terms of trade do not respond to domestic disequilibria) cannot be rejected using the Likelihood Ratio (LR) overidentification test, whereas the restrictions implied by the Lundvik (1991) model are rejected by the data.¹⁷

TABLE 2. TESTS OF COINTEGRATION RESTRICTIONS

	<i>Set of restrictions implied by equations:</i>		
	(6)	(7)	(6) and (7)
LR statistic	18.882	5.646	24.930
(p-value)	(0.000)	(0.059)	(0.000)

NOTES: Equation (6) implies the restrictions over the cointegration coefficients suggested by the model of Lundvik (1991). Equation (7) implies restrictions over the terms of trade's adjustment coefficients based on the assumption of small open economy.

Based on the LR overidentification test evidence, we impose the restrictions $\gamma_{11} = \gamma_{12} = 0$ and then proceed to estimate the cointegration relations. The estimated restricted cointegration vectors (normalized with respect to the second variable of the VAR system, i.e. output) are reported in equation (8), while the corresponding cointegrating relations are depicted in figure 2.

$$(8) \quad \hat{\alpha}' = \begin{bmatrix} -0.193 & 1.000 & -1.272 & 0.083 \\ 0.100 & 1.000 & -1.260 & -0.053 \end{bmatrix}$$

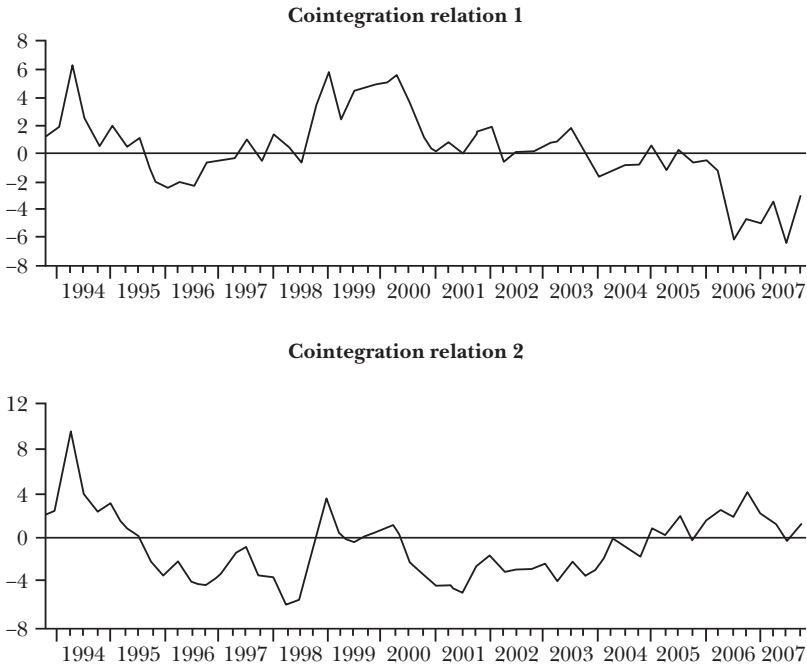
Taking into account the estimated α matrix, we now compute the parameters of the common trends model.

3.2 Common trends model

As explained in section 2, the identification of the common trends model relies upon the estimates of α and the long-run covariance matrix for x_t , as well as the small open

¹⁷ Mellander et al. (1992), using Sweden annual data for the sample 1871-1986, also find weak support for these theoretical cointegration relations.

FIGURE 2. ESTIMATED COINTEGRATING RELATIONS, 1994-2007



economy assumption, $Y_{12} = 0$. Given these restrictions, we are able to compute the model. Also, since the data supported our earlier assumption about the existence of two cointegration relations, we can confirm that the model contains two common trends (recall that $k = n - r = 4 - 2 = 2$): one foreign ($\tau_{f,t}$) and one domestic ($\tau_{d,t}$). The results are shown in equation (9) (standard errors are featured in parentheses).

$$(9) \quad \begin{bmatrix} p_t \\ y_t \\ c_t \\ i_t \end{bmatrix} = \hat{\rho} + \begin{bmatrix} 0.0355 & 0 \\ (0.0168) & (—) \\ 0.0206 & 0.0027 \\ (0.0098) & (0.0006) \\ 0.0159 & 0.0021 \\ (0.0076) & (0.0005) \\ 0.0781 & 0.0002 \\ (0.0368) & (0.0000) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \tau_{f,t} \\ \tau_{d,t} \end{bmatrix} + \hat{\phi}(L)v_t.$$

Our findings indicate that both the domestic and foreign trend have a positive long-run effect on output, consumption,

and investment. Thus, for instance, the point estimate of the long-run response of output to a one standard deviation permanent foreign shock is 2.06%, whereas consumption changes roughly at the same amount (1.59%) implying a small change in the savings rate –just as theory suggests. Note also the large long-run response of investment to a permanent terms-of-trade disturbance (almost 8%), and the higher magnitudes of the responses to permanent foreign shocks relative to the responses to permanent domestic shocks. Besides, not surprisingly, the foreign trend has a positive influence on the terms of trade –which in turn, given our small open economy assumption, are not affected by the domestic trend. All the estimated coefficients are statistically significant at a 0.05 level.

In figure 3 we show the original variables together with their estimated permanent components.¹⁸ Interestingly, the sustained growth of the terms of trade since 2003 is closely matched by its permanent component, but only until 2006. Then according to the model, the peak of the period 2006–2007 was due to transitory factors¹⁹ and one thus could argue that the model *predicted* a subsequent downward adjustment in the terms of trade level (in fact, this is precisely what occurred beyond the endpoint of our sample, as the terms of trade in developing countries decreased in 2008 following the plunge in commodity prices).²⁰ Notably also, by the end of the sample, the remaining variables –output, consumption, and investment– keep increasing and surpass their corresponding permanent components, which in turn begin to decrease around the year 2007.

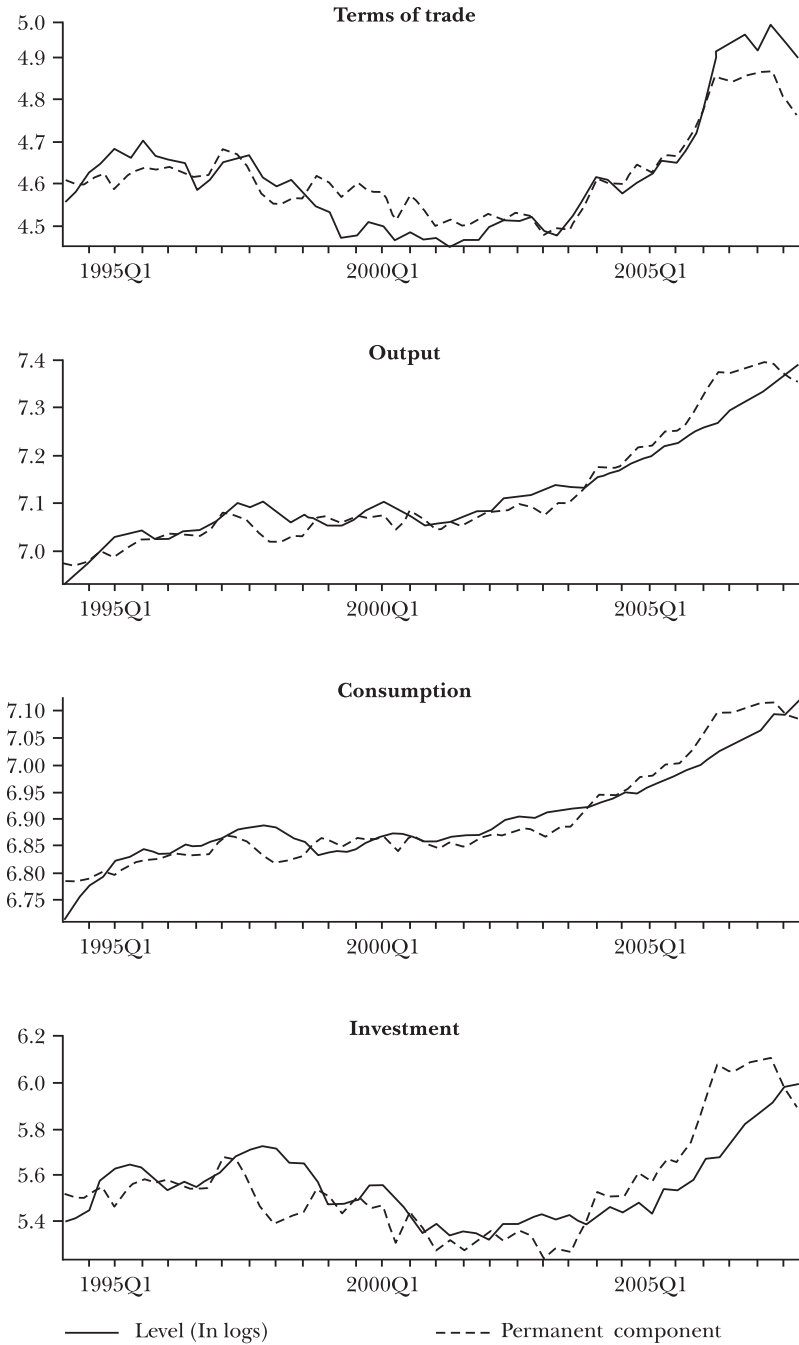
The impulse-response functions (not reported) reveal that, as expected, shocks to the foreign and domestic trends generate positive responses in output, consumption, and investment.

¹⁸ Other non-reported results show that, as one would expect *a priori*, the foreign stochastic trend has a close relation with the terms of trade, whereas the domestic trend is fairly related to the GDP behavior.

¹⁹ Caballero et al. (2008) present some evidence on this assertion, as they argue that the commodity price boom of mid-2000's reflected a bubble in the commodity market.

²⁰ Peruvian terms of trade, measured in annual average terms, fell by 14% in 2008.

FIGURE 3. OBSERVED TIME SERIES AND ESTIMATED PERMANENT COMPONENTS, 1995-2005



However, the responses of these variables to a productivity shock are not significant. Noticeably as well, after a permanent terms-of-trade shock, domestic variables reach their new long-run levels after nearly five years.

3.3 Variance decompositions

We next present the forecast error variance decompositions. This allows us to examine the relevance of the domestic and the foreign permanent shocks, as well as of the transitory shocks, to explain the fluctuations of the variables at different time horizons. The discussion starts showing the evidence for finite horizons and then moves on to the long-run (or infinite horizon) variance decompositions.

3.3.1 Finite horizon

As shown in table 3, transitory shocks have a limited influence over all the analyzed variables beyond the short run. In general, they account for less than 20% of the forecast error variance when the forecasting horizon is extended beyond 2 years –the flip side of the coin is, of course, that a big share of the variance is due to permanent shocks. The importance of transitory shocks is particularly low for the terms of trade, even in the very short run. In the case of output, these shocks roughly account for 40% of the fluctuations at the 1-year horizon (although not statistically significant). The relative influence of transitory shocks is more important for consumption and investment, as their variances are almost fully accounted for by these shocks at the 1-quarter horizon. Then, at the 1-year horizon the influence of those shocks is still persistent over investment (transitory shocks account for 66% of its forecast error variance), but not so much over consumption (they account for 46% of the variance, although not significantly).

On the other hand, and quite surprisingly, domestic permanent shocks have a negligible impact over investment fluctuations. The same occurs with the terms of trade, although this finding is hardly questionable given the small open economy assumption. For output, domestic permanent shocks

seem to dominate the variance decompositions at the short run: they account for 55% of the forecast error variance at the 1-quarter horizon, even though the uncertainty around this estimate is high. Then the influence decreases with the horizon and becomes arguably small beyond 2 years. The share of variance due to domestic permanent shocks is reduced for the consumption forecast, reaching a maximum of 21% (not statistically significant) at the 1-year horizon.

A key finding of the paper is that, for all the analyzed variables, permanent foreign shocks explain the largest share of

TABLE 3. FORECAST ERROR VARIANCE DECOMPOSITION AT DIFFERENT QUARTERLY HORIZONS

<i>Variable</i>	<i>Innovation</i>	<i>1</i>	<i>4</i>	<i>8</i>	<i>12</i>	<i>20</i>	<i>40</i>
p_t	$\tau_{f,t}$	0.706 (0.211)	0.923 (0.181)	0.964 (0.073)	0.972 (0.062)	0.978 (0.052)	0.984 (0.039)
	$\tau_{d,t}$	0.040 (0.160)	0.009 (0.064)	0.005 (0.022)	0.004 (0.015)	0.004 (0.019)	0.003 (0.012)
	trans.	0.254 (0.188)	0.068 (0.123)	0.030 (0.064)	0.024 (0.053)	0.018 (0.046)	0.012 (0.032)
y_t	$\tau_{f,t}$	0.021 (0.063)	0.327 (0.161)	0.696 (0.258)	0.868 (0.150)	0.935 (0.089)	0.958 (0.088)
	$\tau_{d,t}$	0.546 (0.452)	0.274 (0.194)	0.158 (0.166)	0.069 (0.093)	0.039 (0.104)	0.028 (0.105)
	trans.	0.433 (0.471)	0.399 (0.248)	0.145 (0.240)	0.062 (0.133)	0.026 (0.064)	0.013 (0.035)
c_t	$\tau_{f,t}$	0.028 (0.596)	0.327 (0.837)	0.683 (0.599)	0.851 (0.334)	0.921 (0.210)	0.952 (0.168)
	$\tau_{d,t}$	0.064 (0.188)	0.211 (0.382)	0.154 (0.402)	0.075 (0.251)	0.044 (0.206)	0.031 (0.182)
	trans.	0.908 (0.510)	0.462 (0.849)	0.163 (0.482)	0.074 (0.250)	0.035 (0.126)	0.017 (0.065)
i_t	$\tau_{f,t}$	0.006 (0.023)	0.329 (0.184)	0.784 (0.241)	0.916 (0.158)	0.967 (0.057)	0.982 (0.037)
	$\tau_{d,t}$	0.007 (0.041)	0.014 (0.054)	0.028 (0.141)	0.013 (0.031)	0.006 (0.029)	0.004 (0.013)
	trans.	0.987 (0.051)	0.656 (0.216)	0.187 (0.304)	0.071 (0.142)	0.027 (0.062)	0.014 (0.035)

NOTE: Standard errors in parentheses.

forecast error variances in the medium run. These shocks account for 70% of the terms of trade variance at the first quarter and the share grows rapidly to over 90% from the 1-year horizon onwards. The influence of permanent foreign shocks is negligible for the rest of variables –output, consumption and investment– at the first quarter, but then increases continuously with the horizon: from 33% of the variance at the first year (although only statistically significant for output at this horizon) to nearly 90% at the 3-year horizon. In general, over 95% of the 10-year fluctuations are due to permanent foreign shocks, which is a striking finding.

3.3.2 Infinite horizon

In the long run, the movements of the variables are explained only by permanent shocks. Thus, we perform a long run forecast error variance decomposition to scrutinize the relative role of the permanent domestic and foreign shocks. As shown in table 4, the long-run variance of output, consumption, and investment are almost fully accounted for by foreign innovations.

Our results are similar to the findings of Kose (2002), who employs a calibrated DSGE model and concludes that terms-of-trade shocks account for about 90% of the output fluctuations in developing countries. Other studies that use calibrated DSGE models report that terms-of-trade shocks explain about half of output movements [see Mendoza (1995) and Kose and Riezman (2001)]. Interestingly also, Izquierdo et al.

TABLE 4. LONG RUN FORECAST ERROR VARIANCE DECOMPOSITION

<i>Variable</i>	$\tau_{f,t}$	$\tau_{d,t}$
p_t	1.000 (-)	0.000 (-)
y_t	0.983 (0.018)	0.017 (0.018)
c_t	0.982 (0.018)	0.018 (0.018)
i_t	0.999 (0.000)	0.001 (0.000)

NOTE: Standard errors in parentheses.

(2008) report in a study for the seven largest Latin American countries, that one-time increases in commodity prices generate level effects on output, which in their words “*may translate into relatively prolonged above-average growth phases*” (p. 22).

3.4 Historical decomposition

In contrast with the variance decomposition analysis that relies on the estimated variance of the shocks, historical decomposition is based on the actual realizations of the shocks. We now turn to this approach as an alternative way to measure the relative importance of domestic versus external factors in the evolution of the estimated *permanent component* of output (which we will refer to as “potential output”) over the sample period.²¹

Table 5 shows the results of this analysis. Noticeably, the historical decomposition suggests that domestic factors have been the most important determinant of the *average* growth rate of potential output, explaining 3.4 percentage points of the total 4% potential output growth for the period 1996-2007, whereas external factors explain only the remaining 0.6 percentage points. Considering subsamples, external factors clearly had a larger contribution for the period 2001-2007, reflecting the context of extremely favorable terms of trade, particularly around 2006. In that period, the evolution of the terms of trade allowed the Peruvian economy increase its potential output in around 2 percentage points –from nearly 4%, determined by domestic factors, to almost 6%.

How do we reconcile the results of the variance and the historical decomposition exercises? Far from being contradictory,

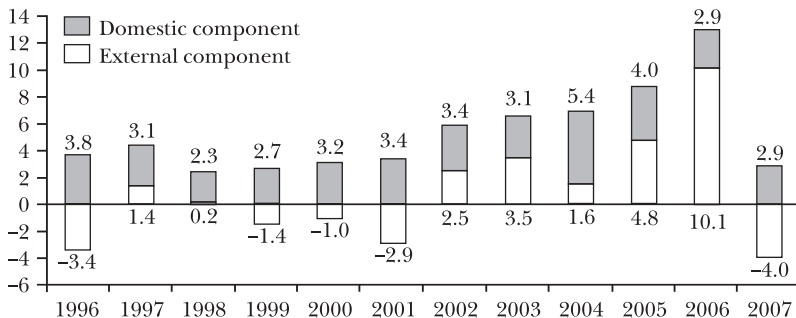
TABLE 5. HISTORICAL DECOMPOSITION OF THE AVERAGE GROWTH OF POTENTIAL OUTPUT (CONTRIBUTIONS IN PERCENTAGE POINTS)

<i>Sample</i>	<i>Total</i>	<i>Foreign</i>	<i>Domestic</i>
1996-2007	4.0	0.6	3.4
1996-2000	2.1	-0.9	3.0
2001-2007	5.8	2.2	3.6

²¹ For this exercise we use a model estimated with aggregate data, instead of the per capita series. Later in the paper, we show as part of the robustness analysis that both models yield very similar results.

both approaches jointly suggest that potential output's *volatility* is very dependent on foreign factors. As depicted in figure 4, the external component of potential output (that is, the contribution of terms-of-trade shocks to the permanent component of GDP) was positive between 2002 and 2006, but negative during most of the remaining years of the sample. Thus, our results imply that potential output is highly sensitive to external factors, in the sense that its volatility depends a lot on the terms of trade swings. The domestic component, in turn, has been much more stable, contributing steadily with a positive sign during the whole sample period.

FIGURE 4. HISTORICAL DECOMPOSITION OF THE AVERAGE ANNUAL GROWTH RATE OF POTENTIAL OUTPUT: PERCENTAGE CONTRIBUTION OF DOMESTIC AND FOREIGN PERMANENT SHOCKS, 1996-2007



3.5 Robustness check

We address the robustness of the results with respect to the treatment of the data and the included variables, as well as to the choice of the country. The results, in terms of the long run forecast error variance decomposition, are reported next.

3.5.1 Alternative models

We test the sensitivity of the results to model specification following three different strategies. First, we run the baseline model employing the aggregate output, investment, and consumption series –as opposed to their original specification in per capita terms (model A). Second, we include a dummy variable that takes the value of 1 in the second quarter of 2006,

in order to eliminate an outlier in the terms-of-trade equation of the baseline VAR (model B). The final alternative model includes an additional endogenous variable: the real exchange rate, which is another key relative price for small open economies (model C).²²

Under models A and B two cointegration relations are identified and estimated. Also, like in the baseline model, the data supports the restrictions over the adjustment coefficients implied by the small open economy assumption [see equation (7)]. Concerning model C we follow a vast literature on the long-run determinants of real exchange rates [see, e.g., Hinkle and Montiel (1999)] and expect to find a third cointegration equation linking the real exchange rate with the terms of trade and, possibly also, with output (as a proxy for productivity). Thus, all the alternative models maintain the assumption of two common trends and, consequently, two permanent shocks driving the long-run movements of the variables.²³ Table 6 shows the shares of long run forecast error variance due to foreign shocks in the three alternative models.

In all the cases, the results corroborate our earlier findings: foreign shocks account for a massive share of output, consumption, and investment long-run variance. Hence, model specification does not appear to be a source of uncertainty for the robustness of our results.

3.5.2 The Chilean case

As a final robustness check we estimate the same common trends model using quarterly Chilean data. Similarly to Peru, Chile has also experienced a terms-of-trade boom in mid 2000's due to, among other factors, the rise in copper price. The data are collected from the Banco Central de Chile web

²² We also have performed additional robustness checks including other variables such as net foreign assets and government expenditures. Further, we have considered an alternative GDP series excluding primary sectors and a sample period up to 2005-IV (i.e., before the commodity boom). In all these exercises, the main results of the paper are mostly unchanged.

²³ In the case of model C, none of the theoretical restrictions over the cointegration space, discussed earlier in the text, are supported by the data.

TABLE 6. SHARE OF LONG RUN FORECAST ERROR VARIANCE DUE TO FOREIGN-TREND INNOVATIONS IN ALTERNATIVE MODELS

<i>Variable</i>	<i>Model A</i>	<i>Model B</i>	<i>Model C</i>
p_t	1.000	1.000	1.000
y_t	0.993	0.980	0.991
c_t	0.992	0.979	0.984
i_t	0.999	1.000	0.996
q_t	–	–	0.997
No. lags	9	7	8

NOTES: Model A is the baseline model with aggregate (instead of *per capita*) data. Model B is the baseline model with a dummy variable taking value of 1 in 2006Q2. Model C is a five-variable VAR including the variables of the baseline model and the real exchange rate (q_t), and featuring three unrestricted cointegration relations (i.e., two common stochastic trends). All the numbers are statistically significant at a 0.05 level.

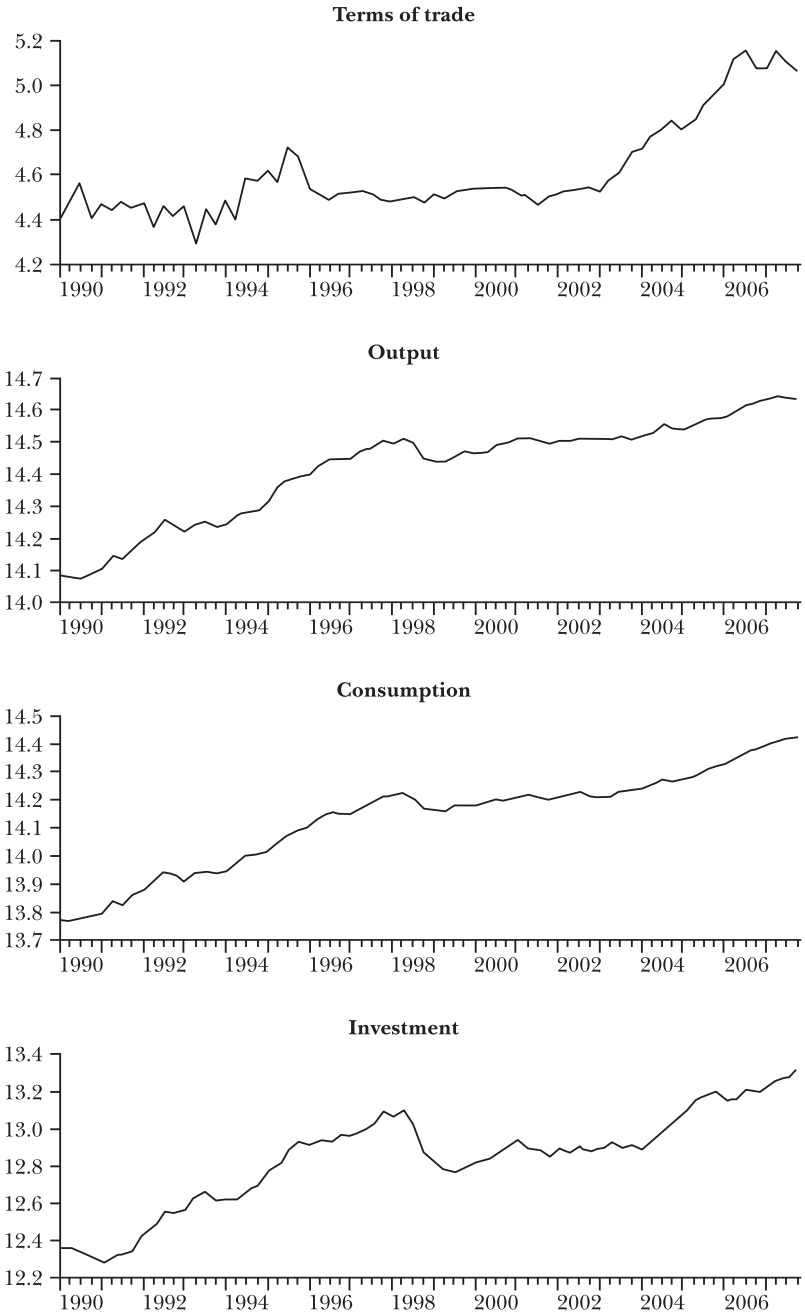
page and the treatment of the series is the same as in the original model for Peru. However, the output, consumption, and investment²⁴ series are transformed into *per capita* terms using the working force, instead of the population series, which was not available. The sample period is 1990Q1 to 2007Q4. The variables are depicted in figure 5.

In this case, the identification and estimation of the cointegration vectors is sensitive to the inclusion of dummy variables. Thus, we report the results of two alternative models, which we label model D and model E: both of them include a dummy variable which takes the value of 1 during the period 1998Q3 to 2007Q4, reflecting a change in the trend of the output; but whereas model D includes also a dummy variable that takes the value of 1 within the period 2003Q1 to 2007Q4 (to capture a change in the trend of the terms of trade series), model E takes into account an additional dummy that activates in the quarter 1998Q4, which we can characterize as a deep-downturn period for the Chilean economy.

We identify two cointegration vectors in both models. Here again the data reject the theoretical restrictions over the cointegration coefficients suggested by the Lundvik (1991) model, but do admit the restrictions over the terms-of-trade adjustment coefficients based on the small open economy assumption. Then, after estimating the parameters of the corresponding

²⁴ Investment in this case corresponds to the gross formation of fixed capital.

FIGURE 5. PERUVIAN DATA: COMPONENTS OF THE VECTOR x_t (1992Q1-2007Q4)



NOTE: In logarithms. All seasonally adjusted except for the terms of trade.

common trends models, we are able to conduct the long run forecast error variance decomposition. The results are shown in table 7.²⁵

TABLE 7. SHARE OF LONG RUN FORECAST ERROR VARIANCE DUE TO FOREIGN-TREND INNOVATIONS IN ALTERNATIVE MODELS: CHILE, 1990Q1 - 2007Q4

<i>Variable</i>	<i>Model D</i>	<i>Model E</i>
p_t	1.000	1.000
y_t	0.003	0.693
c_t	0.120	0.899
i_t	0.164	0.925
No. lags	6	6

NOTES: The models differ in the included dummy variables (see text for details). The underlying cointegration vectors are estimated imposing the “small open economy” restrictions over the terms-of-trade adjustment coefficients [see equation (7) in the text]. Numbers in bold indicate statistical significance at a 0.05 level.

Unlike in the analysis for Peru, model specification turns out to be crucial in this case: the conclusion concerning the relevance of permanent foreign shocks changes dramatically depending on the model that we look at. On one hand, model D reveals a negligible influence of these shocks on the movements of output, consumption, and investment, thus implying a dominant role for domestic shocks. Because these findings are at odds with the beliefs of most economists and a large body of empirical evidence and, even more, the figures are statistically not significant, we deem the outcome of this model implausible.

On the other hand, when we turn to model E the results are qualitatively similar to those reported using Peruvian data: foreign shocks account for nearly 90% of the consumption and investment long-run movements, and for 69% of the output long-run variance. In this model, the results are statistically significant at 0.05 level for both consumption and investment.

Then, following model E, this robustness exercise confirms the dominant role of permanent foreign shocks, but importantly it also indicates that the influence of permanent

²⁵ These results are robust even if one uses the output, consumption, and investment series in aggregate (instead of *per capita*) terms.

The terms of trade as drivers of economic fluctuations ...

domestic shocks over economic fluctuations should not be treated as generally negligible in the context of developing small open economies.

4. Final remarks

In this paper we have presented evidence suggesting that permanent terms-of-trade shocks dominate the variance decompositions of output, investment, and consumption in developing small open economies –especially in the medium and long run. We have also shown that in the short run the relative influence of transitory shocks is more important to consumption and investment than to output, and that permanent productivity shocks account for a certain share of the output and consumption variance only in the short run. Finally, the historical decomposition analysis of the estimated (growth rate of the) permanent component of output has revealed that although domestic shocks are an important determinant of its average level, its variability is highly dependent on the variance of the terms-of-trade shocks.

Even though the main results are not sensitive to alternative empirical specifications, a robustness exercise consisting of the estimation of the model with Chilean data suggests that the influence of permanent domestic shocks is indeed less important compared to foreign shocks, but not as negligible as in the baseline model. In general, our results are in accordance with previous studies that suggest a dominant role of permanent shocks in explaining economic fluctuations in emerging markets. Moreover, for this group of economies, our work emphasizes the relevance of shocks to the foreign trend.

Our analysis conveys the key policy implication that developing countries must take measures to avoid the potentially large effects of adverse terms-of-trade shocks.²⁶ In line with this reasoning, some possible actions include improvements in export diversification and the accumulation of buffer stocks in the form of international reserves or fiscal stabilization

²⁶ In words of a recent IADB report focused on the Latin American region: “Policymakers should resist the temptation of taking comfort in favorable tailwinds alone, working resolutely toward the achievement of goals that take into account cycles in the international economy, commodity prices and world financial conditions.” [IADB (2008), p. 29].

funds. Fortunately, as the IMF (2008) shows, most emerging economies have recently made progress in these areas.²⁷

Furthermore, our paper also implies that the role of terms of trade in small open economy models should not be overlooked, as it often occurs in the existing theoretical literature. In this regard, Kehoe and Ruhl (2008) point out some interesting directions to be pursued in modeling frictions that help to account the relationship between the terms of trade, output, and productivity.

From an empirical-modeling perspective, as we mentioned in the introduction, our results are dramatically different than those reported in other VAR studies, which fail to find an important role for the terms of trade in developing countries. We propose that the treatment of the data may help to explain these differences, as we have employed time series in levels whereas most of the existing literature rely on first-difference specifications. Whether this is the right explanation certainly deserves more study, but we tentatively argue that the long-run properties of the series are of critical importance for the results, and thus we advocate for the explicit modeling of cointegration relations in future VAR studies of this type.

Some caveats are worth mentioning. First, given the empirical scope of the paper, we have not identified the channels of transmission of the terms-of-trade shocks. Accordingly, we do not have much to say about the propagation mechanism of these shocks and what specific factors explain their importance for the medium and long run economic fluctuations.²⁸ Second, we have left aside the inclusion of nominal

²⁷ Additionally, in the aftermath of the Subprime crisis, the US Commodity Futures Trading Commission (CFTC) has made efforts to enhance transparency in the commodity markets. In principle, the new regulation may prove helpful to prevent large swings in commodity prices associated to speculative bubbles, and consequently, to avoid excessive output volatility in emerging countries.

²⁸ Nevertheless, some preliminary hypotheses that may be subject to further analysis include the effects of terms of trade on collateral constraints as well as on government spending. Regarding the latter argument, an increase in commodity prices improves income tax revenues, thus allowing governments to spend more –see Barro (2000) for an endogenous growth model in which “productive government expenditures” can enhance economic growth.

variables in the model, which would be an interesting direction to extend our work. We leave these issues for future research.

References

- Aguiar, M., and G. Gopinath (2004), *Emerging Market Business Cycles: The Cycle is the Trend*, NBER (Working Papers, No. 10734); published in *Journal of Political Economy*, Vol. 115, No. 1, 2007, pp. 69-102.
- Ahmed, S., and R. Murthy (1994), "Money, Output and Real Business Cycles in a Small Open Economy", *Canadian Journal of Economics*, Vol. 27, No. 4, pp. 982-993.
- Barro, R. (2000), "Government Spending in a Simple Model of Endogenous Growth", *Journal of Political Economy*, Vol. 98, No. 5, pp. S103-S125.
- Becker, T., and P. Mauro (2006), *Output Drops and the Shocks that Matter*, IMF (Working Papers, No. 06/172).
- Blattman, C., J. Hwang, and J. Williamson (2004), *The Impact of the Terms of Trade on Economic Development in the Periphery, 1870-1939: Volatility and Secular Change*, NBER (Working Papers, No. 10600).
- Caballero, R., E. Farhi, and P. Gourinchas (2008), "Financial Crash, Commodity Prices, and Global Imbalances", *Brookings Papers on Economic Activity*, No. 2, pp. 1-55.
- Canova, F. (2005), "The Transmission of US Shocks to Latin America", *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 20, No. 2, pp. 229-251.
- Castillo, P., C. Montoro, and V. Tuesta (2007), "Hechos estilizados de la economía peruana", *Estudios Económicos*, No. 14, pp. 33-75.
- Easterly, W., R. Islam, and J. Stiglitz (2001), "Shaken and Stirred: Explaining Growth Volatility", in B. Pleskovic, and N. Stern (eds.), *Annual World Bank Conference on Development Economics 2000*, The World Bank, pp. 191-211.
- Favero, C. (2001), *Applied Macroeconometrics*, Oxford University Press.
- Hinkle, L., and P. Montiel (1999), *Exchange Rate Misalignment: Concepts and Measurement for Developing Economies*, Oxford University Press.
- Hoffmaister, A., and J. Roldós (1997), *Are Business Cycles Different in Asia and Latin America?*, IMF (Working Paper, WP/97/9).

- Hoffmaister, A., J. Roldós, and P. Wickham (1998), "Macroeconomic Fluctuations in Sub-Saharan Africa", *IMF Staff Papers*, Vol. 45, No. 1.
- Inter-American Development Bank (IADB) (2008), *All that glitters may not be gold: assessing Latin America's recent macroeconomic performance*, April.
- International Monetary Fund (IMF) (2008), *Housing and the Business Cycle*, IMF April (World Economic Outlook).
- International Monetary Fund (IMF) (2008a), "Is Inflation Back? Commodity Prices and Inflation", Chapter 3, in *Financial Stress, Downturns, and Recoveries*, IMF, October (World Economic Outlook).
- Izquierdo, A., R. Romero, and E. Talvi (2008), *Booms and Busts in Latin America: The Role of External Factors*, IADB, Research Department (Working Paper, No. 631).
- Johansen, S. (1988), "Statistical Analysis of Cointegration Vectors", *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 12, pp. 231-254.
- Johansen, S. (1994), "The Role of the Constant and Linear Terms in Cointegration Analysis of Nonstationary Variables", *Econometric Reviews*, Vol. 13, pp. 205-229.
- Justiniano, A., and B. Preston (2008), *Can Structural Small Open Economy Models Account for the Influence of Foreign Disturbances?*, NBER (Working Paper, No. 14547).
- Kehoe, T. J., and K. J. Ruhl (2008), "Are Shocks to the Terms of Trade Shocks to Productivity?", *Review of Economic Dynamics*, Vol. 11, No. 4, pp. 804-819.
- King, R., C. Plosser, J. Stock, and M. Watson (1991), "Stochastic Trends and Economic Fluctuations", *American Economic Review*, Vol. 81, No. 4, pp. 819-840.
- Kose, M. A. (2002), "Explaining Business Cycles in Small Open Economies: How much do world prices matter?", *Journal of International Economics*, Vol. 56, No. 2, pp. 299-327.
- Kose, M. A., and R. Riezman (2001), "Trade Shocks and Macroeconomic Fluctuations in Africa", *Journal of Development Economics*, Vol. 65, No. 1, pp. 55-80.
- Lubik, T., and W. Teo (2005), *Do World Shocks Drive Domestic Business Cycles? Some Evidence from Structural Estimation*, The Johns Hopkins University, Department of Economics (Economics Working Paper Archive, No. 522).

- Lundvik, P. (1991), *Business Cycles in a Small Open Economy: Sweden 1871-1987*, Mimeo, Institute for International Economic Studies, Stockholm University.
- Mellander, E., A. Vredin, and A. Warne (1992), "Stochastic Trends and Economic Fluctuations in a Small Open Economy", *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 7, No. 4, pp. 369-394.
- Mendoza, E. (1995), "The Terms of Trade, the Real Exchange Rate, and Economic Fluctuations", *International Economic Review*, Vol. 36, No. 1, pp. 101-137.
- Misas, M., E. López, and D. Vásquez (2003), *Tendencias estocásticas comunes y fluctuaciones en la economía colombiana: 1950-2002*, Banco de la República (Borradores de Economía, No. 275).
- Obstfeld, M. (1982), "Aggregate Spending and the Terms of Trade: Is There a Laursen-Metzler Effect?", *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 97, No. 2, pp. 251-270.
- Stock, J., and M. Watson (1988), "Testing for Common Trends", *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 83, pp. 1097-1107.
- Svensson, L., and A. Razin (1983), "The Terms of Trade and the Current Account: The Harberger-Laursen-Metzler Effect", *Journal of Political Economy*, Vol. 91, No. 1, pp. 97-125.
- The Economist* (2008), "The decoupling debate", March 6.
- Warne, A., (1993), *A Common Trends Model: Identification, Estimation and Inference*, Mimeo, Stockholm School of Economics.

Índice

	<i>Pág.</i>
Presentación	<i>vii</i>
1. Introducción	1
2. Metodología y datos	11
3. Resultados	19
3.1 Cointegración	21
3.2 Modelo de tendencias comunes	23
3.3 Descomposiciones de varianzas	26
3.3.1 Horizonte finito	26
3.3.2 Horizonte infinito	29
3.4 Descomposición histórica	30
3.5 Verificación de robustez	31
3.5.1 Modelos alternativos	31
3.5.2 El caso de Chile	33
4. Comentarios finales	37
Referencias.....	43

Index

	<i>Page</i>
1. Introduction	53
2. Methodology and data	61
3. Results	69
3.1 Cointegration	71
3.2 Common trends model	72
3.3 Variance decompositions	76
3.3.1 Finite horizon	76
3.3.2 Infinite horizon	78
3.4 Historical decomposition	79
3.5 Robustness check	80
3.5.1 Alternative models	80
3.5.2 The Chilean case	81
4. Final remarks	87
References	93

Este libro se terminó de imprimir durante
agosto del 2012, en los talleres de Kunts
Offset, Garrido núm. 76, Col. Aragón
la Villa, México D. F., 07000.
400 ejemplares.

CENTRO DE ESTUDIOS MONETARIOS LATINOAMERICANOS
Asociación Regional de Bancos Centrales

www.cemla.org

ISBN: 978-607-7734-37-6

