

**CHOQUES DE PRECIOS DE MATERIAS PRIMAS,  
DESEMPEÑO FISCAL Y CRECIMIENTO.  
UNA PROPUESTA DE VAR ESTRUCTURAL  
PARA LA ECONOMIA ARGENTINA\***

**Luis N. Lanteri**

*Banco Central de Argentina*

*Resumen:* Los precios internacionales de las materias primas se han incrementado notablemente en los últimos años, impulsados por el crecimiento de China, India y otros países en desarrollo, lo que ha repercutido favorablemente en las economías exportadoras de estos productos. Este trabajo analiza la dinámica de los cambios en los precios de las materias primas sobre el crecimiento del producto y las variables fiscales, en el caso argentino. A tal efecto, se utiliza una propuesta de VAR estructural, con restricciones de corto plazo, que permite que los choques nominales en los precios internacionales afecten a los ingresos tributarios, los gastos de consumo del gobierno y el crecimiento del producto.

*Abstract:* The international prices of commodities have increased markedly in recent years, driven by growth in China, India and other developing countries, which has had a positive impact on the economies of exporting these products. This paper analyzes the dynamics of changes in the prices of commodities on output growth and fiscal variables, in the case of Argentina. To this end, we use a structural VAR approach, with short-term restrictions, which allows nominal shocks in the international prices of commodities affect tax revenues, government consumer expenditures and output growth.

*Clasificación JEL:* C50, E62, E66

*Palabras clave:* precios internacionales de materias primas, ingresos tributarios, gastos de consumo del gobierno, crecimiento del producto, VAR estructural, international prices of commodities, tax revenues, government consumer expenditures, output growth, structural VAR.

*Fecha de recepción:* 15 IX 2007

*Fecha de aceptación:* 21 IV 2008

---

\* Las opiniones vertidas en el trabajo pertenecen exclusivamente al autor. [lnlante@yahoo.com.ar](mailto:lnlante@yahoo.com.ar).

*Estudios Económicos*, vol. 23, núm. 2, julio-diciembre 2008, páginas 163-202

## 1. Introducción

En los últimos años, muchos países en desarrollo que dependen fuertemente de las exportaciones de materias primas, o recursos naturales, han visto aumentar notablemente sus ingresos por exportaciones y han experimentado, por ello, importantes cambios en sus economías. Argentina, al igual que otros países de la región, no ha sido la excepción a este *boom* en los precios internacionales de las materias primas.<sup>1</sup>

Los efectos económicos que ha traído aparejado este *boom* en los precios internacionales han sido muy importantes en el caso argentino. El auge en los precios de las materias primas (principalmente las de origen agropecuario y, en menor medida, las provenientes de la energía) ha estado asociado con una notable recuperación en el crecimiento del producto, con una mayor creación de empleos, con la consolidación de las economías regionales y de la pampa húmeda y con la generación de superávit en las cuentas fiscales y en el sector externo.

El análisis de los efectos de los choques en los precios de las materias primas sobre la actividad económica real ha sido un amplio tema de estudio en la literatura. Varios trabajos han analizado el impacto de los cambios en los precios de algunas materias primas sobre el crecimiento del PIB real, tanto para países importadores, como exportadores de estos productos (Sachs, 1982, Brown y Yucel, 1999, Bjornland, 2000, entre otros). Al respecto, algunos autores sugieren incluso que no serían los choques en los precios de las materias primas los que afectarían el nivel de actividad, sino más bien la respuesta de la política económica del gobierno frente a dichos choques lo que causaría, en definitiva, las fluctuaciones en la actividad económica agregada (Bernanke, Gertler y Watson, 1997).

Los cambios en los precios de las materias primas podrían alterar también la situación fiscal del gobierno. Tal como destacan, entre otros trabajos, Kumah y Matovu (2007), los cambios no anticipados en los precios externos de las materias primas generarían movimientos significativos en los agregados fiscales. Cuando los precios de las materias primas declinan (en particular en países que dependen fuertemente de estas exportaciones) se reducen las tasas de crecimiento del producto y empeoran las cuentas externas, lo que podría llevar a un posterior proceso de ajuste en la economía. Para un país exportador

---

<sup>1</sup> En este trabajo se emplea el término materias primas, pero nuestro análisis hace referencia, exclusivamente, a las materias primas provenientes de la agricultura y del sector energético.

de materias primas una caída en sus precios deteriora los términos de intercambio externos, afecta desfavorablemente a la cuenta corriente y reduce los ingresos impositivos ligados a las exportaciones. Esta situación sería aún más desfavorable si el país fuera importador de productos energéticos y la declinación en los precios de los productos exportables estuviera acompañada por un incremento en los precios de la energía. En este caso, sin un ajuste fiscal, los choques desfavorables en los términos de intercambio externos podrían generar lo que se conoce como déficit gemelos (fiscal y externo). En contraste, cuando los precios de las materias primas exportables se incrementan, mejora la situación del sector exportador, lo que se refleja en el balance de cuenta corriente, en el crecimiento del producto y en la posición fiscal del gobierno. Al igual que en otras economías exportadoras, en Argentina se observa una fuerte asociación entre los precios de las materias primas exportables y la situación fiscal. En particular, los ingresos impositivos del gobierno y los precios de las materias primas presentan una elevada correlación positiva. No obstante, la participación de los gastos de consumo del gobierno en el producto no evidencia, en el caso argentino, un comportamiento pro cíclico como se observa en otras economías emergentes.

Este trabajo analiza para la economía argentina, los efectos de los choques no anticipados en los precios internacionales de las materias primas sobre las tasas de crecimiento del producto y la posición fiscal. En particular, se intenta determinar la respuesta del PIB real, de los ingresos impositivos y de la participación de los gastos de consumo público frente a los choques en los precios de las materias primas. Los modelos estimados consideran un esquema impositivo pasivo, donde las decisiones respecto de los ingresos tributarios no se verían contemporáneamente afectadas por los gastos de consumo del gobierno. A tal efecto, se utiliza una propuesta de VAR estructural (SVAR) donde se imponen restricciones de corto plazo en el modelo. Asimismo, se controlan las estimaciones, con la inclusión de otras variables macroeconómicas, a fin de determinar la robustez de los resultados.

El resto del trabajo se desarrolla de la siguiente manera. En la sección 2 se considera la evidencia mencionada en la literatura, mientras que en la 3 y 4 se describen el modelo de SVAR y los supuestos aplicados al modelo planteado. En la sección 5 se analizan las propiedades estadísticas de las series, en tanto que en la 6 y 7 se presentan los resultados de las funciones de impulso-respuesta y del análisis de descomposición de la varianza para los modelos de SVAR estimados. Por último, en la sección 8, se comentan las principales conclusiones del trabajo.

## 2. Efectos de los cambios en los precios internacionales de los productos exportables. Algunas referencias en la literatura

Varios trabajos han estudiado el papel que juegan en países emergentes los choques atribuibles a los términos de intercambio externos sobre las fluctuaciones económicas domésticas (crecimiento y ciclo). Mendoza (1995) al analizar los efectos de los términos de intercambio externos, a través de un modelo de equilibrio intertemporal, encuentra que estos choques explican alrededor de la mitad de la variabilidad en el PIB real. Asimismo, Kose (2002) y Kose y Riezman (2001) observan también que los choques de precios externos explican un porcentaje significativo de las fluctuaciones macroeconómicas domésticas, mientras que Otto (2003) considera que los choques favorables en los términos de intercambio, que enfrentan las economías pequeñas, llevan a mejoras en la balanza comercial (confirmando la existencia del efecto Habegger-Laursen-Metzler). Para Hoffmaister y Roldos (1997), en cambio, los choques en los términos de intercambio externos serían importantes para explicar las fluctuaciones en la balanza comercial, pero no tanto para determinar el comportamiento del producto y del tipo de cambio real.<sup>2</sup>

Por su parte, otros autores han hecho importantes contribuciones teóricas y/o empíricas sobre el tema. Tokarick (1995), por ejemplo, plantea un modelo de equilibrio general aplicado a efectos de establecer el impacto de políticas comerciales e impositivas alternativas sobre una economía abierta y pequeña. Aunque el modelo desarrollado por este autor reviste mayor complejidad que lo que se desea investigar en este trabajo, su análisis resulta útil para establecer los efectos de los cambios en los precios internacionales de las materias primas sobre el producto y la situación fiscal del gobierno.

Dicho autor considera una economía con tres sectores: exportables, importables y un sector de bienes no transables. El sector exportable sería el productor de materias primas, mientras que el importable consiste en actividades manufactureras intensivas en mano de obra y el sector no transable comprende los servicios y la construcción. Tokarick (1995) supone que los precios de los exportables y de los importables son exógenos a la economía, en tanto que los precios de los no transables se determinan domésticamente de acuerdo con las condiciones de oferta y demanda. En su modelo, los ingresos del gobierno provienen de los impuestos a las exportaciones y a las importaciones, pero también de impuestos al consumo (valor agregado)

---

<sup>2</sup> A su vez, Macklem (1993) encuentra que un deterioro temporario en los términos de intercambio afectaría negativamente al producto en el corto plazo.

y a los ingresos o rentas. El superávit, o déficit fiscal, viene dado por la diferencia entre los ingresos y los gastos del gobierno.

Para una economía exportadora de materias primas los cambios en los términos de intercambio externos, o en los precios de los productos exportables, podrían afectar el comportamiento de las exportaciones, del producto doméstico y de la situación fiscal.

Un incremento en los precios internacionales de los productos exportables induciría un crecimiento de las exportaciones y, de esta forma, del empleo sectorial y del producto. La expansión del sector exportable ejercería también una presión ascendente en los salarios sectoriales. Por el contrario, una reducción en los precios internacionales de los productos exportables podría generar un deterioro en este sector, como también en el empleo y en los salarios sectoriales y una caída en el producto.

Tokarick (1995) considera que una mejora en los precios internacionales de los productos exportables, al inducir un incremento en la producción y en el empleo sectorial, podría ayudar a absorber mano de obra del sector productor de bienes importables y generar una caída en la producción de este último sector (a tal efecto, supone que la demanda acompaña este comportamiento), favoreciendo así un crecimiento de las importaciones.

No obstante, el mayor impacto de un incremento en los precios internacionales vendría dado a través del efecto ingreso, ya que en este caso se incrementaría el valor de las exportaciones y el de la producción (PIB). De esta forma, se generaría un aumento en la demanda de todo tipo de bienes (no solamente de los exportables), para el caso de bienes considerados normales. La caída en los precios de los exportables, en cambio, reduciría la demanda de los bienes no transables, debido al efecto sustitución, mientras que el efecto ingreso negativo reforzaría el efecto sustitución. Debido a ello, un deterioro en los precios internacionales de los bienes exportables podría reducir también los precios de los productos no transables.

Una mejora en los precios internacionales de los productos exportables beneficiaría, a su vez, la situación fiscal del gobierno. Este resultado se debe básicamente a que dicha mejora incrementa los ingresos impositivos, principalmente los derivados de las exportaciones, al aumentar la actividad del sector exportador. A su vez, podrían incrementarse también los ingresos fiscales del gobierno provenientes de los impuestos a las importaciones (ingresos por tarifas aduaneras).

Cabe agregar que los cambios en los precios de las materias primas podrían afectar tanto a las economías de los países importadores, como exportadores de algunos de estos productos. Jiménez Rodríguez

y Sánchez (2004) analizan empíricamente los efectos de los choques en los precios del petróleo sobre la actividad económica real de los principales países industrializados (OECD) empleando modelos de VAR. Si bien la muestra considera mayormente a países importadores también se incluyen algunas economías exportadoras como Noruega y el Reino Unido. No obstante, los autores reconocen que los efectos de los choques en los precios del petróleo serían distintos para las economías importadoras que para las exportadoras de esta materia prima. Mientras que un incremento en los precios debería considerarse una buena noticia (*good news*) para los países exportadores sería una mala noticia (*bad news*) para los países importadores (y a la inversa cuando los precios se reducen).

Los mecanismos de transmisión a través de los cuales los precios de la energía impactan sobre la actividad económica real incluyen tanto a canales del lado de la oferta, como de la demanda. Los efectos del lado de la oferta se relacionan con el hecho que esta materia prima es un insumo básico y, por tanto, un incremento en su precio generaría un aumento en los costos de los sectores que emplean este recurso e induciría a las firmas a reducir la producción. Los cambios en los precios de la energía también vinculan los efectos por el lado de la demanda con el consumo y la inversión. El consumo sería afectado indirectamente a través de su relación con el ingreso disponible (el efecto sería mayor sí el choque fuera percibido como permanente). Asimismo, los incrementos en estos precios impactarían negativamente en la inversión al incrementarse los costos de las firmas. Además de los efectos a través de los canales de oferta y demanda, los cambios en los precios de la energía podrían afectar la inflación, lo que implicaría un efecto indirecto sobre la actividad económica real.

Jiménez Rodríguez y Sánchez (2004) encuentran que los incrementos en los precios del petróleo generan un efecto de mayor magnitud sobre el PIB real que las caídas de precios. Por su parte, en los casos de las economías exportadoras, como Noruega y el Reino Unido, observan que mientras en Noruega un aumento en los precios induce un efecto positivo sobre el PIB doméstico, en el caso del Reino Unido la actividad económica se vería afectada negativamente debido, probablemente, al denominado efecto de la enfermedad holandesa (*Dutch disease effect*).<sup>3</sup>

---

<sup>3</sup> El fenómeno de la enfermedad holandesa muestra las consecuencias de un auge en las exportaciones de algún sector sobre la actividad de los otros sectores de la economía. Los aumentos en los precios de algunas materias primas exportables podrían implicar la absorción de recursos de otros sectores (usualmente transables que compiten con las importaciones y, en menor medida, no transables)

No obstante, se ha planteado en la literatura un debate sobre sí los choques en los precios de algunas materias primas, como el petróleo, son realmente los causantes de los cambios en los niveles de actividad económica. Mientras algunos autores (Gisser y Goodwin, 1986) argumentan que los choques petroleros de 1973-1974 y 1979-1980 afectaron negativamente el crecimiento mundial, debido a la reducción en la oferta de este insumo estratégico, otros trabajos (Ahmed, Roser y Sheehan, 1988) sugieren que las caídas en los niveles de actividad deberían atribuirse, en cambio, a otros factores. En particular, las políticas macroeconómicas llevadas a cabo por algunos países industrializados para combatir la inflación podrían haber contribuido a reducir los niveles de actividad económica que fueron asociados en principio a los incrementos en los precios de la energía.

Para Bjornland (2000) los choques en los precios del petróleo podrían tener efectos reales en la economía, dado que los mayores precios de la energía afectarían al producto a través de la función de producción agregada, al reducir la cantidad de este insumo en la producción. Asimismo, la demanda agregada se vería también afectada en respuesta a los cambios en estos precios (la reducción en los ingresos impactaría en los gastos de consumo disminuyendo la demanda agregada y el producto).<sup>4</sup> Sin embargo, para dicho autor la demanda podría ser sensible a las políticas gubernamentales instrumentadas para hacer frente a los aumentos en los precios del petróleo. En particular, los gobiernos podrían aplicar políticas monetarias restrictivas, después de un incremento en los precios de la energía, afectando así los niveles de actividad económica. Bernanke, Gertler y Watson (1997) sugieren que no serían los choques en los precios petroleros por sí mismos los que afectarían la actividad económica, sino la respuesta de la política monetaria a dichos choques lo que determinaría las fluctuaciones en los niveles de actividad agregada.

Bjornland (2000) encuentra que un incremento en los precios del petróleo impacta negativamente en el corto plazo en el producto en la mayoría de los países analizados, con excepción de Noruega (país exportador de petróleo). En esta economía los choques petroleros habrían afectado positivamente al producto, aunque en el largo plazo

---

y generar una contracción en su actividad. Debido a este fenómeno podría apreciarse el tipo de cambio real, afectarse la competitividad e inducir un proceso de desindustrialización en algunos sectores de la economía (Corden, 1984).

<sup>4</sup> Los incrementos en los precios de las materias primas agrícolas, si bien no tendrían un impacto tan importante en los costos de producción como las alzas en los precios de la energía, afectarían al costo de vida y con ello al nivel de bienestar de la población.

los efectos encontrados no resultaron necesariamente significativos.<sup>5</sup>

### 3. La propuesta de VAR estructural (SVAR)

El principal propósito de la estimación de los modelos de VAR estructurales (SVAR) es obtener una ortogonalización no recursiva de los términos de error para el análisis de impulso-respuesta. A diferencia de la ortogonalización recursiva de Cholesky, la propuesta de SVAR requiere imponer restricciones al VAR a efectos de identificar los componentes estructurales ortogonales (o sea no correlacionados entre sí) de los términos de error. Estas restricciones, que podrían ser de corto o de largo plazo, se basan en la teoría económica.

Algunos trabajos, como el de Bayoumi y Eichengreen (1992), Clarida y Gali (1994), Thomas (1997) y Artis y Ehrmann (2000), entre otros autores, estiman modelos de VAR estructurales y utilizan un esquema de identificación triangular de largo plazo propuesto por Blanchard y Quah (1989) y King *et al.* (1991). A tal efecto, se imponen restricciones (ceros) al VAR, basadas en un modelo de economía abierta y pequeña (con *sticky prices*) en el espíritu de Dornbusch (1976) y Obstfeld (1985), que establecen que los choques nominales (precios) no afectan a las variables reales (por ejemplo, el tipo de cambio real y el producto) en el largo plazo. En estos casos, los choques de oferta tendrían efectos permanentes sobre el producto en el largo plazo, pero no así los choques de demanda y los choques nominales.

Estas restricciones de largo plazo han sido frecuentemente criticadas en la literatura. Desde un punto de vista empírico, Faust y Leeper (1997) sugieren que podrían generarse distorsiones en las estimaciones, debidas a sesgos de muestras pequeñas y errores de medición, cuando se imponen restricciones (ceros) en el largo plazo. Asimismo, algunos modelos de crecimiento equilibrado (por ejemplo, los de generaciones superpuestas) permiten efectos reales permanentes de los choques nominales, ya que los mismos podrían alterar el nivel de estado estacionario de algunas variables. Algo similar ocurre con algunos modelos basados en histéresis.

A su vez, Canova y Pina (1999) destacan que no existen razones teóricas que justifiquen imponer restricciones contemporáneas (ceros) a los choques nominales sobre el producto y que ello sería inconsistente con los modelos de equilibrio general. Un argumento similar

---

<sup>5</sup> Asimismo, Kumah y Matovu (2007) encuentran que mientras los choques positivos en los precios del petróleo incrementan el producto en los países exportadores, lo reducen en el caso de las economías importadoras.



es sostenido por Farrant y Peersman (2006) quienes encuentran un importante efecto contemporáneo de los choques nominales sobre el producto para las economías más desarrolladas. Para estos autores, imponer restricciones a las variables nominales podría sesgar los resultados de las estimaciones.

### 3.1. Restricciones de corto plazo al modelo de SVAR

En este trabajo se utiliza un modelo de VAR estructural donde se aplican restricciones de corto plazo en las variables. Podría representarse a la ecuación estructural del modelo a estimar de la siguiente forma:

$$Ay_t = C(L)y_t + B\mu_t \quad (1)$$

donde los errores estocásticos estructurales (no observables)  $\mu_t$  se distribuyen normalmente, es decir,  $\mu_t \sim N(0, I)$ , y A, B y C son matrices no observables separadamente. La expresión anterior no puede estimarse directamente debido a problemas de identificación. No obstante, resulta posible recurrir a un VAR irrestricto e imponer restricciones a efectos de identificar la estructura subyacente del modelo. De esta forma, quedaría:

$$y_t = A^{-1}C(L)y_t + A^{-1}B\mu_t \quad (2)$$

Resulta posible estimar los residuos estocásticos aleatorios  $A^{-1} B\mu_t$  de los residuos  $\varepsilon_t$  del VAR irrestricto:

$$A^{-1}B\mu_t = \varepsilon_t \quad (3)$$

Al reformular la expresión (3) se tiene  $A^{-1}B\mu_t\mu_t'B'A^{-1'} = \varepsilon_t\varepsilon_t'$ , y como  $\mu_t\mu_t' = I$ , quedaría:

$$A^{-1}BB'A^{-1'} = \varepsilon_t\varepsilon_t' \quad (4)$$

La expresión (4) establece que si hubiera  $k$  variables, las propiedades de simetría impondrían  $k(k+1)/2$  restricciones sobre los  $2k^2$  elementos no conocidos en A y B. De aquí que deban imponerse  $k(3k-1)/2$  restricciones adicionales.<sup>6</sup> Al seguir a Amisano y Giannini (1997) el esquema de restricciones tomaría la siguiente forma:

$$A\varepsilon_t = B\mu_t \quad (5)$$

---

<sup>6</sup> Fernández-Corugedo (2004).

donde  $\varepsilon_t$  y  $\mu_t$  son vectores de dimensión  $k$ . Las innovaciones estructurales  $\mu_t$  se suponen ortonormales, de forma que la matriz de covarianzas es una matriz identidad  $E[\mu_t\mu_t'] = I$ . El supuesto de innovación ortonormal para  $\mu_t$  implica imponer restricciones de identificación sobre las matrices A y B, siendo  $\Sigma = E[\varepsilon_t\varepsilon_t']$  la matriz de covarianza de los residuos:

$$A\Sigma A' = BB' \quad (6)$$

En un modelo de  $k$  variables, si la matriz A se especificara como una matriz triangular inferior con unos en diagonal principal y la matriz B como diagonal (para  $k = 4$ ), las mismas podrían indicarse como:<sup>7</sup>

$$A = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ a_{21} & 1 & 0 & 0 \\ a_{31} & a_{32} & 1 & 0 \\ a_{41} & a_{42} & a_{43} & 1 \end{bmatrix}, \quad B = \begin{bmatrix} \beta_{11} & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \beta_{22} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \beta_{33} & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \beta_{44} \end{bmatrix} \quad (7)$$

En primer lugar, sería necesario estimar la forma reducida de un sistema de VAR con  $k$  variables endógenas. Luego, deberían imponerse las restricciones al modelo para que el mismo quede perfectamente identificado y puedan determinarse las respuestas de corto plazo de las variables endógenas a los choques estructurales.

#### 4. Cambios en los precios de las materias primas, desempeño fiscal y crecimiento del producto. Supuestos básicos

En esta sección se comentan los supuestos y las restricciones impuestas al modelo de SVAR. En este caso, se permite que los choques nominales (precios de las materias primas) afecten a los ingresos impositivos del gobierno, a la participación de los gastos de consumo público y al producto doméstico.

El modelo de SVAR considera cuatro variables endógenas: a) un índice de precios de las materias primas en dólares que incluye a los principales productos agrícolas: semilla, aceite y harina de soja, trigo

---

<sup>7</sup> En un modelo con  $k$  variables endógenas el número de restricciones a imponer sobre las matrices estructurales A y B sería igual a  $k^2+k(k-1)/2(=22$  con  $k=4)$ , para que la forma estructural quede perfectamente identificada.

y maíz, así como petróleo y gas,<sup>8</sup> dado que Argentina es exportador y/o importador de productos energéticos;<sup>9</sup> b) la relación entre los ingresos impositivos del gobierno (excluyendo los de seguridad social) y el PIB a precios corrientes, en porcentajes; c) una variable que relaciona los gastos de consumo del gobierno de las cuentas nacionales y el PIB a precios constantes, en porcentajes y d) el PIB real. Los gastos de consumo del gobierno respecto del PIB a precios constantes y el PIB real fueron desestacionalizados por medio del programa *X12-ARIMA* debido a la presencia de estacionalidad en dichas series. El período muestral abarca 1993:1-2007:2.

El modelo considera al vector de variables  $X_t$  con el siguiente orden: *PrCom*: precios internacionales de las materias primas, *Ing Trib/PIB*: ingresos tributarios/PIB, *GP/PIB*: gasto de consumo del gobierno/PIB real y PIB real, con las variables en logaritmo natural:

$$X_t = [PrCom, IngTrib/PIB, GP/PIB, PIB real] \quad (8)$$

Al seguir a Blanchard y Perotti (1999), Fatás y Mihov (2001) y Perotti (2002) se supone que los ingresos impositivos y las decisiones de gasto del gobierno no reaccionan contemporáneamente a los cambios en la actividad económica real. Sobre el particular, Blanchard y Perotti (1999) suponen que, al utilizar datos de periodicidad trimestral, no existiría una respuesta de la política fiscal (ingresos impositivos y cambios en los gastos del gobierno), dentro del mismo período, a los movimientos inesperados en el producto. Debido a ello, los cambios en

---

<sup>8</sup> La inclusión de los productos energéticos en el índice de precios de las materias primas pretende determinar el efecto neto de los cambios de precios de estos productos, ya que un alza en sus cotizaciones provocaría efectos contrapuestos. Por un lado, mejorarían los ingresos de los sectores exportadores beneficiando a los niveles de actividad económica, pero por otro, se verían afectados los costos de producción dado que las alzas de precios externos terminarían trasladándose al mercado interno (excepto que estuvieran plenamente compensadas por la aplicación de retenciones a las exportaciones). Argentina es también un país importador de gas, que es utilizado como insumo por el sector industrial y por las centrales proveedoras de energía eléctrica.

<sup>9</sup> Los precios internacionales de las materias primas en dólares provienen de la base de datos del FMI. Las ponderaciones utilizadas para confeccionar el índice surgen del INDEC (Instituto Nacional de Estadísticas y Censos), de acuerdo con las participaciones de estos productos en el comercio exterior de Argentina durante el período analizado (las ponderaciones son: soja: 9.5%, aceite de soja: 13.9%, harina de soja: 23.1%, maíz: 10.8%, trigo: 11.7%, gas: 9.9% y petróleo crudo: 21%). No se ha incluido a la carne vacuna por no disponer de un precio representativo del conjunto exportado.

los ingresos impositivos, ocurridos dentro del trimestre, excluyen los efectos de los choques en el producto y sólo se explican por los choques en los precios de las materias primas y por los choques atribuibles a la política impositiva.

Los supuestos del modelo son los siguientes:

- Los choques en los precios de las materias primas son exógenos a la economía.
- La política impositiva no responde a los movimientos inesperados en los gastos del gobierno (el coeficiente  $a_{23}$  es igual a cero) y, por tanto, los movimientos en los ingresos impositivos reflejan una política impositiva pasiva. En términos de política económica, este régimen implica que la política impositiva es independiente de las decisiones de gastos del gobierno.<sup>10</sup>
- Los ingresos impositivos responden a los choques en los precios de las materias primas, mientras que los gastos del gobierno responden a los choques en los precios de las materias primas y a los cambios en los ingresos impositivos.
- Como se mencionó anteriormente, los ingresos impositivos y los gastos de consumo del gobierno resultan independientes, dentro del mismo período, de los choques no anticipados en el producto doméstico.
- El producto responde contemporáneamente a los choques en los precios de las materias primas y a los choques en los ingresos tributarios y en los gastos del gobierno.

De acuerdo con estos supuestos y restricciones el modelo de SVAR a estimar podría plantearse como:

$$\begin{bmatrix} \varepsilon^{Pr Com} \\ \varepsilon^{IngTrib/PIB} \\ \varepsilon^{GP/PIB} \\ \varepsilon^{PIBreal} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ \alpha_{21} & 1 & 0 & 0 \\ \alpha_{31} & \alpha_{32} & 1 & 0 \\ \alpha_{41} & \alpha_{42} & \alpha_{43} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \mu^{Pr Com} \\ \mu^{IngTrib/PIB} \\ \mu^{GP/PIB} \\ \mu^{PIBreal} \end{bmatrix} \quad (9)$$

donde  $\mu_t$  representa el vector de choques estructurales ortogonales, o sea que no están correlacionados entre sí ( $E\mu_{it}\mu_{jt} = 0$ , para  $i \neq j$ ).<sup>11</sup>

<sup>10</sup> Por el contrario, un régimen impositivo activo supone que las decisiones correspondientes a los ingresos impositivos están subordinadas a los programas de gasto del gobierno (se sigue la terminología de Kumah y Matovu, 2007). Para esos autores, un régimen impositivo activo podría introducir mayor incertidumbre sobre las decisiones del sector privado.

<sup>11</sup> Debe notarse que, para que los retrasos de las variables domésticas no tengan efectos contemporáneos sobre el índice de precios externos de las materias primas,

## 5. Propiedades estadísticas de las series de tiempo utilizadas

Las series utilizadas en el modelo de SVAR (modelo base) se indican en la gráfica 1. Se observa una tendencia creciente en los precios internacionales de las materias primas, en los ingresos tributarios respecto del PIB nominal y en el producto en moneda constante, en particular a partir del año 2002. Los gastos de consumo del gobierno en relación con el PIB real muestran, en cambio, una caída desde el año 2003 en que se alcanza un nivel máximo. También puede verse que los ingresos tributarios se han ubicado históricamente entre el 11.7% y el 21.5% del PIB nominal, mientras que los gastos de consumo del gobierno han fluctuado entre un valor mínimo de 11.7% y un máximo de 14.6% del PIB a precios constantes.

### 5.1. Pruebas de raíz unitaria

Para determinar si las series son estacionarias, se realizan las pruebas de raíz unitaria a través del estadístico Dickey-Fuller Aumentado (ADF). Las series se presentan en logaritmo natural, excepto las tasas reales de interés (*spread* entre las tasas nominales activas y los cambios en los precios al consumidor) que están expresadas en los valores originales. Algunas de las series incluidas en el cuadro 1 serán utilizadas posteriormente como variables de control en la estimación de los modelos de SVAR.<sup>12</sup>

Los resultados de las pruebas ADF determinan la imposibilidad de rechazar la hipótesis nula de existencia de raíz unitaria en niveles (al 5% de significatividad), aunque es posible rechazar tal hipótesis para las primeras diferencias de las variables.

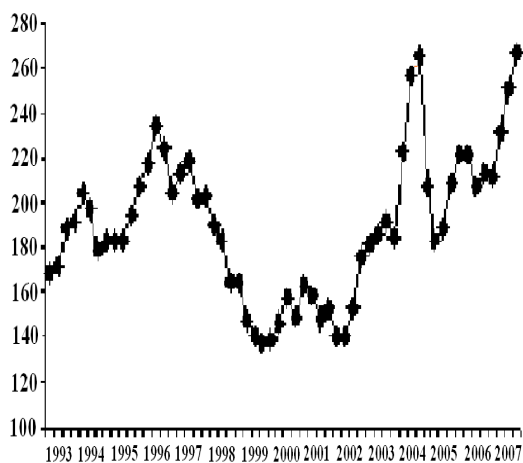
No obstante, existe la posibilidad de que cambios estructurales en las series sesguen los resultados de las pruebas ADF. Algunos autores (Hamilton, 1994) sugieren que estas pruebas serían de baja potencia y que, por tanto, podrían llegar a confundir los quiebres estructurales en las series con la existencia de una raíz unitaria. En otros términos, las pruebas ADF podrían llegar a aceptar la hipótesis nula de existencia de raíz unitaria cuando el proceso resulta estacionario en ambos lados del punto donde se observa el cambio estructural (generando un error de tipo II).

---

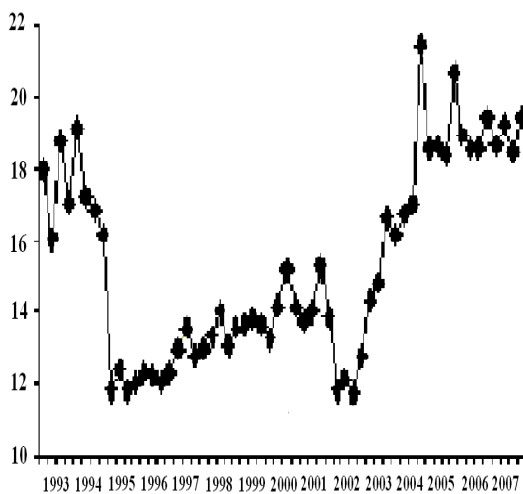
debería cumplirse que  $D_{1j}=0$  para  $j>1$  (supuesto de estricta exogeneidad), lo que en el trabajo se verifica por lo menos para el modelo base. Agradezco a uno de los árbitros anónimos este comentario.

<sup>12</sup> La variable *exportaciones/PIB real* fue desestacionalizada con el programa *X12-ARIMA*.

**Gráfica 1**  
*Índice de precios de las materias primas, ingresos tributarios/PIB nominal, gasto de consumo público/PIB a precios constantes y PIB real*

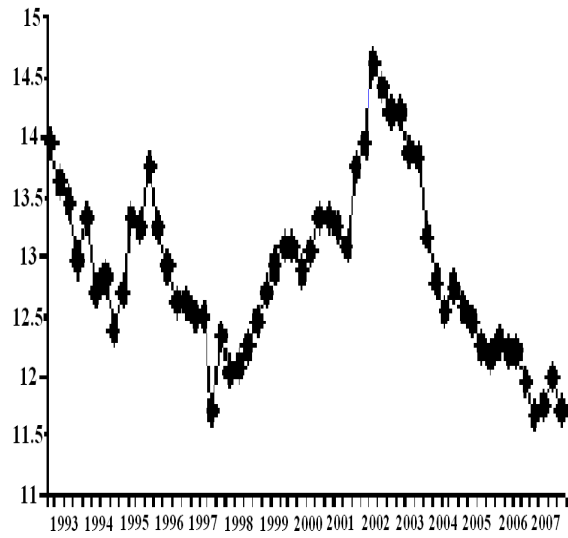


◆ Índice de precios de las materias primas

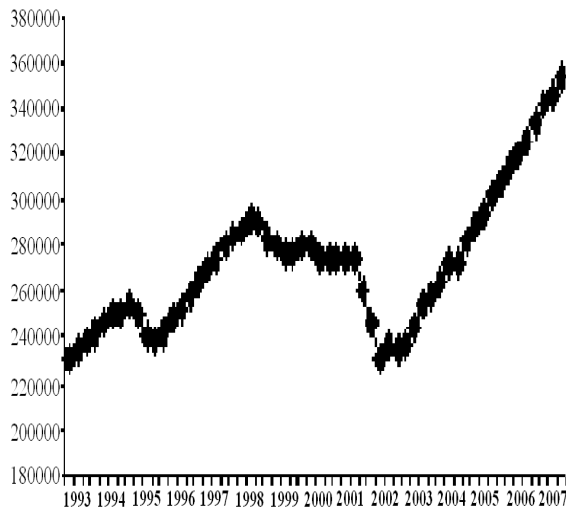


◆ Ingresos tributarios/PIB nominal, %

**Gráfica 1**  
(continuación)



◆ *Gastos de consumo público/PIB real (desest.), %*



◆ *PIB real desestacionalizado (mill. \$1993)*

### Cuadro 1

*Pruebas de raíz unitaria. Estadístico Dickey-Fuller Aumentado (ADF) y DF Rolling  
Período 1993:1-2007:2*

<i>Series</i>	<i>Significati- vidad constante</i>	<i>Significati- vidad tendencia</i>	<i>ADF</i>	<i>AD Rolling</i>	<i>Orden integración</i>
Indice de precios de las materias primas	No	No	0.76	-1.05	1
Ingresos tributarios/PIB nominal	Si	Si	-2.51	-3.37	1
Gasto de consumo público/PIB real	No	No	-0.92	-1.64	1
PIB real	No	No	1.15	-1.42	1
Tasas reales de interés	Si	No	-2.05	-2.08	1
Tipo de cambio real multilateral	Si	Si	-2.59	-1.83	1
Tipo de cambio nominal multilateral	Si	Si	-3.52	-2.43	1
Reservas internacionales (excluyen oro)	No	No	0.93	-1.70	1
Precios de exportación	No	No	0.87	-1.29	1
Precios de importación	No	No	-0.08	-1.74	1



### Cuadro 1

(continuación)

<i>Series</i>	<i>Significati- vidad constante</i>	<i>Significati- vidad tendencia</i>	<i>ADF</i>	<i>AD Rolling</i>	<i>Orden integración</i>
Ingresos tributarios por exportaciones/ ingresos tributarios totales	Si	Si	-2.78	-2.40	1
Exportaciones/PIB real	No	No	-2.66	-2.22	1

En las pruebas ADF no se rechaza la hipótesis nula de existencia de raíz unitaria al 5%, salvo en el tipo de cambio nominal y en la relación exportaciones/PIB real que no se rechaza al 1%. En las pruebas *Rolling* no se rechaza la  $H_o$  al 5%, excepto en la serie de ingresos tributarios/PIB nominal que no se rechaza al 1%. En las pruebas para las primeras diferencias de las series (ADF) se rechaza la  $H_o$  de existencia de raíz unitaria al 5%. Las pruebas ADF se estiman con una selección automática de retrasos de acuerdo con el criterio de Schwarz. Variables en logaritmo excepto las tasas reales de interés.

Para confirmar si las series son  $I(1)$ , se realizan pruebas adicionales a partir de las pruebas Dickey-Fuller *Rolling* que son consideradas de mayor potencia que las ADF. Estas pruebas tampoco logran rechazar la hipótesis nula de existencia de raíz unitaria en niveles.<sup>13</sup>

## 5.2. Pruebas de cointegración

Asimismo, se realizan pruebas de cointegración para las variables endógenas del modelo base (índice de precios de las materias primas, ingresos tributarios/PIB nominal, gasto público/PIB a precios constantes y PIB real), a efectos de determinar si dichas variables están cointegradas (para la estimación de los modelos de SVAR resulta deseable que las variables no estén cointegradas). Las estimaciones se realizan con cinco rezagos<sup>14</sup> y con una constante en la ecuación de cointegración (opción de *default*).<sup>15</sup>

Como puede observarse en el cuadro 2, la prueba de traza indica que las variables presentan cuatro relaciones de cointegración, mientras que la prueba de autovalor máximo señala que las variables no están cointegradas.<sup>16</sup>

Los resultados muestran una aparente contradicción entre las pruebas de raíz unitaria realizadas a través del estadístico Dickey-Fuller Aumentado y DF *Rolling* y la prueba de cointegración por medio del estadístico de traza. Mientras que este último señala que habría tantas relaciones de cointegración como variables endógenas consideradas en la estimación (o sea un rango pleno,  $r = k$ ) y que, por tanto, el modelo debería ser estimado con las variables expresadas en niveles, las pruebas de raíz unitaria muestran que las variables no son estacionarias en niveles y que el VAR estructural debería ser estimado con las variables en diferencias. No obstante, estos resultados podrían

---

<sup>13</sup> La prueba *Rolling* opera como si fuera una ventana móvil al correr el período muestral.

<sup>14</sup> Ver nota al pie número 17 para la estimación de los modelos de SVAR.

<sup>15</sup> De acuerdo con Engle y Granger (1987), la combinación lineal de dos o más series de tiempo no estacionarias podría ser estacionaria. Si así fuera (si existiera tal combinación lineal) podría argumentarse que las series consideradas están cointegradas.

<sup>16</sup> La prueba de traza verifica la hipótesis nula de  $r$  relaciones de cointegración contra la alternativa de  $k$  relaciones de cointegración, donde  $k$  indica el número de variables endógenas, para  $r=0,1,\dots,k-1$  (el de autovalor máximo, en cambio, verifica la nula de  $r$  relaciones de cointegración contra la alternativa de  $r+1$ ).

## Cuadro 2

*Pruebas de cointegración. Estadísticos de traza y de autovalor máximo*

<i>Relaciones de cointegración</i>	<i>Estadístico de traza</i>	<i>Valor crítico al 5%</i>	<i>Prob.</i>	<i>Relaciones de cointegración</i>	<i>Estadístico de autovalor máximo</i>	<i>Valor crítico al 5%</i>	<i>Prob.</i>
Ninguna*	63.0	47.9	0.001	Ninguna	27.1	27.6	0.058
A lo sumo una*	35.9	29.8	0.009	A lo sumo una	19.1	21.1	0.094
A lo sumo dos*	16.8	15.5	0.032	A lo sumo dos	10.5	14.3	0.179
A lo sumo tres*	6.3	3.8	0.012	A lo sumo tres*	6.3	3.8	0.012

\*Denota rechazo a la hipótesis de cointegración al 5%.

obedecer, entre otras razones, al bajo poder de las pruebas de cointegración, o a que el tamaño de la muestra considerado en las estimaciones (58 observaciones) no es lo suficientemente grande. Debido a ello, se estiman los modelos de VAR estructural con las variables expresadas en primeras diferencias (con cinco rezagos),<sup>17</sup> aunque también se incluye una estimación con las variables en niveles, que podría ser útil a efectos de verificar la robustez de los resultados encontrados en el modelo base en diferencias.

## 6. Funciones de impulso-respuesta

Los modelos de SVAR permiten estimar las funciones de impulso-respuesta que indican los comportamientos de las variables endógenas ante un choque estructural inicial en alguna de ellas (choque de un desvío estándar).<sup>18</sup> En la gráfica 2 se muestran las respuestas acumuladas de las variables fiscales y del PIB real frente a un choque no anticipado en los precios de las materias primas (modelo base con variables en primeras diferencias). El primer panel muestra la respuesta del índice de precios de las materias primas frente a su propio choque, mientras que los restantes paneles indican las respuestas de los ingresos tributarios, de la participación de los gastos de consumo del gobierno y del PIB real, respectivamente, frente a un choque no anticipado en los precios externos de las materias primas. Puede observarse un efecto inicial positivo y significativo en los ingresos tributarios y en el PIB real (en este último caso en el corto plazo) y una respuesta negativa y significativa en la participación de los gastos de consumo del gobierno.

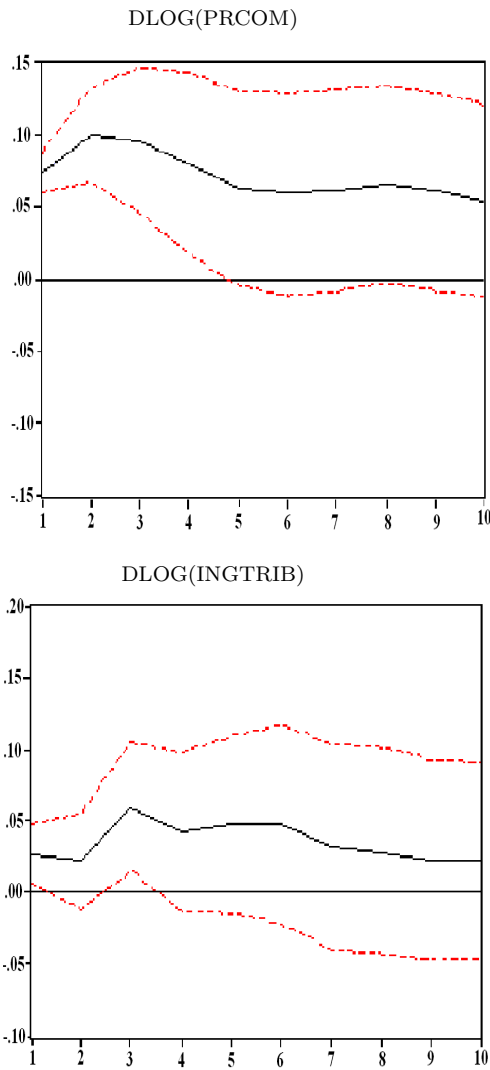
---

<sup>17</sup> Para la estimación de los modelos de SVAR, se utilizó el criterio de seleccionar un número de retrasos igual a la periodicidad más uno (5 retrasos en el caso de variables trimestrales). De esta forma, los modelos no presentan autocorrelación de residuos, pero mantienen, a su vez, cierta ‘parsimonia’ en las estimaciones. Este criterio permite considerar el cuarto retraso, que es sumamente relevante en el caso de datos de periodicidad trimestral (véase Sosa Escudero, 2005).

<sup>18</sup> En la gráfica 2, la línea continua representa la respuesta de la variable endógena al choque estructural mientras que las líneas punteadas representan las bandas de los errores estándar. Las bandas de confianza fueron calculadas con la opción “asintótica/analítica” (Hamilton, 1994, pág. 339) y representan  $\pm 2$  desvío estándar.

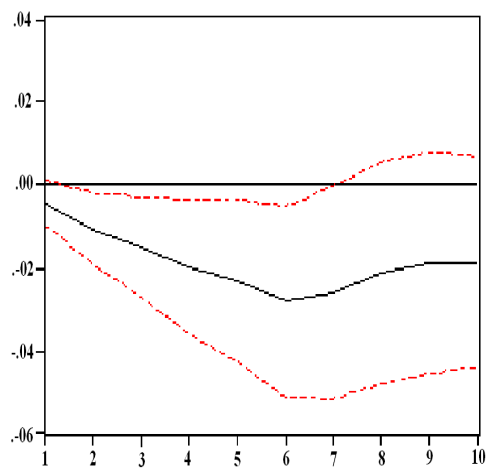
**Gráfica 2**

*SVAR. Respuestas acumuladas de las variables endógenas a un choque (de un desvío estándar) en los precios de las materias primas (variables en diferencias)*

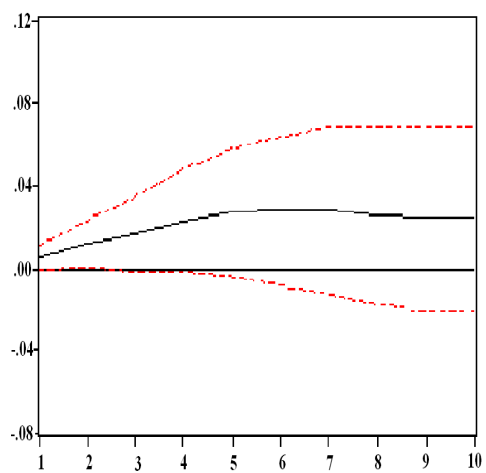


**Gráfica 2**  
(continuación)

DLOG(GPPIB)



DLOG(PIB real)



Si bien las respuestas acumuladas de los ingresos tributarios y del producto se ajustan a lo esperado *a priori* y a los resultados encontrados por Kumah y Matovu (2007), los efectos acumulados en la participación de los gastos de consumo del gobierno presentan un signo inverso al esperado.<sup>19</sup> Los resultados tampoco estarían en línea con las conclusiones de los trabajos de Gavin y Perotti (1997), Talvi y Vegh (2000) y Kaminsky, Reinhart y Vegh (2004), quienes encuentran para los países en desarrollo que la política fiscal resulta pro cíclica, de forma que sería expansiva en períodos de auge y contractiva en los períodos de caída, en los niveles de actividad (la participación de los gastos del gobierno se incrementaría en períodos de prosperidad y se reduciría en períodos de contracción económica).<sup>20</sup> No obstante, Tanzi (1986), al analizar la respuesta de los gastos del gobierno frente a diferentes choques exógenos, como los cambios en los precios de las materias primas, señala que una respuesta negativa como la observada en este trabajo podría deberse a que el gobierno visualiza los incrementos en los ingresos públicos (derivados de las mejoras en dichos precios) como un hecho transitorio. En este caso, en lugar de aumentar los gastos de consumo, el gobierno podría utilizar estos recursos extraordinarios para cancelar deuda, o bien para incrementar los activos externos.

Al estimar el modelo base (precios de las materias primas, ingresos tributarios/PIB, gasto de consumo del gobierno/PIB y PIB real) con las variables en niveles (logaritmo de las variables) se observa que los ingresos tributarios y el PIB real mantienen respuestas (simples) positivas y significativas frente al choque inicial en los precios de las materias primas, mientras que la participación de los gastos de consumo público presenta una respuesta negativa y significativa, lo que confirma la robustez de los resultados obtenidos en el modelo base (gráfica 3).

Por su parte, en la gráfica 4 se indican las respuestas acumuladas de las variables fiscales y del PIB real al reemplazar en el modelo base los precios de las materias primas por los precios de exportación (variables en primeras diferencias). Se observa, en este caso, que la variable que representa a los ingresos tributarios/PIB mantiene un comportamiento positivo, pero que termina convergiendo lentamente a cero en el largo plazo, mientras que la participación de los gastos

---

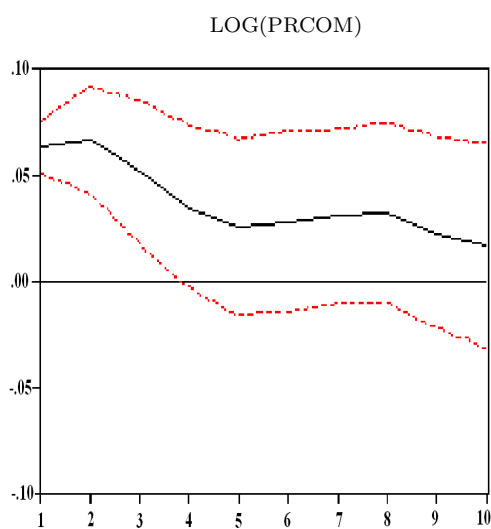
<sup>19</sup> Estos autores sugieren que la relación gastos del gobierno/PIB se incrementa en respuesta a un choque inicial en los precios de las materias primas.

<sup>20</sup> Por su parte, Braun (2001) argumenta que la política fiscal sería contra cíclica en los países de la OECD.

del gobierno y el PIB real presentan respuestas acumuladas negativa y positiva, respectivamente.<sup>21</sup> Debe notarse que el índice de precios de exportación incluye también productos manufacturados de origen industrial (los que, por lo general, no tributan impuestos a las exportaciones).

### Gráfica 3

*SVAR. Respuestas simples de las variables endógenas a un choque (de un desvío estándar) en los precios de las materias primas (variables en niveles)*

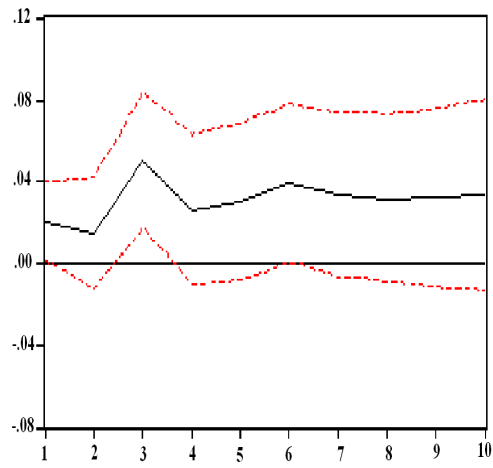


<sup>21</sup> No obstante, las respuestas acumuladas no serían en este caso significativas, salvo en el producto en el muy corto plazo.

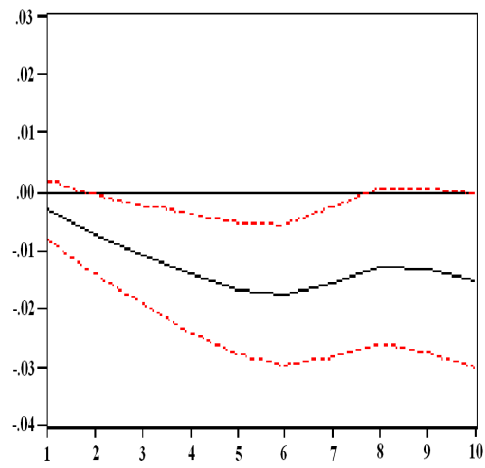


**Gráfica 3**  
(continuación)

LOG(INGTRIB)

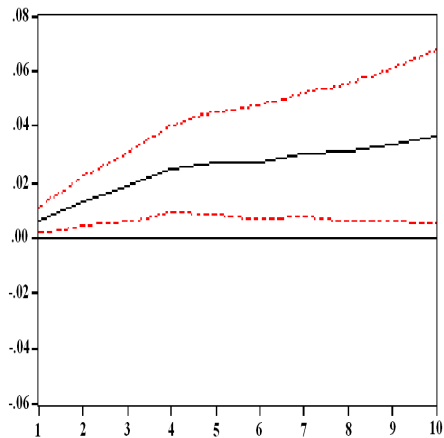


LOG(GPPIB)



**Gráfica 3**  
(continuación)

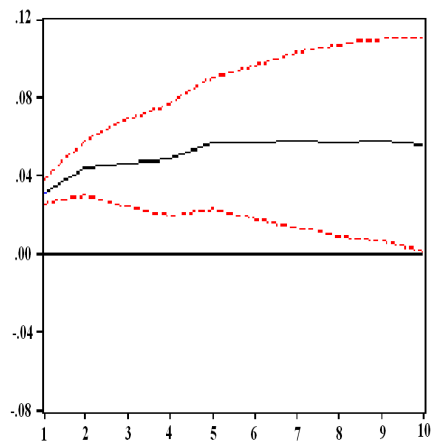
LOG(PIB real)



**Gráfica 4**

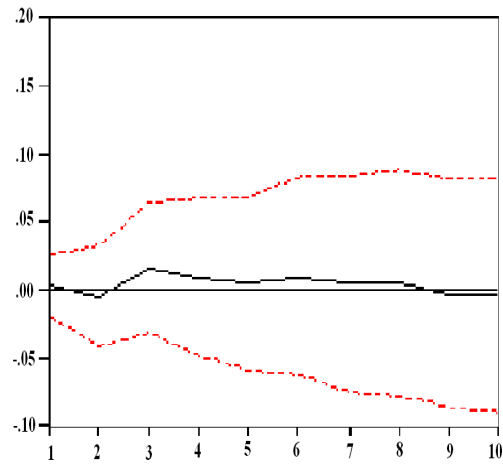
*SVAR. Respuestas acumuladas de las variables endógenas a un choque (de un desvío estándar) en los precios de exportación (variables en diferencias)*

DLOG(PRECIOSX)

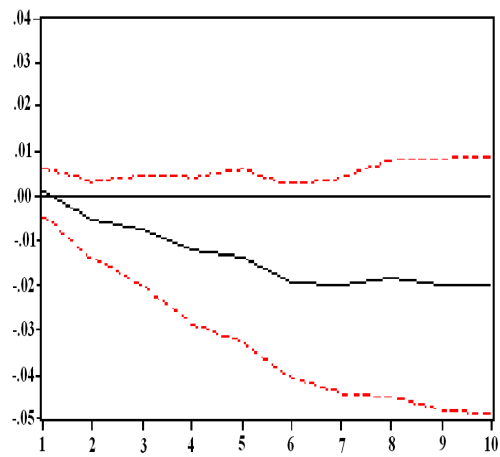


**Gráfica 4**  
(continuación)

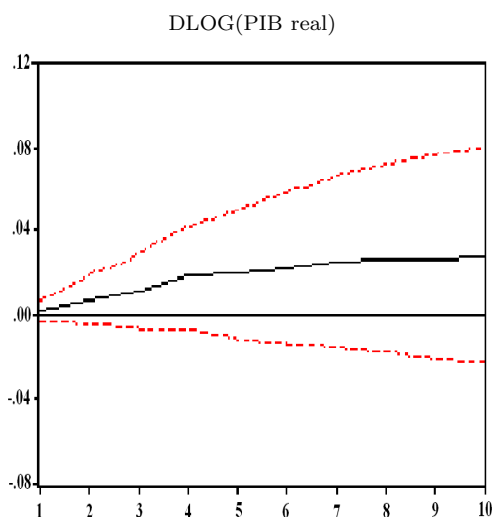
DLOG(INGTRIB)



DLOG(GPPIB)



**Gráfica 4**  
(continuación)



Finalmente, se estiman varios modelos de SVAR en los cuales se incorpora al modelo base una variable adicional de control (variables en diferencias). Esta se ubica en segundo lugar en el modelo (al considerar la primera matriz del lado derecho de la expresión 9, que al incluir la variable de control sería 5x5, las columnas tercera, cuarta y quinta de la segunda fila, tomarían valor cero).<sup>22</sup> A tal efecto, se consideraron las siguientes variables de control: 1) tasas reales de interés, 2) tipo de cambio real multilateral, 3) tipo de cambio nominal multilateral, 4) precios de importación, 5) relación exportaciones/PIB real, 6) relación ingresos tributarios de exportación/ingresos tributarios totales y 7) reservas internacionales (excluyen tenencias de oro). También se estima el modelo base incluyendo una variable exógena *dummy*, que toma valor uno desde 2002 en adelante y cero en los restantes períodos.

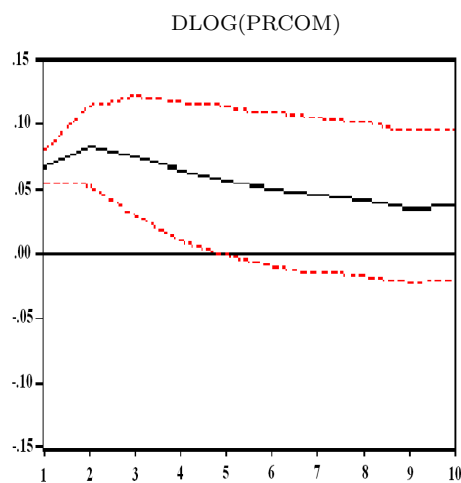
<sup>22</sup> En este caso, el vector de variables sería:  $X_t = [PrCom, Variable\ de\ control, IngTrib/PIB, GP/PIB, PIB\ real]$ . La estimación de los modelos de SVAR se hace en las primeras diferencias del logaritmo.

Debe notarse que los resultados que incluyan a estas variables de control podrían ser más difíciles de interpretar, debido al menor respaldo teórico para las restricciones de identificación en los modelos estimados. No obstante, su inclusión podría ser útil a efectos de determinar la robustez de los resultados encontrados en el modelo base.

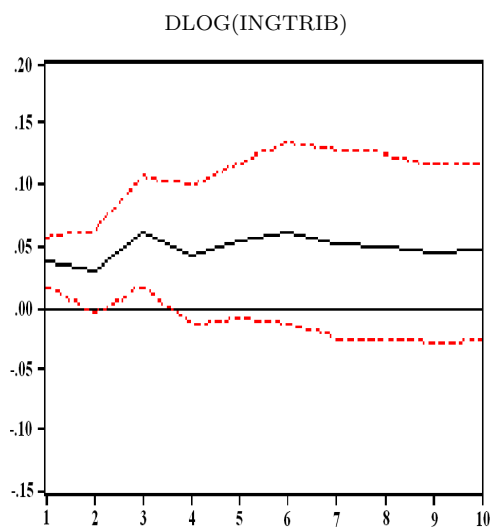
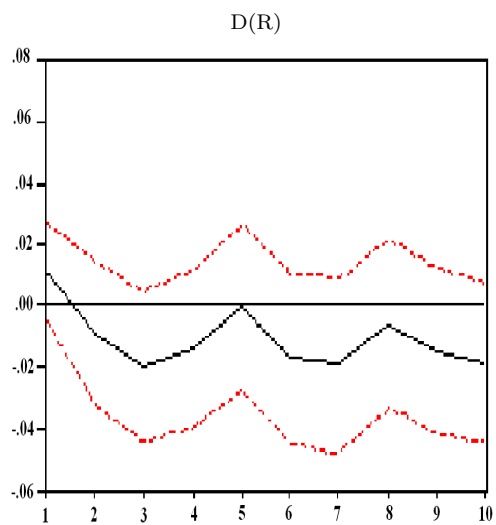
Por razones de espacio sólo se presentan los resultados del modelo que incluye a las tasas reales de interés como variable de control (variables en diferencias). En este caso, se mantienen las respuestas acumuladas positivas en los ingresos tributarios y en el PIB real, y negativa en los gastos de consumo del gobierno, pero se aprecia que la respuesta del producto no resulta significativa salvo en el muy corto plazo (gráfica 5).

### Gráfica 5

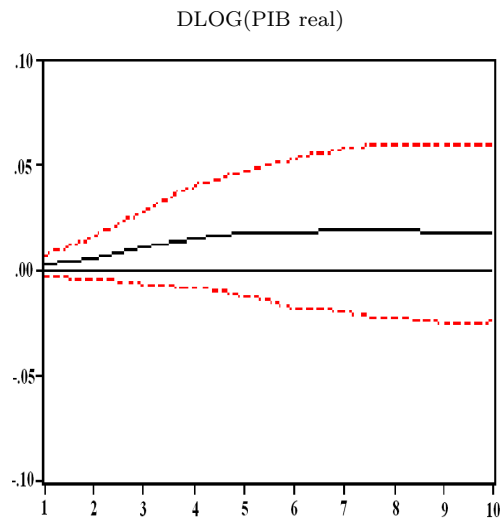
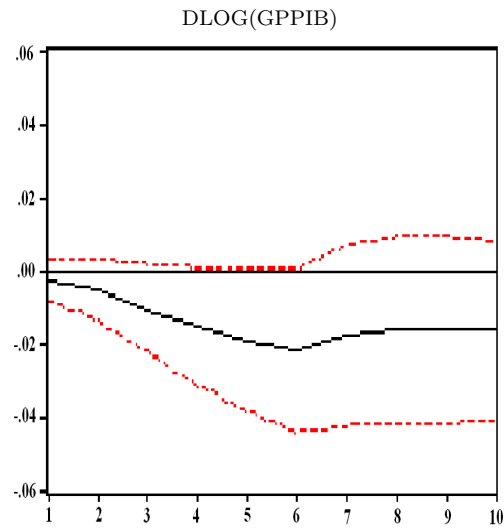
*SVAR. Respuestas acumuladas de las variables endógenas a un choque (de un desvío estándar) en los precios de las materias primas, al incluir las tasas reales de interés como variable de control (variables en diferencias)*



**Gráfica 5**  
(continuación)



**Gráfica 5**  
(continuación)



En resumen, podría afirmarse que los resultados de las funciones de impulso-respuestas se mantienen al incluir variables macroeconómicas de control (variables en diferencias). Los ingresos tributarios y el PIB real siguen presentando una respuesta acumulada positiva frente a los choques en los precios de las materias primas, en tanto que los gastos de consumo del gobierno muestran una respuesta acumulada negativa frente a dichos choques, por lo que se confirma la robustez de los resultados del modelo base. No obstante, en algunos casos, como cuando se incluyen las tasas reales de interés, las funciones de respuesta del PIB real pierden significatividad.

Cabe agregar que en las estimaciones de los modelos de SVAR, las pruebas LM de autocorrelación serial conjunta no permiten rechazar la hipótesis nula de ausencia de correlación en los residuos (cinco rezagos), de forma que los residuos no estarían autocorrelacionados.

## 7. Análisis de descomposición de la varianza

Mientras que las funciones de impulso-respuesta miden el comportamiento de las variables endógenas a diferentes choques, el análisis de descomposición de la varianza permite distribuir la varianza del error de predicción de cada variable en función de sus propios choques y de las innovaciones en las restantes variables del sistema. En otros términos, este análisis considera la importancia relativa de cada innovación aleatoria en el modelo de SVAR, de forma que la suma de estos porcentajes alcance a cien.

En el cuadro 3, se indican los resultados de descomposición de la varianza del PIB real correspondientes al modelo base y al modelo que incluye además a las tasas reales de interés como variable de control (variables en diferencias).

Los resultados muestran que mientras en el modelo base los choques en los precios de las materias primas representan el 19.1% de la varianza del PIB real, al cabo de diez trimestres, dicha participación se reduce al 8.2% cuando se controla la estimación por las tasas reales de interés.<sup>23</sup>

Por su parte, al descomponer la varianza de los ingresos tributarios, se observa que la participación de los choques en los precios de

---

<sup>23</sup> Bjornland (2000) encuentra que los choques en los precios del petróleo explican alrededor del 18% de la varianza del PIB en el caso de Estados Unidos y porcentajes menores para algunas economías de Europa, como Alemania, Noruega y el Reino Unido.



las materias primas se reduce ligeramente, al cabo de diez trimestres, del 27.1% en el modelo base, al 26.8% cuando se introducen las tasas reales de interés como variable de control (cuadro 4). A pesar de incluir en la estimación a la variable monetaria, los choques en los precios de las materias primas siguen siendo una importante fuente de volatilidad de los ingresos tributarios después de diez trimestres.

De esta forma, el análisis de descomposición de la varianza estaría sugiriendo que la inclusión de las tasas reales de interés podría afectar en mayor medida al producto, que a los ingresos impositivos del gobierno, después de diez trimestres.

### Cuadro 3

*Análisis de descomposición de la varianza del PIB real (variables en primeras diferencias). Porcentajes*

<i>Modelo base</i>				
Períodos	Precios materias primas	Ingresos tributarios/PIB nominal	Gastos de consumo gobierno/PIB a precios constantes	PIB real
1	8.0	1.5	29.9	60.6
2	12.6	7.9	22.0	57.4
4	17.6	6.7	17.0	58.7
6	18.5	6.7	17.7	57.1
8	19.1	6.6	17.5	56.7
10	19.1	6.6	17.3	57.1

<i>Modelo base con tasas reales de interés como variable adicional de control</i>					
Períodos	Precios materias primas	Tasas reales interés	Ingresos tributarios/PIB nominal	Gastos de consumo gobierno/PIB a precios constantes	PIB real
1	3.3	8.8	1.4	19.0	67.6
2	3.4	37.0	3.5	9.9	46.1
4	8.4	36.3	2.5	7.1	45.8
6	8.2	38.5	3.0	6.8	43.6
8	8.1	37.4	4.9	7.1	42.5
10	8.2	37.3	5.1	7.6	41.9

**Cuadro 4**  
*Análisis de descomposición de la varianza de los ingresos tributarios/PIB nominal (variables en primeras diferencias)*  
*Porcentajes*

<i>Modelo base</i>				
Períodos	Precios materias primas	Ingresos tributarios/PIB nominal	Gastos de consumo gobierno/PIB a precios constantes	PIB real
1	12.0	88.0	0.0	0.0
2	11.4	81.2	1.0	6.4
4	27.6	57.4	3.1	11.8
6	26.8	57.8	3.2	12.1
8	27.1	53.4	3.5	16.1
10	27.1	53.0	3.9	16.0

<i>Modelo base con tasas reales de interés como variable adicional de control</i>					
Períodos	Precios materias primas	Tasas reales interés	Ingresos tributarios/PIB nominal	Gastos de consumo gobierno/PIB a precios constantes	PIB real
1	23.2	5.7	71.1	0.0	0.0
2	21.8	7.9	64.4	0.2	5.9
4	29.2	11.3	44.0	3.8	11.7
6	28.8	12.1	43.4	3.6	12.1
8	27.0	12.9	41.2	3.5	15.4
10	26.8	13.2	41.0	3.6	15.3

Asimismo, en el cuadro 5 se presenta un resumen de los resultados del análisis de descomposición de la varianza para el modelo base y los modelos donde se incluyen variables macroeconómicas de control. Dicho cuadro muestra los porcentajes del PIB real y de los ingresos tributarios/PIB explicados por los choques en los precios de las materias primas, al cabo de diez trimestres. Se observa que la incorporación de las variables de control reduce, por lo general, el porcentaje de la varianza del PIB real explicado por los choques en los precios

de las materias primas. Así, por ejemplo, mientras que en el modelo base estos choques explican al cabo de diez trimestres el 19.1% de la varianza del PIB real, tal participación se reduce al 9.3% cuando se incorpora al tipo de cambio nominal multilateral como variable de control y a cerca del 14% cuando se incluyen el tipo de cambio real multilateral, los precios de importación o las reservas internacionales, respectivamente (algo similar ocurre al considerar los precios de exportación). En contraste, en el caso de la varianza de los ingresos tributarios/PIB nominal el porcentaje explicado por los choques en los precios de las materias primas sufre por lo general menores cambios al incorporar variables de control (excepto cuando se incluye a las reservas internacionales o la relación exportaciones/PIB), e incluso se incrementa ligeramente, en comparación con el modelo base, al considerar los precios de importación. Por su parte, al utilizar los precios de exportación, en lugar de los precios de las materias primas, se observa una reducción importante en el porcentaje de la varianza de los ingresos tributarios/PIB explicados por los choques de los precios externos (alcanza al 6.8% frente al 27.1% en el modelo base).

### Cuadro 5

*Resumen de los resultados del análisis de descomposición de la varianza. Porcentajes de la varianza del PIB real y de los ingresos tributarios/PIB nominal explicados por los choques en los precios de las materias primas, al cabo de diez trimestres Variables en diferencias. Período 1993:1-2007:2*

<i>Modelo</i>	<i>PIB real</i>	<i>Ingresos tributarios/ PIB nominal</i>
<b>Base (1)</b>	<b>19.1</b>	<b>27.1</b>
Base con precios de exportación (2)	14.3	6.8
Base con variable adicional de control (3):		
◇ Tasas reales de interés	8.2	26.8
◇ Tipo de cambio real multilateral	14.2	25.3
◇ Tipo de cambio nominal multilateral	9.3	24.3
◇ Reservas internacionales (excluyen oro)	14.7	20.9
◇ Precios de importación	14.7	29.5

**Cuadro 5**  
(continuación)

<i>Modelo</i>	<i>PIB real</i>	<i>Ingresos tributarios/ PIB nominal</i>
◇ Ingresos tributarios por exportación/ ingresos tributarios totales	18.4	23.0
◇ Exportaciones/PIB real	18.2	21.8
Base con variable <i>dummy</i> (4)	7.7	23.9
Base estimado para el subperíodo 1993:1-2001:4 (5)	3.6	8.5

Notas: (1) El modelo base incluye a los precios externos de las materias primas, ingresos tributarios/PIB nominal, gasto de consumo del gobierno/PIB real y PIB real, (2) considera los precios de exportación en lugar de los precios externos de las materias primas, (3) incluye una variable adicional de control, (4) incluye una variable *dummy* exógena, que toma valor uno desde 2002 en adelante y cero en los restantes períodos y (5) modelo base estimado para el subperíodo 1993:1-2001:4.

Cabe agregar que las respuestas de las variables a los choques en los precios externos de las materias primas podrían estar mayormente influidas por la situación correspondiente al período posterior a la crisis de fines de 2001 y por el sistema de flotación controlada del tipo de cambio imperante en este período que favorecería al sector exportador. Al estimar el modelo base para el subperíodo 1993:1-2001:4, en el cual prevaleció un sistema de tipo de cambio fijo, se observa que el porcentaje de la varianza del PIB real explicado por los choques en los precios de las materias primas, al cabo de diez trimestres, alcanza sólo al 3.6% (8.5% en el caso de la varianza de los ingresos tributarios).

## 8. Conclusiones

Los precios internacionales de las materias primas se han incrementado notablemente en los últimos años, impulsados por el crecimiento

de China, India y otras economías en desarrollo, lo que ha repercutido favorablemente en los países exportadores de estos productos.<sup>24</sup> En el caso argentino, las alzas en los precios de las materias primas (principalmente granos y aceites y en menor medida petróleo y gas) han estado asociadas con un importante crecimiento del producto y del empleo y con mejoras en las cuentas fiscales y externas.

En este trabajo se tratan de identificar los efectos de los choques en los precios internacionales de las principales materias primas agrícolas y energéticas que exporta (o importa) Argentina sobre el crecimiento del producto y el desempeño fiscal del gobierno. A tal efecto, se emplea una propuesta de VAR estructural, que permite que los choques exógenos nominales no anticipados en los precios de las materias primas afecten en el corto plazo a los ingresos tributarios, a la participación de los gastos de consumo del gobierno y al crecimiento del producto. El modelo estimado supone que los ingresos tributarios y las decisiones de gastos del gobierno no responden contemporáneamente al crecimiento de la actividad económica (Blanchard y Perotti, 1999; Fatás y Mihov, 2001 y Perotti, 2002) y que la política impositiva resulta independiente en dicho horizonte de tiempo de los gastos del gobierno (política impositiva pasiva).

Los resultados de las funciones de respuesta acumuladas muestran que el PIB real y los ingresos tributarios responden positiva y significativamente a los choques iniciales en los precios de las materias primas, por lo menos en el corto plazo, mientras que la participación de los gastos de consumo del gobierno lo hace negativa y significativamente. Este último resultado, que no es compatible con el comportamiento pro cíclico de los gastos del gobierno encontrados para otras economías en desarrollo,<sup>25</sup> podría obedecer a que el gobierno visualiza estos incrementos de ingresos como transitorios y, por tanto, los utiliza para reforzar las reservas internacionales, o para cancelar deuda, en lugar de aumentar los gastos de consumo (Tanzi, 1986). Asimismo, las respuestas acumuladas positivas y significativas en los ingresos tributarios y en el producto, y negativa en la participación de los gastos de consumo del gobierno, se mantienen, por lo general, al controlar las estimaciones por otras variables macroeconómicas, aunque al incluir a las tasas reales de interés como variable de control, la respuesta positiva y significativa en el producto sólo se

---

<sup>24</sup> Véase, por ejemplo, Trinh, Voss y Dyck (2006) y Cheung y Morin (2007). No obstante, no debería olvidarse el papel jugado por los fondos financieros que se han posicionado en estos productos ante las expectativas de un ciclo largo en los precios de las materias primas y la liquidez reinante en los mercados internacionales.

<sup>25</sup> Véase, por ejemplo, Kaminsky, Reinhart y Vegh (2004).

verifica en el muy corto plazo (aunque se mantiene siempre el signo positivo).

También se observa que los choques en los precios de las materias primas son una importante fuente de variabilidad del PIB real y de los ingresos tributarios del gobierno (explican alrededor de un 19% de la varianza del producto y un 27% de la varianza de los ingresos tributarios, después de diez trimestres), aunque dichas participaciones se reducen, en especial en el producto, cuando se controlan las estimaciones por otras variables macroeconómicas y en particular por las tasas reales de interés. No obstante, los resultados encontrados en las estimaciones podrían estar mayormente influidos por las condiciones prevalecientes con posterioridad a la crisis de fines de 2001 y por el régimen de flotación controlada del tipo de cambio, imperante en este último período, que favorecería al sector exportador.

De esta forma, la evidencia empírica encontrada para el caso de la economía argentina sugiere que los choques en los precios internacionales de las materias primas afectan positivamente al crecimiento del producto y a los ingresos tributarios del gobierno y que representan, a su vez, una importante fuente de volatilidad de dichas variables, aunque en mayor medida en el caso de los ingresos tributarios.<sup>26</sup>

Ello podría hacer a la economía, en cierta forma, vulnerable a los choques en los precios de las materias primas (que están fuera del alcance de las decisiones de política económica), por lo que resulta aconsejable tratar de diversificar las exportaciones hacia productos con mayor valor agregado.<sup>27</sup>

## Bibliografía

- Ahmed, E., J. Roser y R. Sheehan (1988). A Global Model of OECD Aggregate Supply and Demand using VAR Techniques, *European Economic Review*, (32), 1711-1729.

---

<sup>26</sup> Kumah y Matovu (2007) también encuentran que los choques en los precios de las materias primas afectan la volatilidad de los ingresos tributarios en los casos de Rusia y de otras tres economías analizadas (Kazakhstan, Kyrgyz y Tajikistan).

<sup>27</sup> El auge en las exportaciones de materias primas podría afectar las exportaciones de manufacturas si ello causara una sobrevaluación en la moneda doméstica (fenómeno conocido como enfermedad holandesa).

- Amisano, G. y C. Giannini C. (1997). *Topics in Structural VAR Econometrics*, 2a. ed., Springer-Verlag.
- Artis, M. y M. Ehrmann (2000). *The Exchange Rate. A Shock-Absorber or Source of Shocks? A Study of Four Open Economies*, European University Institute, WP núm. 38.
- Bayoumi, T. y B. Eichengreen (1992). *Is there a Conflict between EC Enlargement and European Monetary Unification*, CEPR Discussion Paper 646.
- Bernanke, B., M. Gertler y M. Watson (1997). Systematic Monetary Policy and the Effects of Oil Price Shocks, *Brookings Papers on Economic Activity*, (1), 91-142.
- Bjornland, C. H. (2000). The Dynamic Effects of Aggregate Demand, Supply and Oil Price Shocks. A Comparative Study, *The Manchester School*, (68)5, 578-607.
- Blanchard, O. y D. Quah (1989). The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances, *American Economic Review*, (79), 655-673.
- Blanchard, O. y R. Perotti (1999). *An Empirical Characterization of the Dynamic Effects of Changes in Government Spending and Taxes on Output*, NBER Working Paper Series, núm. 7269.
- Braun, M. (2001). *Why is Fiscal Policy Procyclical in Developing Countries*, Harvard University, (mimeo).
- Brown, S. y M. Yucel (1999). Oil Prices and US Aggregate Economic Activity: a Question of Neutrality, *Economic and Financial Review*, Federal Reserve Bank of Dallas, segundo trimestre, 16-23.
- Canova, F. y J. Pina (1999). *Monetary Policy Misspecification in VAR Models*, CEPR Working Paper Series, num. 2333.
- Cheung, C. y S. Morin (2007). *The Impact of Emerging Asia on Commodity Prices*, Bank of Canada, WP 07/55.
- Clarida, R. y J. Gali (1994). *Sources of Real Exchange Rate Fluctuations: How Important are Nominal Shocks?*, CEPR Discussion Paper, núm. 951.
- Corden, W. (1984). Booming Sector and Dutch Disease Economics: Survey and Consolidation, *Oxford Economic Papers*, (36), 359-380.
- Dornbusch, R. (1976). Expectations and Exchange Rate Dynamics, *Journal of Political Economy*, (84), 1161-1176.
- Engle, R. y C. Granger (1987). Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing, *Econometrica*, (55), 251-276.
- Farrant K. y G. Peersman (2006). Is the Exchange Rate a Shock Absorber or a Source of Shocks?. New Empirical Evidence, *Journal of Money, Credit and Banking*, (38)4, 939-961.
- Fatás, A. e I. Mihov (2001). Government Size and Automatic Stabilizers: International and Intranational Evidence, *Journal of International Economics*, (55), 3-28.
- Faust, J. y E. Leeper (1997). When do Long-run Identifying Restrictions give Reliable Results?, *Journal of Business and Economic Statistics*, (15), 345-353.
- Fernández-Corugedo, E. (2004). *Exercise on Estimating a Structural VAR*, Bank of England, CCBS (mimeo).
- Gavin, M. and R. Perotti (1997). Fiscal Policy in Latin America, en B. Bernanke y J. Rotemberg (Comps.), *NBER Macroeconomics Annual 1997*, MIT Press.

- Gisser, M. y T. Goodwin (1986). Crude Oil and the Macroeconomy: Test of Some Popular Notions, *Journal of Money, Credit and Banking*, (18), 95-103.
- Hamilton, J. (1994). *Time Series Analysis*, Princeton University Press.
- Hoffmaister, A. y J. Roldos (1997). *Are Business Cycles Different in Asia and Latin America?*, International Monetary Fund, IMF Working Paper 97/9.
- Jiménez-Rodríguez, R. y M. Sánchez (2004). *Oil Price Shocks and Real GDP Growth. Empirical Evidence for some OECD Countries*, European Central Bank, Working Paper Series, núm. 362.
- Kaminsky, G., C. Reinhart y C. Vegh (2004). *When it Rains, it Pours: Pro-cyclical Capital Flows and Macroeconomic Policies*, NBER Working Paper Series, núm. 10780.
- King, R., et al. (1991). Stochastic Trends and Economic Fluctuations, *American Economic Review*, (81), 819-840.
- Kose, M. (2002). Explaining Business Cycles in Small Open Economies. How much do World Prices Matter?, *Journal of International Economics*, (56), 299-327.
- Kose, M. y R. Riezman (2001). Trade Shocks and Macroeconomic Fluctuations in Africa, *Journal of Development Economics*, (65), 55-80.
- Kumah, F. y J. Matovu (2007). Commodity Price Shocks and the Odds on Fiscal Performance: A Structural Vector Autoregression Approach, *IMF Staff Papers*, (54)1, 91-112.
- Macklem, T. (1993). Terms of Trade Disturbances and Fiscal Policy in a Small Open Economy, *The Economic Journal*, (103), 916-936.
- Mendoza, E. (1995). The Terms of Trade, the Real Exchange Rate and Economic Fluctuations, *International Economic Review*, (36), 101-137.
- Obstfeld, M. (1985). Floating Exchange Rates: Experience and Prospects, *Brookings Papers on Economic Activity*, (2), 369-450.
- Otto, G. (2003). Terms of Trade Shocks and the Balance of Trade: There is a Harberger-Laursen-Metzler Effect, *Journal of International Money and Finance*, (22), 155-184.
- Perotti, R. (2002). *Estimating the Effects of Fiscal Policy in OECD Countries*, European Central Bank, ECB Working Paper 168.
- Sachs, J. (1982). The Oil Shocks and Macroeconomic Adjustment in the United States, *European Economic Review*, (18), 243-248.
- Sosa Escudero, W. (2005). *Notas sobre curso de postgrado y especialización en econometría (series temporales)*, Universidad de San Andrés y UNLP, Argentina (mimeo).
- Talvi, E. y C. Vegh (2000). *Tax Base Variability and Procyclical Fiscal Policy*, NBER Working Paper Series, núm. 7499.
- Tanzi, V. (1986). Fiscal Policy Responses to Exogenous Shocks in Developing Countries, *American Economic Review*, (76), 88-91.
- Thomas, A. (1997). *Is the Exchange Rate a Shock Absorber? The Case of Sweden*, International Monetary Fund, IMF Working Paper 176.
- Tokarick, S. (1995). External Shocks, the Real Exchange Rate and Tax Policy, *IMF Staff Papers*, (42), 49-79.
- Trinh, T., S. Voss y S. Dyck (2006). *Chinas Commodity Hunger. Implications for Africa and Latin America*, Deutsche Bank Research, current issues, 6/13/2006.