

Choques externos y fluctuaciones macroeconómicas, alguna evidencia para la economía argentina

(Recibido: marzo/09–aprobado: agosto/09)

*Luis N. Lanteri**

Resumen

Este trabajo investiga las fuentes de las fluctuaciones macroeconómicas empleando una propuesta de modelo de vectores autoregresivos estructural (SVAR) y datos trimestrales de la economía argentina que abarcan el periodo 1980:1-2008:2. A tal efecto, se imponen restricciones de largo plazo al modelo de SVAR y se identifican cuatro choques estructurales: precios externos, oferta agregada, demanda agregada y precios nominales. Los resultados muestran que los choques de precios externos tienen un efecto positivo sobre el PIB real manufacturero y que la principal fuente de las fluctuaciones en el producto obedece a los choques de oferta agregada. A su vez, los choques de demanda agregada serían menos importantes que otros para explicar las fluctuaciones en el tipo de cambio real multilateral.

Palabras clave: choques externos y domésticos, fluctuaciones macroeconómicas, propuestas de SVAR.

Clasificación JEL: C32, E34, F41.

* Funcionario del Banco Central de Argentina, Área de Investigaciones Económicas (lnlante@yahoo.com.ar).

Introducción

Uno de los temas de análisis de la macroeconomía surgido en los últimos años, ha sido el tratar de identificar empíricamente los factores que inducen las fluctuaciones en los agregados económicos. La motivación de esta literatura se origina en el interés de evaluar la importancia relativa de los choques reales y nominales,¹ así como de establecer la contribución de los choques de oferta y de demanda agregada en la generación y propagación de los ciclos económicos. Algunos de estos trabajos, de los cuales se desprenden importantes enseñanzas positivas y normativas, han sido encarados más recientemente en contextos de economías abiertas.

Tal como se destaca en el trabajo seminal de Lucas (1977), entender el funcionamiento de los ciclos económicos sería el primer paso para poder diseñar políticas de estabilización apropiadas. Aunque no existen *a priori*, razones para pensar que los mismos presentan diferencias entre las economías desarrolladas y en desarrollo, las más rápidas tasas de crecimiento y la mayor volatilidad de las variables macroeconómicas, en estos últimos países, sugieren la existencia de algunas asimetrías entre ellos (Hoffmaister y Roldós, 1997).

Asimismo, se ha venido observando, de manera reciente, un incremento en los precios de las materias primas que exportan los países en desarrollo, lo que ha traído aparejado importantes cambios en estas economías. La Argentina, al igual que otros países de la región, también se ha visto favorecida por el auge de los *commodities* y por las mejoras registradas en los precios reales de sus exportaciones.

Mientras algunos trabajos señalan que las fluctuaciones en los términos de intercambio externos podrían afectar al crecimiento del producto y los ciclos económicos (entre ellos, Macklem, 1993; Mendoza, 1995; Hoffmaister y Roldós, 1997; Kose y Riezman, 2001 y Kose, 2002), otros autores sugieren que no serían los choques en los precios reales de las materias primas los que determinarían los niveles de actividad económica, sino más bien las políticas macroeconómicas implementadas por los gobiernos para hacer frente a los incrementos de precios (entre ellas la política monetaria), las que afectarían en definitiva a los cambios en el producto doméstico (Bernanke *et al.*, 1997 y Bjornland, 2000).

El objetivo de este trabajo es determinar la participación relativa en la economía argentina de los choques de precios reales externos y de algunos choques domésticos en la generación de las fluctuaciones económicas, y establecer el impacto dinámico de éstos sobre algunas variables macroeconómicas. A tal efecto, se estima empíricamente un modelo econométrico, un VAR estructural con restricciones de

¹ En el trabajo se utiliza la palabra choques en lugar de *shocks*.

largo plazo, a partir de la contribución de Blanchard y Quah (1989) y de las extensiones para economías abiertas propuestas por Ahmed *et al.* (1993), Hoffmaister y Roldós (1997), Prasad (1999), Bjornland (1998 y 2000), y Mehrara y Oskoui (2007). En este sentido, se trata de establecer la importancia relativa de los choques externos (precios reales) y domésticos (oferta y demanda agregadas y precios nominales), a partir del análisis de descomposición de la varianza y de la dinámica del proceso de ajuste (funciones de impulso-respuesta). Los modelos estimados incorporan también algunas variables de control (tasas de interés), a efectos de verificar la robustez de los resultados encontrados en el modelo base.

Los resultados muestran que los choques no anticipados en los precios reales externos tienen un efecto positivo y casi permanente sobre el PIB real manufacturero, y que la principal fuente de las fluctuaciones en el producto obedece a los choques de oferta agregada. A su vez, los choques de demanda agregada serían, por lo general, menos importantes que otros para explicar las fluctuaciones en el tipo de cambio real multilateral.

El resto del trabajo se desarrolla como sigue. En la sección 1 se analizan los efectos teóricos de los principales choques externos y domésticos, a partir de un modelo de economía pequeña y abierta, mientras que en la 2 se describen los supuestos de identificación y las restricciones planteadas al modelo de SVAR. En la sección 3 se considera las propiedades estadísticas de las series, en tanto que en las secciones 4 y 5 se presentan los resultados empíricos obtenidos para la economía argentina. Por último, se comentan las conclusiones del trabajo.

1. Efectos de los choques externos y domésticos sobre las variables macroeconómicas, en un modelo de economía pequeña y abierta

A partir de un esquema de equilibrio general planteado originalmente por Dornbusch (1989), Hoffmaister y Roldós (1997) desarrollan un modelo para una economía pequeña y abierta, que produce bienes transables y no transables e importa insumos intermedios, y tratan de establecer los efectos de diferentes choques sobre el producto real doméstico y el tipo de cambio real.

El modelo sugiere que las mejoras en los términos de intercambio externos inducen una respuesta positiva en el PIB real doméstico. Un incremento en los precios internacionales de los productos exportables favorecería el crecimiento de las exportaciones y, de esta forma, del empleo sectorial y del producto.² Los choques

² El efecto positivo de los términos de intercambio externos sobre el producto también es observado, entre otros autores, por Mendoza (1995) y por Becker y Mauro (2006).

positivos de oferta agregada, ocasionados, por ejemplo, al progreso tecnológico en el sector de bienes transables, o a reformas que mejoren la competitividad de la economía, también provocarían una respuesta positiva en el producto doméstico.

A efectos de determinar las respuestas de las variables macroeconómicas a los choques de demanda agregada, Hoffmaister y Roldós suponen que los gastos del gobierno recaen preferentemente sobre los bienes no transables. De esta forma, una política fiscal expansiva, al cambiar la composición de la demanda (y por tanto de la producción) hacia los bienes no transables, tendría un efecto ambiguo (pequeño) sobre el PIB total en el largo plazo (debido a ello, dichos autores no sugieren un signo determinado para la respuesta del producto frente a los choques de política fiscal).³

Las mejoras en los términos de intercambio externo generarían una apreciación en el tipo de cambio real. Ello sería el resultado del denominado fenómeno de la enfermedad holandesa: el efecto de un auge en las exportaciones de algún sector sobre las actividades de los otros sectores de la economía. Los aumentos en los precios de algunas materias primas exportables, podrían determinar la absorción de recursos de otros sectores (usualmente transables que compiten con las importaciones y en menor medida no transables) y generar una contracción en su actividad. De esta forma, debido al abundante ingreso de divisas, podría apreciarse el tipo de cambio real, afectarse la competitividad y registrarse un proceso de desindustrialización en otros sectores de la economía (Corden, 1984).⁴

Los choques de oferta positivos también podrían provocar una apreciación en el tipo de cambio real. Al igual que en el caso de los términos de intercambio externos, los choques de oferta determinarían un efecto riqueza positivo y generarían una mayor demanda de bienes no transables (un incremento de sus precios). Sobre el particular, el efecto Harrod-Balassa-Samuelson, establece que una economía podría experimentar una apreciación en el tipo de cambio real (un incremento en el nivel de precios relativos), si se observara un aumento de la productividad en el sector transable en relación con el no transable.⁵ En contraste, Thomas (1997) sugiere que un choque de oferta positivo provocaría un exceso de oferta en el mercado de bienes domésticos, lo que determinaría una depreciación del tipo de cambio real en el largo plazo.

³ Podría verificarse el caso clásico (como opuesto al keynesiano). Al causar un desplazamiento (*crowding out*) sobre el sector privado, la política fiscal expansiva no afectaría al producto en el largo plazo.

⁴ Mehrara y Oskoui (2007), destacan que el auge en los precios del petróleo habría llevado a una apreciación real del tipo de cambio y a una declinación de las exportaciones no petroleras en algunas economías productoras del Golfo Pérsico y del este de Asia.

⁵ Al respecto, Obstfeld y Rogoff (1996) mencionan el caso del Japón, que experimentó una apreciación real del yen en el periodo de posguerra, debido al incremento de productividad en el sector manufacturero.

A su vez, los choques de demanda estarían destinados a determinar una apreciación del tipo de cambio real. Dado que los gastos del gobierno corresponden mayormente a bienes no transables, una política fiscal expansiva alentaría incrementos en los precios relativos de estos bienes, afectando al tipo de cambio real. Este argumento se origina en el modelo de Mundell-Fleming, donde un choque de demanda positivo lleva a una apreciación del tipo de cambio real en el largo plazo (Thomas, 1997).

Finalmente, a partir de los trabajos de Clarida y Gali (1994), el modelo sugiere que los choques de demanda y los de precios nominales presentan solamente efectos temporarios sobre el producto, mientras que estos últimos sólo afectan al tipo de cambio real en el corto plazo. Para Fisher y Huh (2002), este último supuesto se basa en la aceptación de la paridad del poder de compra (PPP) en el equilibrio de largo plazo de la economía. La neutralidad nominal (en particular la PPP) sería un rasgo de este modelo de economía abierta, al suponer que los precios se ajustan plenamente en el largo plazo.⁶ Por su parte, la variabilidad en el nivel de precios se explicaría básicamente por los choques de precios nominales.

Cabe agregar que para Jiménez y Sánchez (2004), los efectos de los choques en los precios de algunas materias primas (petróleo, por ejemplo) serían distintos para las economías importadoras, que para las exportadoras de estos productos. Mientras que un incremento en los precios debería considerarse una buena noticia (*good news*) para los países exportadores y una mala noticia (*bad news*) para los países importadores (y a la inversa, cuando los precios se reducen). En el caso de los últimos, las alzas en los precios podrían generar aumentos en los costos e inducir a las firmas para reducir la producción. Estos incrementos afectarían también al consumo, al disminuir el ingreso disponible, y a la inversión, al afectar los costos de las firmas. De esta forma, los choques en los precios reales de algunas materias primas podrían impactar negativamente sobre el producto doméstico. No obstante, es posible que las repercusiones sobre el nivel de actividad económica respondan no tanto a los choques en los términos de intercambio externos, sino más bien a las políticas gubernamentales implementadas para hacer frente a los choques mencionados. En particular, los gobiernos podrían aplicar políticas monetarias restrictivas (por ejemplo, alzas en las tasas de interés), afectando así los niveles de actividad (Bernanke *et al.*, 1997 y Bjornland, 2000).

⁶ Véase, por ejemplo, la formulación estocástica de Clarida y Gali (1994) del modelo IS-LM de economía abierta de Obstfeld (1985). No obstante, en el corto plazo, el ajuste de precios sería más lento y los precios podrían afectar al tipo de cambio real.

2. El modelo de VAR estructural (SVAR) con restricciones de largo plazo

El principal propósito de la estimación de estos modelos 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 están basadas en la teoría económica.

El modelo planteado en el trabajo trata de distinguir los choques externos de los domésticos, así como de establecer las contribuciones de los choques reales y nominales en las fluctuaciones de algunas variables macroeconómicas. A tal efecto, se utiliza un esquema de identificación propuesto por Blanchard y Quah (1989) y King *et al.* (1991), extendido a economías abiertas. Las restricciones impuestas al SVAR establecen que los choques de precios nominales no afectan a las variables reales (el tipo de cambio real y el producto), en el largo plazo. En este caso, los choques de oferta agregada tendrían efectos permanentes sobre el producto, pero no así los de demanda agregada y de precios nominales.⁷ No obstante, los choques de precios reales externos podrían afectar al producto doméstico, al tipo de cambio real y a los precios nominales, en el largo plazo.

El modelo considera al vector de variables X_t con el siguiente orden: precios reales externos ($Prext$), PIB real manufacturero ($PIBman.$),⁸ tipo de cambio real multilateral (TCR) y el índice de precios al consumidor (IPC), con las variables en logaritmo, donde Δ representa el operador de primeras diferencias (en el Anexo se describen las fuentes de las series utilizadas en el trabajo).⁹

$$X_t = [Prext, \Delta PIBman., \Delta TCR, \Delta IPC] \quad (1)$$

⁷ Véanse, por ejemplo, los trabajos de Clarida y Gali (1994), Hoffmaister y Roldós (1997), además de Mehrara y Oskoui (2007).

⁸ Se incluye al PIB real manufacturero, en lugar del PIB real (total), como en los trabajos de Agenor *et al.* (2000) y Mehrara y Oskoui (2007). Estos autores sugieren que el empleo del PIB real no sería del todo adecuado, en el caso de países en desarrollo, para captar el comportamiento del ciclo económico. La producción de energía y la agricultura podrían estar influenciadas por factores externos, o por condiciones climáticas, más bien que por factores cíclicos. A su vez, una pobre medición de los servicios y de los sectores informales podría generar sesgos en las estimaciones. En particular, el PIB real manufacturero sería una buena aproximación del producto del sector de bienes transables y reflejaría más fielmente el comportamiento del ciclo económico. Por su parte, los precios reales externos representan los precios de exportación en relación con los precios al productor de los EUA.

⁹ Suponiendo que las variables son estacionarias en primeras diferencias, excepto los precios reales externos que serían estacionarios en niveles (véase sección 3 del trabajo).

La representación estructural promedio móvil del vector X_t sería:

$$X_t = C(L) \varepsilon_t \tag{2}$$

Donde:

L es el operador de rezagos.

$\varepsilon_t = [\varepsilon_{1t}, \varepsilon_{2t}, \varepsilon_{3t}, \varepsilon_{4t}]$ indica el vector de choques estructurales no observables y exógenos.

Se supone que los errores no tienen correlación serial y que presentan una matriz de varianza-covarianza normalizada a la matriz identidad.

La propuesta de SVAR plantea recuperar el vector de choques estructurales (ε_t), que no resulta directamente observable, a partir de la estimación de un modelo de VAR irrestricto. Este VAR es invertible y genera la siguiente representación promedio móvil:

$$X_t = A(L) \mu_t \tag{3}$$

Donde:

$A(L)$ indica la matriz identidad.

μ_t señala el vector de los residuos de la forma reducida, con la matriz de covarianza Σ .

Las expresiones (2) y (3) establecen una relación lineal entre la forma reducida de los residuos y los choques del modelo estructural:

$$\mu_t = C_0 \varepsilon_t \tag{4}$$

De esta forma, sería necesario identificar la matriz C_0 (4x4) a efectos de recuperar el vector de choques estructurales ε_t , a partir del vector de errores estimados μ_t .¹⁰

¹⁰ De otra forma, el VAR irrestricto a estimar podría simbolizarse como:

$$y_t = A^{-1} C(L) y_t + A^{-1} B u_t \tag{a}$$

Donde el error estocástico u_t está normalmente distribuido, $u_t \sim N(0,1)$, y A, B, C son matrices no observables separadamente (la idea es imponer restricciones de largo plazo al VAR irrestricto para recuperar la forma estructural del modelo: $Ay_t = C(L)y_t + Bu_t$, la cual no puede estimarse directamente debido a problemas de identificación). Reagrupando los términos de (a) queda:

$$[I - A^{-1} C(L)] y_t = A^{-1} B u_t \tag{b}$$

En términos matriciales, la forma general irrestricta del modelo de largo plazo, sería:

$$\begin{bmatrix} \text{Prext}_t \\ \Delta \text{PIBman}_t \\ \Delta \text{TCR}_t \\ \Delta \text{IPC}_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} C_{11}(L) & C_{12}(L) & C_{13}(L) & C_{14}(L) \\ C_{21}(L) & C_{22}(L) & C_{23}(L) & C_{24}(L) \\ C_{31}(L) & C_{32}(L) & C_{33}(L) & C_{34}(L) \\ C_{41}(L) & C_{42}(L) & C_{43}(L) & C_{44}(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \\ \varepsilon_{3t} \\ \varepsilon_{4t} \end{bmatrix} \quad (5)$$

De acuerdo con el modelo de SVAR podrían identificarse cuatro choques estructurales: de precios reales externos, de oferta agregada, de demanda agregada y de precios nominales. El sistema de cuatro variables endógenas requiere al menos dieciséis restricciones para recuperar las innovaciones estructurales. Diez restricciones proceden de las reglas de normalización y del supuesto de que las innovaciones estructurales son mutuamente ortogonales. Las restantes seis corresponden a las restricciones de largo plazo, a partir de un modelo de economía pequeña y abierta, y se basan en los supuestos que a continuación se mencionan.¹¹

Las tres primeras restricciones de identificación consideran que los precios reales externos son estrictamente exógenos. Ello implica que los valores corrientes y retrasados del PIB real manufacturero, del tipo de cambio real multilateral y de los precios al consumidor domésticos no deberían incluirse en la ecuación de los precios externos, los que sólo se verían afectados en el largo plazo por sus propios choques. Debido a estas restricciones, los coeficientes $C_{12}(L) = C_{13}(L) = C_{14}(L) = 0$.

Las restricciones cuarta y quinta establecen que el producto real manufacturero sólo resulta influenciado, en el largo plazo, por los choques de oferta agregada (Blanchard y Quah, 1989) y de precios reales externos. De esta forma, los choques de demanda agregada y los de precios nominales afectarían al producto solamente en el corto plazo. De acuerdo con estas restricciones, $C_{23}(L) = C_{24}(L) = 0$.

Por último, la sexta restricción establece que los choques de precios nominales influyen exclusivamente en el tipo de cambio real en el corto plazo. Suponiendo la vigencia de la PPP, los choques de precios nominales incrementan los precios y

De esta forma:

$$y_t = [I - A^{-1} C(L)]^{-1} A^{-1} B u_t \quad (c)$$

Haciendo $M = [I - A^{-1} C(L)]^{-1} A^{-1} B$, se obtiene:

$$y_t = M u_t \quad (d)$$

La expresión (d) indica cómo los choques estocásticos afectan los niveles de largo plazo de las variables (se emplea a la matriz M para estimar la matriz B y se supone que A es una matriz identidad).

¹¹ Dado que la matriz simétrica $\Sigma = C_0 C_0'$ impone 10 de las 16 restricciones requeridas, sería necesario establecer seis restricciones adicionales.

deprecian el tipo de cambio proporcionalmente, por lo que el tipo de cambio real no se vería afectado en el largo plazo. La restricción sería: $C_{34}(L) = 0$.

Al incorporar las restricciones de largo plazo, el modelo de SVAR a estimar, con las variables en logaritmo, quedaría:

$$\begin{bmatrix} \text{Prext}_t \\ \Delta \text{PIBman}_t \\ \Delta \text{TCR}_t \\ \Delta \text{IPC}_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} C_{11}(L) & 0 & 0 & 0 \\ C_{21}(L) & C_{22}(L) & 0 & 0 \\ C_{31}(L) & C_{32}(L) & C_{33}(L) & 0 \\ C_{41}(L) & C_{42}(L) & C_{43}(L) & C_{44}(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \\ \varepsilon_{3t} \\ \varepsilon_{4t} \end{bmatrix} \quad (6)$$

Donde:

ε_{it} representa el vector de choques estructurales ortogonales, con media cero y una matriz de varianza-covarianza diagonal, $E(\varepsilon_t \varepsilon_t') = D$.

Una vez estimado el modelo de SVAR indicado en (4), con cinco rezagos, es posible obtener las funciones de impulso-respuesta de las variables ante diferentes choques estructurales.¹² Asimismo, podría emplearse el análisis de descomposición de la varianza para determinar la importancia cuantitativa de los choques de precios externos y de los choques domésticos en las fluctuaciones del producto y del tipo de cambio real.

3. Pruebas de raíz unitaria

A efectos de determinar si las series son no estacionarias en niveles, se realizan las pruebas de raíz unitaria mediante los estadísticos Dickey-Fuller Aumentado (ADF). Las series se presentan en logaritmo natural (las tasas activas de interés serán utilizadas posteriormente como variable de control en la estimación de los modelos de SVAR).

¹² El método de estimación es el de *scoring (analytic derivatives)*, las funciones de impulso-respuesta corresponden a la factorización estructural y para las estimaciones se utilizó el programa *EViews 5*. En los modelos de SVAR, se empleó el criterio de seleccionar un número de retrasos igual a la periodicidad más uno (cinco retrasos en el caso de variables trimestrales). De esta forma, no se observa autocorrelación de residuos, pero se mantiene, 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. No obstante, el programa empleado no permite estimar las bandas de confianza en las funciones de impulso-respuesta.

Cuadro 1
Pruebas de raíz unitaria. Estadísticos Dickey-Fuller Aumentado (ADF) y DF
Rolling. Periodo 1980: 1-2008: 2

<i>Series</i>	<i>Significatividad de la constante</i>	<i>Significatividad de la tendencia</i>	<i>ADF</i>	<i>DF Rolling</i>	<i>Orden de integración</i>
Precios reales externos	Sí	No	-3.61	-3.94	0
PIB real manufacturero	Sí	Sí	-2.31	-2.37	1
TCR multilateral	Sí	No	-2.13	-2.30	1
IPC	No	No	-2.11	-1.71	1
Tasas de interés activas (nominales)	No	Sí	-2.59	-3.07	1

En las pruebas ADF no se rechaza la hipótesis nula de existencia de raíz unitaria a 5% de significatividad (en el nivel general de los precios al consumidor no se rechaza a 1%), salvo en los precios reales externos que se rechaza a 5 y a 1%. En las pruebas *Rolling* no se rechaza la H_0 a 5% (en los términos de intercambio no se rechaza a 1%), excepto en los precios reales externos que se rechaza a 5 y a 1%. Las pruebas ADF se estimaron con cinco retrasos.

Variables en logaritmos.

Los resultados de las pruebas ADF determinan la imposibilidad de rechazar la hipótesis nula de existencia de raíz unitaria en los niveles de las variables a 5% (en el nivel general de precios al consumidor no se rechaza a 1%), salvo en los precios reales externos que serían estacionarios en niveles (la H_0 se rechaza a 5 y a 1%). Se rechaza la hipótesis nula para las primeras diferencias.

Asimismo, se estiman las pruebas DF *Rolling* (las cuales operan como una ventana móvil al correr el periodo muestral), que serían de mayor potencia que los ADF, y que incluyen una constante y una variable de tendencia. Las pruebas *Rolling* no rechazan la hipótesis nula de existencia de raíz unitaria a 5% (en las tasas de interés no se rechaza a 1%), excepto en los precios reales externos que serían estacionarios. A partir de los resultados de los tests de raíz unitaria, se considera que las series presentan una raíz unitaria en niveles y, por tanto, se computan las primeras diferencias para lograr estacionariedad, salvo en el caso de los precios reales externos que se estiman en niveles.

Debe notarse que no se han realizado las pruebas a fin de determinar la existencia de cointegración entre las variables (para la estimación de los modelos de SVAR resulta conveniente que no exista cointegración), dado que no presentan el mismo orden de integración: los precios reales externos serían estacionarios en niveles, mientras que el PIB real manufacturero, el tipo de cambio real multilateral y el nivel de precios al consumidor serían variables $I(1)$.¹³

¹³ Las pruebas de cointegración serían válidas solamente cuando se incluyen variables que no son estacionarias en niveles.

4. Funciones de impulso-respuesta

Los modelos de SVAR permiten estimar las funciones de impulso-respuesta, que indican los comportamientos de las variables endógenas, frente a un choque estructural inicial en alguna de ellas.

En la Gráfica 1 se muestran las respuestas acumuladas del PIB real manufacturero, del tipo de cambio real multilateral y del índice de precios al consumidor (en primeras diferencias del logaritmo), frente a diferentes choques de un desvío estándar (de precios reales externos, de oferta y demanda agregadas y de precios nominal).¹⁴ Se observa que los choques de precios reales externos y los de oferta agregada generan efectos positivos y permanentes sobre el producto real manufacturero (salvo durante los trimestres siete a quince en el caso de los precios externos), mientras que los choques de demanda agregada y los de precios nominales no afectan a dicha variable en el largo plazo (en el corto plazo, debido a las rigideces nominales y reales, los cuatro choques podrían influenciar al producto (Mehrra y Oskoui, 2007)).¹⁵

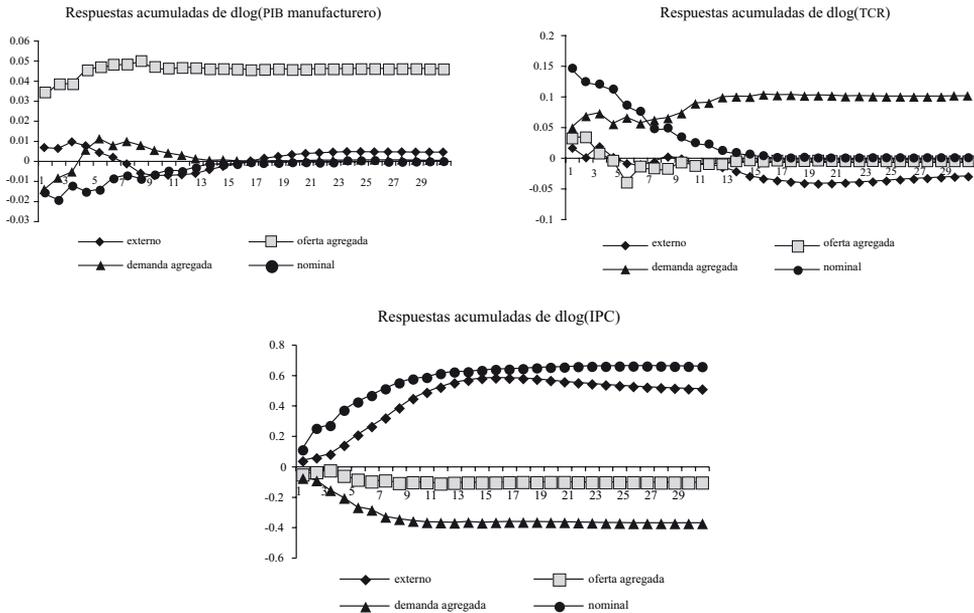
Los choques de precios reales externos generan una apreciación en el tipo de cambio real multilateral (un TCR más bajo), salvo en el corto plazo, tal como sugiere el fenómeno de la enfermedad holandesa. El auge en los precios de las materias primas de exportación llevaría (*ceteris paribus*) a una apreciación en el tipo de cambio real, lo que podría desalentar al resto de las exportaciones. Los choques de oferta agregada deprecian inicialmente al tipo de cambio real, pero generan una apreciación en esta variable después del cuarto trimestre, verificando así el efecto Harrod-Balassa-Samuelson, mientras que los choques de demanda agregada inducen un efecto positivo y permanente sobre el tipo de cambio real.

¹⁴ Para las variables expresadas en diferencias, se consideran las respuestas acumuladas a efectos de recuperar su nivel.

¹⁵ Los choques de precios nominales impactan negativamente sobre el producto en el corto plazo. Tal como muestran algunos modelos de crecimiento endógeno, que analizan el nexo entre inflación y crecimiento (Gregorio, 1992 y Jones y Manuelli, 1995), mayores tasas de inflación reducen la eficiencia del mecanismo de precios, imponen costos que no se presentan en un contexto de precios estables y afectan las decisiones de ahorro e inversión y, de esta forma, al crecimiento económico.

Gráfica 1

Funciones de respuesta acumulada de las variables a diferentes choques estructurales (un desvío estándar)



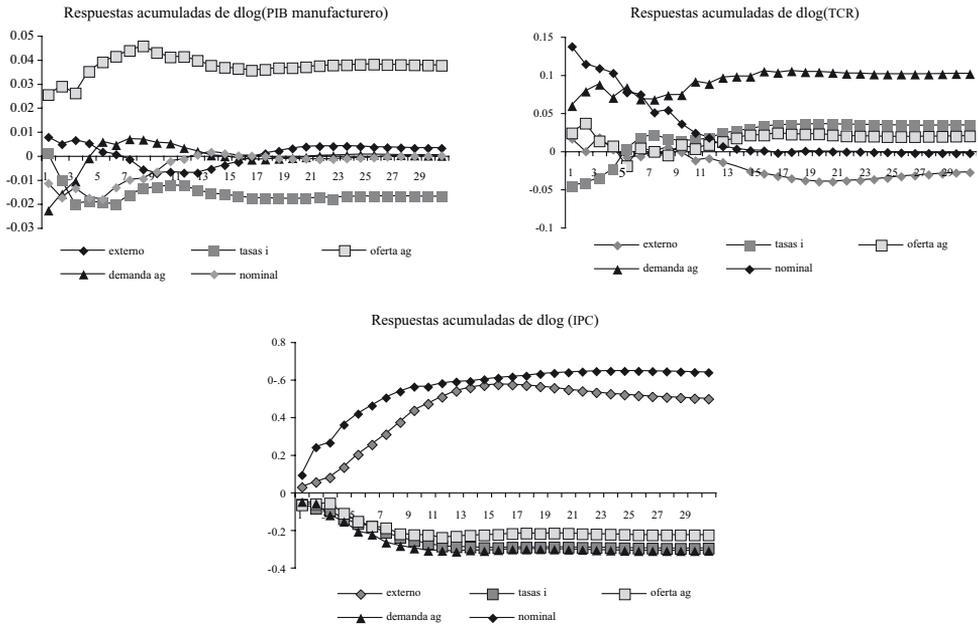
Los choques de oferta y de demanda agregadas impactan en forma negativa y permanente sobre el nivel de precios, mostrando resultados similares a los de Hoffmaister y Roldós (1997), para un panel de economías latinoamericanas y a los de Mehrara y Oskoui (2007), en el caso de Kuwait e Indonesia.¹⁶ Por su parte, los choques de precios externos y los nominales generan un incremento permanente en los precios.

Por su parte, en la Gráfica 2 se muestran las respuestas acumuladas de las variables frente a los choques externos y domésticos, en un modelo en el cual se incluye a las tasas nominales activas de interés como variable adicional de control. Esta última se ubica en segundo lugar en el SVAR.¹⁷

¹⁶ Las tasas de inflación podrían ser afectadas por otras variables del sistema económico, en forma directa mediante la demanda de dinero, o vía alguna regla de realimentación si el gobierno eligiera algún ancla nominal (Hoffmaister y Roldós, 1997).

¹⁷ En este caso, el vector de variables sería: $X_t = [Prext, \Delta i, \Delta PIBmanuf., \Delta TCR, \Delta IPC]$. En una matriz 5x5, la tercera, cuarta y quinta columnas de la segunda fila tomarían valores de cero. De esta forma, los choques de oferta agregada, de demanda agregada y de precios nominales no afectarían a las tasas de interés en el largo plazo (se

Gráfica 2
Funciones de respuesta acumulada de las variables a diferentes choques
(una desviación estándar), al incorporar las tasas de interés como variable
adicional de control



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

Se observa que los choques positivos en las tasas de interés inducen un efecto contractivo sobre el PIB real manufacturero (salvo en el primer periodo), mientras que los choques de precios reales externos y los de oferta agregada siguen afectando en forma positiva al producto real manufacturero, al igual que en el modelo base. Las tasas nominales de interés generan una apreciación en el tipo de cambio real, durante los primeros trimestres, y una depreciación en el largo plazo, así como una disminución permanente en el nivel de precios.

considera que durante buena parte del periodo estimado prevalecieron tasas de interés reguladas o administradas por la autoridad monetaria) y, a su vez, las tasas de interés no impactarían en los precios reales externos, que seguirían siendo estrictamente exógenos en el largo plazo.

La inclusión de las tasas de interés como variable de control no altera, por lo general, los resultados de las funciones de impulso-respuesta encontrados en el modelo base, excepto que los choques de oferta agregada muestran una depreciación casi permanente en el tipo de cambio real (en el modelo base estos choques deprecian al tipo de cambio real sólo durante los primeros trimestres).

Los choques de oferta agregada (productividad) y de precios externos habrían acontecido principalmente durante las décadas de los años noventa y en el presente decenio, respectivamente. Durante los noventa, la mayor apertura externa de la economía alentó la incorporación de tecnologías y de bienes de capital, lo que contribuyó a mejorar notablemente la productividad de los factores. La economía mostró durante esos años un crecimiento basado en parte en el crecimiento de la PTF. Por su parte, en los últimos años, la mayor demanda de algunos países asiáticos (China e India, por ejemplo), y el posicionamiento de inversores en materias primas contribuyó al incremento de los precios de estos productos, y en particular a la alza de las cotizaciones de las materias primas agropecuarias que exporta la Argentina. Estos factores habrían ayudado al crecimiento del producto doméstico en ambos periodos.

Cabe agregar que la aplicación de impuestos a las exportaciones podría determinar que se genere una brecha entre los precios reales externos y los términos de intercambio internos (estos últimos podrían representarse por la relación entre los precios implícitos de las exportaciones y los precios implícitos de las importaciones, o por los precios implícitos de las exportaciones en términos reales). La diferencia entre ambas variables reflejaría, en buena medida, la existencia de impuestos o derechos de exportación. En teoría, dado que estos impuestos restan competitividad y rentabilidad al sector exportable, podría reducirse la respuesta positiva de los choques de precios sobre el producto real doméstico.

5. Análisis de descomposición de la varianza

Mientras que las funciones de impulso-respuesta miden el comportamiento dinámico de las variables, a partir de un choque estructural de una desviación estándar, 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 las fluctuaciones de las variables, de forma que la suma de estos porcentajes alcance a cien.

Cuadro 2
Análisis de descomposición de la varianza del PIB real manufacturero,
el tipo de cambio real multilateral y del nivel de precios al consumidor,
frente a diferentes choques estructurales
(porcentajes)

<i>PIB real manufacturero</i>				
<i>Periodo/choques</i>	<i>Precios externos</i>		<i>Oferta agregada</i>	
1	2.7		66.5	
2	2.5		65.7	
4	3.0		59.5	
6	3.7		56.8	
8	5.2		55.5	
10	5.2		55.3	
12	5.2		55.1	
<i>TCR multilateral</i>				
<i>Periodo/choques</i>	<i>Precios externos</i>	<i>Oferta agregada</i>	<i>Demanda agregada</i>	
1	1.1	4.3	10.0	
2	2.0	4.1	11.0	
4	4.1	6.9	11.4	
6	4.2	12.2	11.0	
8	4.4	11.9	10.8	
10	4.6	12.2	11.5	
12	4.6	12.1	11.7	
<i>Nivel de precios al consumidor</i>				
<i>Periodo/choques</i>	<i>Precios externos</i>	<i>Oferta agregada</i>	<i>Demanda agregada</i>	<i>Nominal</i>
1	5.9	14.0	26.6	53.5
2	4.0	7.7	14.2	74.2
4	8.6	7.1	19.6	64.6
6	16.1	6.6	20.3	57.0
8	21.7	6.0	19.7	52.5
10	25.6	5.6	18.7	50.0
12	26.8	5.6	18.2	49.4

Factorización estructural. Se excluyen los choques donde se imponen restricciones de largo plazo sobre la variable respectiva.

En el Cuadro 2 se indican los porcentajes de la varianza del PIB real manufacturero, del tipo de cambio real multilateral y del nivel de precios al consumidor, explicados por los choques de precios externos y por los domésticos.

La variabilidad del PIB real manufacturero obedece, en su mayor parte, a los choques de oferta agregada (55.1%), mientras que los de precios externos ex-

plican sólo 5.2% de la variabilidad del producto después de doce trimestres. Estos resultados contrastan con los obtenidos por Mehrara y Oskoui (2007) para algunas economías exportadoras de petróleo. En algunos países del Golfo Pérsico y del este de Asia los términos de intercambio representarían más de 50% de la variabilidad en el producto, debido a la escasa diversificación de estas economías. Por su parte, Bjornland (2000) sugiere que para los EUA, el Reino Unido, Noruega y Alemania, los choques de oferta agregada serían la fuente más importante de las fluctuaciones en el producto en el largo plazo.

Los choques de demanda agregada explican únicamente 11.7% de la variabilidad del tipo de cambio real multilateral, después de doce trimestres, mientras que los de precios externos representan alrededor de 4.6% de la varianza de dicha variable.¹⁸ Por su parte, la variabilidad del nivel de precios responde en primer lugar a los choques nominales (alrededor de 50% después de doce trimestres), seguidos por los de precios reales externos (26.8%) y los restantes choques.

De esta forma, los choques de precios reales externos resultan más importantes para explicar las fluctuaciones en el nivel de precios domésticos, que para explicar la variabilidad del producto o del tipo de cambio real.

La incorporación de la tasa de interés como variable de control en el modelo de SVAR altera sólo ligeramente estos resultados. Los choques de precios externos continúan explicando alrededor de 5.3% de la variabilidad del PIB real manufacturero después de doce trimestres (porcentaje similar al del modelo base), pero los de demanda agregada pasan a ser casi tan importantes como los de oferta agregada como fuente de las fluctuaciones del producto (34.4 y 36.6%, respectivamente). Por su parte, los choques de demanda resultan los segundos en importancia para explicar la volatilidad en el tipo de cambio real multilateral (15.1%), mientras que los de precios externos mantienen casi la misma participación que en el modelo base (4.5% después de doce trimestres).

Cabe agregar que al utilizar los términos de intercambio externos, en lugar de los precios reales externos, en la estimación del modelo base de SVAR, los primeros explicarían un porcentaje mayor de las fluctuaciones en el producto y en el tipo de cambio real (alrededor de 14 y 11%, respectivamente, después de doce trimestres), mientras que las respuestas acumuladas de las variables a dichos choques serían similares a las observadas en el modelo estimado en el trabajo. No obstante, se ha

¹⁸ Hoffmaister y Roldós (1997) encuentran, para un conjunto de economías latinoamericanas, que los movimientos en el tipo de cambio real son explicados principalmente por los choques de demanda agregada, seguidos por los nominales, mientras que los choques externos y los de oferta resultan poco importantes.

preferido no emplear a los términos de intercambio en las estimaciones, dado que en este caso se observa evidencia de cointegración entre las variables, lo que podría implicar que el modelo de SVAR a estimar estuviese mal especificado.

Conclusiones

La literatura relacionada con el tema del presente trabajo se ha ocupado de analizar la importancia de los choques reales y nominales como fuentes de los ciclos económicos, así como de establecer las contribuciones relativas de los choques externos y de los principales choques domésticos.

Numerosos trabajos han señalado el papel que juegan los términos de intercambio externos como determinantes del crecimiento del producto y de los ciclos económicos. Varios autores, como Mendoza (1995), Hoffmaister y Roldos (1997), Kose y Riezman (2001) y Kose (2002), entre otros, sugieren que los choques de precios externos podrían afectar la asignación de recursos y explicar un porcentaje apreciable de la variabilidad en el producto. Para otros, en cambio, los efectos sobre el nivel de actividad económica responderían, no tanto a los choques externos, sino más bien a las políticas gubernamentales implementadas para hacer frente a dichos choques. En particular, los gobiernos podrían aplicar políticas monetarias restrictivas, afectando así los niveles de actividad económica (Bernanke *et al.*, 1997).

En este trabajo, se analizan los efectos dinámicos de los choques externos y domésticos (oferta y demanda agregadas y precios nominales) y se trata de determinar la importancia cuantitativa de cada uno de ellos en las fluctuaciones del producto, del tipo de cambio real y del nivel de precios domésticos, utilizando datos trimestrales para la economía argentina, que cubren el periodo 1980:1-2008:2. A tal efecto, se utiliza una propuesta de VAR estructural con restricciones de largo plazo, sobre la base de un modelo de economía abierta y pequeña, a partir de las contribuciones de Blanchard y Quah (1989), Ahmed *et al.* (1993), Hoffmaister y Roldós (1997), Prasad (1999), Bjornland (1998 y 2000) y Mehrara y Oskoui (2007). El modelo de SVAR planteado en el trabajo supone que los choques de precios reales externos son estrictamente exógenos en el largo plazo, que los de demanda agregada y los de precios nominales afectan al producto sólo en el corto plazo y que los choques nominales no impactan en el tipo de cambio real en el largo plazo.

Los resultados de las estimaciones muestran que los choques de precios reales externos inducen una respuesta acumulada positiva y casi permanente en el PIB real manufacturero, lo mismo que los de oferta agregada, mientras que los de precios nominales afectarían negativamente al producto en el corto plazo. Por su parte, los choques de precios externos aprecian en forma casi permanente al tipo

de cambio real multilateral (efecto de la llamada enfermedad holandesa), al igual que los de oferta agregada (salvo estos últimos en el corto plazo).

Del análisis de descomposición de la varianza (la contribución relativa de los diferentes choques), se observa que las fluctuaciones en el producto real manufacturero obedecen principalmente a los choques de oferta agregada (55% después de doce trimestres) y en mucha menor medida a los de precios externos (5.2%). Por su parte, estos últimos choques explican alrededor de 4.6% de las fluctuaciones en el tipo de cambio real multilateral, después de doce trimestres y los de demanda alrededor de 11.7%, mientras que la varianza del nivel de precios responde en primer lugar a los choques nominales, seguidos por los de precios externos. De esta forma, los choques de precios reales externos resultan más importantes para explicar las fluctuaciones en los precios domésticos que para explicar la variabilidad del producto o del tipo de cambio real.

Al incluir a las tasas nominales de interés como variable de control, resulta que los choques de precios reales externos, continúan explicando porcentajes similares de la varianza del producto real manufacturero y del tipo de cambio real multilateral, después de doce trimestres, en tanto que los choques de demanda agregada pasan a ser los segundos en importancia (explican 15.1%), después de los nominales, como fuente de las fluctuaciones en el tipo de cambio real multilateral.

Los efectos potenciales de los choques de precios externos, sobre las principales variables macroeconómicas, destacan la vulnerabilidad que podría llegar a enfrentar la economía argentina frente a la reversión del ciclo favorable en los precios internacionales de las materias primas, observado en los últimos años, y el consiguiente deterioro en los términos de intercambio externos.¹⁹

Referencias bibliográficas

- Agenor, P., McDermott, C. y Prasad, E. (2000). "Macroeconomic Fluctuations in Developing Countries: some Stylized Facts", *The World Bank Economic Review*, (14), pp. 251-285.
- Ahmed, S., Ickes, B., Wang, P. y Yoo, B. (1993). "International Business Cycles", *American Economic Review*, (83), pp. 335-359.

¹⁹ No obstante, se reconoce que los precios reales de exportación explican sólo un pequeño porcentaje de las fluctuaciones en el producto doméstico y en el tipo de cambio real, aunque dichos porcentajes serían mayores si se incluyera a los términos de intercambio externos en las estimaciones en lugar de la variable externa utilizada.

- Becker, T. y Mauro, P. (2006). "Output Drops and the Shocks that Matter", *IMF Working Paper 172*, IMF.
- Bernanke, B., Gertler, M. y Watson, M. (1997). "Systematic Monetary Policy and the Effects of Oil Price Shocks", *Brookings Papers on Economic Activity*, (1), pp. 91-142.
- Bjornland, H. (1998). "Economic Fluctuations in a Small Open Economy: Real versus Nominal Shocks", *Statistics Norway Discussion Papers*, Vol. 215.
- (2000). "The Dynamic Effects of Aggregate Demand, Supply and Oil Price Shocks. A Comparative Study", *The Manchester School*, (68), pp. 578-607.
- Blanchard, O. y Quah, D. (1989). "The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances", *American Economic Review*, (79), pp. 655-673.
- Clarida, R. y Gali, J. (1994). "Sources of Real Exchange Rate Fluctuations: how Important are Nominal Shocks?", *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, (41), pp. 1-56.
- Corden, W. (1984). "Booming Sector and Dutch Disease Economics: Survey and Consolidation", *Oxford Economic Papers*, (36), pp. 359-80.
- Dornbusch, R. (1976). "Expectations and Exchange Rate Dynamics", *Journal of Political Economy*, (84), pp. 1161-1176.
- (1989). "Real Exchange Rates and Macroeconomics: a Selective Survey", *Scandinavian Journal of Economics*, (91), pp. 401-32.
- Fisher, L. y Huh, H. (2002). "Real Exchange Rates, Trade Balances and Nominal Shocks: evidence for the G7", *Journal of International Money and Finance*, (21), pp. 497-518.
- Gregorio, J. De (1992). "The Effects of Inflation on Economic Growth", *European Economic Review*, (36), pp. 417-425.
- Hoffmaister, A. y Roldós, J. (1997). "Are Business Cycles Different in Asia and Latin America?", *IMF Working Paper 9*, IMF.
- Jiménez Rodríguez, R. y M. Sánchez (2004). "Oil Price Shocks and Real GDP Growth: Empirical Evidence for Some OECD Countries", *Working Paper Series*, Banco Central Europeo, vol. 362.
- Jones, L. y Manuelli, R. (1995). "Growth and the Effects of Inflation", *Journal of Economic Dynamics and Control*, (19), pp. 1405-1428.
- King, R., Plosser, C., Stock, J. y Watson, M. (1991). "Stochastic Trends and Economic Fluctuations", *American Economic Review*, (81), pp. 819-840.
- Kose, M. (2002). "Explaining Business Cycles in Small Open Economies. How Much do World Prices Matter?", *Journal of International Economics*, (56), pp. 299-327.

- y Riezman, R. (2001). “Trade Shocks and Macroeconomic Fluctuations in Africa”, *Journal of Development Economics*, (65), pp. 55-80.
- Lucas, R. (1977). “Understanding Business Cycles”, *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, (5), pp. 7-29.
- Macklem, T. (1993). “Terms of Trade Disturbances and Fiscal Policy in a Small Open Economy”, *The Economic Journal*, (103), pp. 916-36.
- Mehrara, M. y Oskoui, K. (2007). “The Sources of Macroeconomic Fluctuations in Oil Exporting Countries: a Comparative Study”, *Economic Modelling*, (24), pp. 365-379.
- Mendoza, E. (1995). “The Terms of Trade, the Real Exchange Rate and Economic Fluctuations”, *International Economic Review*, (36), pp. 101-37.
- Prasad, E. (1999). “International Trade and the Business Cycle”, *The Economic Journal*, (109), pp. 588-606.
- Obstfeld, M. (1985). “Floating Exchange Rates: experience and prospects”, *Brookings Papers on Economic Activity*, (2), pp. 369-450.
- y Rogoff, K. (1996). *Foundations of International Macroeconomics*, Cambridge, Ma.: The MIT Press.
- Thomas, A. (1997). “Is the Exchange Rate a Shock Absorber? The Case of Sweden”, *IMF Working Paper 176*, IMF.
- Trinh, T., Voss, S. y Dyck, S. (2006). “China’s Commodity Hunger”, *Deutsche Bank Research*, Junio.

Anexo

Fuentes de los datos utilizados en las estimaciones

Precios reales externos. Corresponden a los precios externos de exportación (fuente: CEPAL e INDEC (Instituto Nacional de Estadísticas y Censos)), en relación con los precios al productor (*producer prices*) de los EUA. (Fuente: FMI).

TIE. Los términos de intercambio externos provienen de la CEPAL, desde 1980:1 hasta 1985:4 inclusive, y del INDEC, para el resto del periodo (series empalmadas). Representan la relación entre los precios externos de exportación y los precios externos de importación.

PIB real manufacturero. Fuente: Cuentas Nacionales. Están expresados a precios de 1993 (los datos anteriores a 1993 fueron empalmados con la serie del PIB a precios de 1986). El PIB real fue desestacionalizado mediante el programa X12-ARIMA dada la presencia de estacionalidad en dicha serie.

Índice de Precios al Consumidor. Los datos provienen del INDEC (Instituto Nacional de Estadísticos y Censos).

Tipo de cambio real multilateral y tasas de interés activas nominales. Fuente: Banco Central.